



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE MÉXICO

FACULTAD DE ECONOMÍA

**HIPOTESIS DE MERCADOS EFICIENTES: RELACION
ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y LAS TASAS DE
INTERES**

T E S I S
QUE PARA OBTENER EL TÍTULO DE:
LICENCIADO EN ECONOMÍA

P R E S E N T A N:

**ROSAS RIVERA MARIA OLIVIA
USEDA MIRANDA DANTE**

DIRECTOR DE TESIS: MTRO. HORACIO CATALÁN ALONSO



México D.F.,

2006.



Universidad Nacional
Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

Dedicatorias

A mi *mamá* por ser la mujer más maravillosa y fuerte del mundo, por todos tus sacrificios, por ser mi gran apoyo, por ser mi mejor amiga... gracias mamá, te quiero mucho, y nunca terminaré de agradecerte lo que has hecho por mí, a quien las palabras no podrían expresar todo lo que representas en mi vida.

A mi papá (Q.D.P.) por haberme amado tanto y por todos tus deseos.

A Lalo y Yola por ser los hermanos más buena onda del mundo, gracias por estar siempre conmigo y por todos y cada uno de sus sabios consejos, pero sobre todo por ser mi gran y única familia.

A Gerardo por compartir grandes experiencias, por tu gran apoyo, y por ser parte de mi familia.

Atentamente,

Olivia.

Agradecimientos

A mis amigos Vanessa, Cinthia y Abraham por seguir juntos, por su gran apoyo invaluable.

A todos los excelentes amigos que conocí durante la licenciatura, por su apoyo incondicional y por confiar siempre en mí... gracias Cel O., Mario M., Ñoño (Pablo G.), Gustavo G., Lenin U., Naty V., Carlos P., Rey G. e Iván M..

Al profesor Fagundo por su talento nato y su genialidad como profesor que me ha llevado a sustentar mi formación, y al gran apoyo del Mtro. Contreras.

Pero sobre todo...

A la Universidad Nacional Autónoma de México por darme la oportunidad de formar parte de ella y por permitir mi formación desde el bachillerato.

Al Mtro. Horacio Catalán por su gran apoyo durante la licenciatura, por haber compartido sus conocimientos, por sus orientaciones y consejos que motivaron mi interés por esta disciplina. Pero sobre todo, por haber sido una gran persona con nosotros.

A mi gran amigo y compañero de toda la carrera y a quien sin su gran ayuda este trabajo no hubiera sido posible, Dante gracias por tu gran apoyo, tolerancia, comprensión, grandes consejos y por compartir grandes anécdotas.

Atentamente,

Olivia.

Agradecimientos

Porque el significado de este trabajo no es una labor exclusiva del o los autores, incluso es posible que tengan la menor participación y porque no es posible decir a que se debe o porque sino más bien como, quiero agradecer infinitamente:

A mis padres Gabino Useda y Guadalupe Miranda

A mis hermanos Cynthia, Albam, Nayeli, Evelyn, Miguel, Oscar y Nicole.

A mis mentores Eva González y Hugo Sampayo

A mis mejores maestros en toda la extensión de la palabra Aurelio Limón, Marisol del Carmen, y en especial a Ana Méndez, gracias por tantas lecciones.

A Alicia Acevedo

A Luis Sánchez y Claudia Larracilla

A mi insustituible amiga y compañera de tesis Olivia Rosas.

A los Profesores: Dr. Luis Miguel Galindo, Mtro. Armando Sánchez, Mtro. Manuel García, Dra. Karina Caballero y Mtro. Eduardo Alatorre y en especial al Mtro. Horacio Catalán.

A la Universidad Nacional Autónoma de México

Al proyecto PAPITT IN304702 “La política monetaria y financiera y los efectos de la apertura del sector externo en la economía mexicana con restricción externa: un enfoque econométrico”

A Iván Ibáñez donde quiera que se encuentre.

Atentamente,

Dante.

Índice

INTRODUCCIÓN

CAPITULO I. Hipótesis de Mercados Eficientes

- 1.1. Contexto teórico
- 1.2. Propiedades de la Hipótesis de Mercados Eficientes
 - 1.2.1. Expectativas racionales
 - 1.2.2. Correlación Serial
- 1.3. Mercados Eficientes y el Mercado Cambiario

CAPITULO II. Hipótesis de Mercados Eficientes en el Mercado Cambiario

- 2.1. Hipótesis de Insesgamiento.
 - 2.1.1. Aversión al riesgo
 - 2.1.2. El Enfoque de la nueva información (NEWS)
- 2.2. Hipótesis de Paridad de Interés
 - 2.2.1. Paridad de Interés Cubierta
 - 2.2.1.1. Discusión relevante sobre la Paridad Cubierta de Interés
 - 2.2.2. Paridad Descubierta de Interés.
 - 2.2.2.1. Discusión relevante de la Paridad Descubierta de Interés
 - 2.2.2.2. La paridad Descubierta de tasas de Interés considerando una prima por riesgo y fallas en las expectativas
 - a. Prima por Riesgo
 - b. La falla de las expectativas de los Agentes
 - i. Burbujas racionales y el aprendizaje ante un cambio de régimen.
 - ii. El problema del Peso

CAPITULO III. Política Cambiaria y Monetaria en México, 1976-2004.

3.1. Política cambiaria

3.1.1. Política Cambiaria en México 1976-2004

3.2. Política monetaria en México

CAPÍTULO IV. Evidencia empírica de la HME en el mercado cambiario peso-dólar 1986-2005

4.1. Evidencia Empírica

4.2. Paridad de Interés Descubierta

4.3. Hipótesis de insesgamiento

4.4. Paridad Cubierta de Tasas de Interés

4.5. Consideraciones Finales

4.6. Implicaciones en la política monetaria

METODOLOGÍA

M.1. Estacionariedad

M.2. Prueba, Dickey–Fuller Aumentada, ADF

M.3. Prueba Phillips – Perron (PP)

M.4. Prueba Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (KPSS)

M.5. Vectores Autorregresivos (VAR), pruebas de cointegración: Johansen, DOLS, COINTPO y FM-OLS, y el modelo GMM (VI)

M.5.1. Vectores Autorregresivos (VAR)

M.5.2. Cointegración por el método de Johansen

M.5.3. Procedimiento FM-OLS

M.5.4. Procedimiento DOLS

M.5.5. Procedimiento COINTPO

M.5.6. Método de estimación: GMM (IV)

CONCLUSIONES

BIBLIOGRAFÍA

ANEXO

INTRODUCCIÓN

La volatilidad del tipo de cambio provocada por la flexibilización de regímenes en general, después de la caída del sistema *Brettón Woods* ha implicado un problema empírico en los modelos de determinación del tipo de cambio, pues la excesiva volatilidad que presentaban los movimientos del tipo de cambio era interpretada como una característica de un régimen flexible, que no estaba justificada por las variables económicas denominadas fundamentales. Más específicamente, en la volatilidad del tipo de cambio *spot* y la magnitud de los errores pronosticados del *forward*.

Algunas contribuciones a principios de los setentas orientadas a la explicación del aumento de esta volatilidad en distintos sistemas económicos, desarrollaron modelos con poco poder explicativo como el de Mussa (1979), Meese y Rogoff (1983) y Backus (1981). Sin embargo, la especulación generada dada la incertidumbre y los riesgos cambiarios condujeron al desarrollo de modelos con expectativas racionales para determinar los movimientos del tipo de cambio. Siguiendo esta línea de estudio algunas investigaciones como la de Hartley (1981) argumentan que bajo expectativas racionales los pronósticos sobre el tipo de cambio están basados en alguna información públicamente disponible.

De forma más precisa, esta idea implica que los agentes en un determinado mercado utilizan la información públicamente disponible de manera racional o eficiente para realizar pronósticos sobre los movimientos del tipo de cambio. Sin embargo, como contraparte a esta idea, Fama (1984) argumenta que sí el tipo de cambio ajusta rápidamente la información disponible, los agentes no pueden utilizar la información públicamente disponible para pronosticar los movimientos del tipo de cambio. Idea que tiene fuertes implicaciones en el mercado cambiario ante un régimen flexible, ya que los agentes pueden casi siempre protegerse ante variaciones en el tipo de cambio cubriéndose en un mercado de futuros. Tal mercado de futuros se desarrolla fácilmente cuando el tipo de cambio es flexible (Friedman, 1953).

Así, la volatilidad del tipo de cambio puede ser un problema en una variedad de modelos. Durante la etapa de flexibilización, el mercado cambiario estuvo sujeto a pruebas de eficiencia en algunas investigaciones, tal como lo establece la Hipótesis de Mercados Eficientes (HME) que postula un mercado eficiente es aquel en el cual los precios ajustan rápidamente la nueva información (Fama, 1969) bajo la visión de aleatoriedad y racionalidad.

De tal forma el mercado cambiario bajo la HME, debe cumplir la condición de *insesgamiento*, es decir que la tasa *forward* debe reflejar toda la información poseída por los agentes, esto en un mercado abierto, el *forward* deberá ser un estimador *insesgado* de la tasa *spot* futura; y a la par, con la condición de *Paridad Descubierta de Interés* que postula una relación de equilibrio entre la depreciación esperada del tipo de cambio y el diferencial de interés de recursos financieros *totalmente* comparables denominados en monedas diferentes, así como la *Paridad Cubierta de Interés* enmarcada en el equilibrio entre la prima *forward* y el diferencial de interés.

Por ello la determinación de las variaciones del tipo de cambio pueden ser aproximada a través de la teoría de activos, las primeras pruebas utilizaban el estadístico Ljung-Box de autocorrelación, pruebas sobre una tasa de variación y algunas otras también utilizaban las propiedades de series de tiempo bajo el argumento de caminata aleatoria (Mussa, 1979) en los movimientos del tipo de cambio.

Después de los ochentas, hubo un cambio significativo en la metodología empleada para probar eficiencia en el mercado cambiario, el desarrollo estuvo básicamente enfocado a técnicas de cointegración bivariantes, tal como el teorema de representación de Engle y Granger (1987) empleado en Hakkio y Rush (1989) y McDonald y Taylor (1989), sin embargo este tipo de análisis incurre en problemas de omisión de variables, por lo que esta prueba no refleja si un mercado es eficiente o no, con este fin es más probable que el procedimiento Johansen (1988) sea más apropiado para probar la técnicas de cointegración multivariantes, ya que estima todas las posibles relaciones cointegración en un conjunto de variables. Esta técnica es en muchos casos utilizada para examinar insesgades de la tasa *forward* como estimador del tipo *spot*. Además, algunos estudios (Hakkio y Rush 1989, Ballie y Bollerslev 1989, Masih y Masih 1996, Singh 1997, Sanchez-Fung 1999, y Speight y McMillan 2001) emplearon técnicas de pruebas de cointegración para analizar relaciones de largo plazo que pueden ser combinadas con el mecanismo de corrección de errores para describir los ajustes de corto plazo.

El uso de técnicas de cointegración es útil en dos aspectos, primero, porque se refiere a que las variaciones del tipo de cambio corresponden a información que esta contenida en la prima *forward* en el caso de la hipótesis de insesgamiento y el diferencial de tasas de interés en el caso de la teoría de paridad, así aquella información que no sea posible explicar mediante estas variables corresponde a *innovaciones* en el mercado cambiario, cuando estas *innovaciones* no se comportan de manera aleatoria se pueden presentar eventos especulativos y presiones contra el peso, lo anterior hace referencia al comportamiento estacionario de dichas innovaciones, en segundo lugar porque permite determinar la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre dos o más variables.

Ante esto se realiza un análisis con algunas técnicas alternativas para evaluar el modelo y que permita obtener estimadores confiables para el rechazo o aceptación de la HME en el mercado cambiario mexicano, como la técnica COINTPO propuesto por Phillips y Ouliers (1990), DOLS desarrollado por Saikkonen (1991), y generalizado por Sock y Watson (1993) para variables con altos ordenes de integración, así mismo se utilizo el procedimiento de Johansen (1989), de manera alternativa también se utilizaron las técnicas FM-OLS desarrollado por Phillips y Hansen (1989) y el método GMM(IV) empleado por Hansen (1982) en un contexto similar y finalmente MCO, la justificación acerca de los métodos empleados es

presentar una discusión acerca del grado de eficiencia que contiene esta técnica (cointegración) y su nivel de determinación sobre el análisis de eficiencia cambiaria.

Los resultados de este trabajo en general, no generan evidencia a favor de la HME cambiaria en el mercado peso-dólar, sin embargo expresan algunas causas que provocan desviaciones de las condiciones PDI, PCI y HI, asociadas a cambios importantes en la trayectoria del tipo de cambio con efectos transitorios. Un claro ejemplo está caracterizado por el cambio de régimen cambiario, el cual representa un problema para el cumplimiento de la HME, ya que el principio de la etapa de flexibilización se identificaba con una alta volatilidad. Posteriormente los agentes aprendieron gradualmente sobre el funcionamiento de este régimen y la trayectoria del tipo de cambio se ha mantenido relativamente estable, por lo que es muy probable que las desviaciones acerca de la HME se reduzcan significativamente. La adopción de diferentes esquemas de política cambiaria produjo que los movimientos del tipo de cambio no hayan sido tan rápidos ni tan claros en términos de respuesta a la nueva información para los agentes económicos, alterando sus expectativas sobre la determinación del mismo, presentando serios problemas para el cumplimiento de la HME. Es claro que este tipo de experiencias en la economía provoca fuertes alteraciones en el comportamiento de los agentes, comportamiento que está sujeto a la información disponible.

Esta investigación es desarrollada en cuatro capítulos. En el primer capítulo abordamos los antecedentes del término de *mercados eficientes* y del *procesamiento de información eficiente*. En el segundo capítulo se discute el contexto teórico de las condiciones PDI, PCI y HI implicadas en la HME y algunas de las especificaciones utilizadas, de la misma manera se discuten algunos puntos relevantes que han generado sesgos en estas condiciones.

El tipo de cambio, tomado como el precio de una acción, está fuertemente influenciado por las expectativas que existen de eventos futuros en la economía. Las implicaciones de un escenario que presenta distintas características en cada periodo tiene una fuerte influencia sobre los resultados empíricos, por lo que en el capítulo tres analizaremos los distintos esquemas bajo los cuales han estado interactuando las variables de estudio. Al analizar el mercado cambiario bajo la HME, debemos observar los acontecimientos históricos que dan lugar a cambios de política cambiaria y su incidencia en el cumplimiento de nuestra hipótesis.

En el cuarto capítulo, desarrollamos la evidencia empírica de la HME en el mercado cambiario. El análisis empírico se aborda bajo la condición de *Paridad de Tasas de Interés* y la *Hipótesis de Insegamiento*. Estas condiciones sirven como una guía fiable a los inversionistas y a la conducta ordenada de la política monetaria, cuando se considera que los mercados *forward* y *spot* son eficientes.

Finalmente, nuestras conclusiones exponen los resultados del análisis empírico así como algunas de las posibles causas de dichos resultados. Las condiciones y restricciones que implica la HME, están influenciadas por las características estadísticas propias de los datos, de

tal forma que al relacionar este tipo de variables económicas, es posible no obtener resultados del todo satisfactorios, en particular porque el periodo de estudio estuvo sujeto a distintos cambios. En la metodología se exponen las características de las técnicas empleadas y se describen sus propiedades y aquellas ventajas de estimación sobre los parámetros acorde con algunas exigencias que postula la HME.

CAPITULO I.

HIPÓTESIS DE MERCADOS EFICIENTES

La teoría de mercados eficientes alude a la función de los mercados en relación con la asignación eficiente de los recursos en la economía, es decir, la función primera del mercado es la asignación de la propiedad del *stock* de capital de la economía (Fama, 1965). En términos generales, el caso ideal es el de un mercado donde los precios dan señales exactas para la asignación de los recursos (Fama, 1970). Esta idea formo bajo la Hipótesis de Mercados Eficientes (HME) la necesidad de que en cualquier momento un mercado eficiente debe reflejar por completo toda la información relevante y disponible en los precios actuales¹ (Fama, 1970) de tal forma que difícilmente los agentes podrían anticiparse a los movimientos de los precios manera sistemática (Fama, Fisher, Jensen y Roll, 1969) debido a que no existen oportunidades de obtener ganancias extraordinarias por invertir sobre las bases de información ya disponibles. Dentro de este contexto, los precios están relacionados con las expectativas de los agentes condicionadas a un *conjunto de información*². Sin duda alguna, el conjunto de información juega un papel importante que ha llevado a formular tres variantes de la HME proporcionadas por Fama (1971):

1. La forma débil: considera únicamente como información los precios históricos.
2. La forma semifuerte: considera además la información pública disponible.
3. La forma fuerte: además de las dos anteriores, incorpora también información privilegiada.

La *forma débil* sugiere que toda la información relevante, de los precios históricos de las acciones, sea reflejada en los precios actuales. De esta manera utilizan conjuntos de información que sólo incluyen los precios pasados. Los primeros trabajos de eficiencia se centraron especialmente en esta hipótesis, por lo que el conjunto de información fue considerado como la serie histórica de los precios. Las pruebas sobre la eficiencia débil son pruebas clásicas sobre la independencia de las variaciones de los precios, y consisten en calcular autocorrelaciones sobre activos específicos.

Kendall (1953), Moore (1962) y Fama (1965) han trabajado esta clase de constatación, quienes analizaron las primeras diferencias logarítmicas de los precios diarios de treinta acciones del *Dow-Jones Industrial*. En los tres casos coinciden en su conclusión de que no observan correlación serial³ significativa como para apoyar la existencia de dependencia lineal sustancial entre los cambios sucesivos de los precios de los títulos analizados.

¹ La competencia entre los agentes asegura que la información más exacta se incorpora en los precios y que el mercado funciona eficientemente.

² El conjunto de información se puede entender como el conocimiento respecto a sucesos externos que pueden influir sobre el objeto de estudio de forma indirecta.

³ El coeficiente de correlación serial proporciona una medida de la relación entre el valor de una variable aleatoria en el tiempo t y su valor τ -periodos anticipados. En términos más técnicos, la correlación serial en el tiempo podría provocar fácilmente correlación serial en la oferta de las acciones y en los precios. Ilustrativamente, bajo el supuesto de que la expectativa en t de la predicción del precio en T , tal que $T > t+1$, que a su vez se encuentra condicionada a la información en $t+1$ y a la información en t , es igual a la expectativa del precio en T condicionada a la información disponible en t . Lo cual implica que el pronóstico en el tiempo t que el agente hará mañana es una variable aleatoria debido a que entre hoy y mañana habrá nueva información disponible. Aunque mañana

Las pruebas sobre la eficiencia *semifuerte* tratan sobre cómo los precios reaccionan cuando llega nueva información sobre el mercado. Lo cual revela una hipótesis más severa acerca de la HME, pues ningún inversionista ante un aumento de información que se encuentra públicamente disponible, puede lograr ganancias excesivas debido a que esa información es rápidamente incorporada y reflejada en los precios.

El precio de las acciones bajo esta forma responde rápidamente a las señales del mercado, afectando las ganancias futuras de las acciones que se esperaban obtener ante un aumento de información. El conjunto de información cambia constantemente ante nuevas y diferentes interpretaciones de la información públicamente disponible produciendo nueva información que se ve reflejada inmediatamente por un cambio en el precio, ante esto se dice que dichos cambios son aleatorios, ya que el conjunto de información no se puede pronosticar antes de que se produzca, en caso contrario este pronóstico formaría parte del conjunto de información actual.

En otras palabras, el precio de las acciones responde a una secuencia de eventos aleatorios y por tanto el comportamiento de éste seguirá una *caminata aleatoria* (*random walk* por su traducción al inglés)⁴.

Por otro lado, la forma *fuerte* parte del supuesto de que los precios reflejan absolutamente toda la información ya sea pasada, pública o privada e implica que pese a que exista información privilegiada de la cual sólo ciertos agentes son beneficiados, éstos no podrán obtener ganancias extraordinarias. Ésta es una hipótesis extrema y difícil de cumplir, ya que de cumplirse se estaría hablando de un mercado perfecto (Roberts, 1967). Jaffe (1974) analizó el comportamiento de una empresa donde hay personas con acceso a información privilegiada y, esto les asegura obtener beneficios extraordinarios, hecho claramente contrario a la hipótesis fuerte de eficiencia, en donde los precios deben reflejar toda la información existente; el resultado tampoco favorece la hipótesis intermedia, porque esos posibles beneficios extraordinarios se prolongaban más allá de la fecha en la que esa información se hacía pública.

este disponible nueva información está ya incorporada en la predicción de hoy. Entonces, la expectativa de hoy de la predicción de mañana es igual a la predicción de hoy.

⁴ Desde que se establece que el precio actual de un activo refleja completamente toda la información disponible, implica el supuesto de que los cambios sucesivos en los precios o los rendimientos son independientes e idénticamente distribuidos, estas dos propiedades constituye el modelo del *random walk*: $f(r_{j,t+1} | \Omega_t) = f(r_{j,t+1})$, donde r_j es el rendimiento del activo j , Ω_t es el conjunto de información en t y f es una función de densidad, lo que implica que la distribución condicional y la distribución de probabilidad marginal de una variable aleatoria independiente son idénticas, además de que la función de densidad f deberá ser la misma para todo t .

1.1. Contexto teórico

Los procesos aleatorios de los precios eran resultados de que el mercado estaba procesando nueva información eficientemente. Sin embargo, la definición acerca de que los precios reflejan completamente la información disponible es muy general y ambigua, ya que para que pueda ser modelado y probado *el proceso de formación de los precios debe ser más detallado* (Cuthbertson, 1996) además es necesario poder plantear alguna función de probabilidad que permita el cálculo de la expectativa ($E(\cdot)$) acerca del valor futuro de los precios.

Por lo que para probar esta hipótesis debemos y podemos suponer que en algún momento t toda la información relevante de los precios esta contenida en Ω_t , éste conjunto esta formado por cada agente p que posee un conjunto de información Ω_t^p sin costo alguno. Lo que implica que Ω_t es igual Ω_t^p , es decir que los agentes conocen toda la información contenida en este conjunto; el resultado de los rendimientos está denotado por la siguiente función de densidad de probabilidad:

$$f^p(r_{t+n} | \Omega_t^p) = f(r_{t+n} | \Omega_t) \quad (1.1)$$

Donde f^p es una función de densidad de probabilidad del participante p , r_{t+n} es el rendimiento de un activo en el período $t+n$ condicionado al conjunto de información Ω_t^p del agente p . Desde que los agentes suponen conocer plenamente el modelo que genera rendimientos futuros y que éste utiliza toda la información relevante para hacer el mejor pronóstico de los rendimientos esperados, se sabe que se trata de un modelo que esta utiliza expectativas racionales. Sin embargo, la constatación empírica de esta proposición consiste en comprobar que las expectativas de mercado coincidan con los valores *ex post* que realmente tomaron los activos. Ahora bien, los valores reales que tomaron los precios en $t+1$ son perfectamente observables *ex post*, las expectativas que tenia el mercado respecto de esos valores en el momento t no lo son. Lo que también es observable *ex post* son los precios que fijó el mercado en t en función de sus expectativas y de un determinado modelo de equilibrio. De esta forma, los agentes verán *ex post* que los pronósticos de los errores involucrarán beneficios o pérdidas *ex post*, representándolo de la siguiente forma:

$$\eta_{t+1}^p = r_{t+1} - E^p(r_{t+1} | \Omega_t^p) \quad (1.2)$$

Donde η_{t+1}^p representa la diferencia entre el valor observado *ex post* y la expectativa formada *ex ante* del pronóstico del agente p sobre el rendimiento r_{t+1} . El superíndice p denota que las expectativas y los pronósticos de los errores están condicionados en el modelo de equilibrio de rendimientos utilizados por los agentes (Cuthbertson, 1996). Los rendimientos esperados incluyen un elemento para compensar algún riesgo en el mercado y para habilitar el hecho de que los agentes puedan obtener beneficios normales. La normalidad hace referencia a la propiedad de $E(\eta_{t+1}^p | \Omega_t) = 0$, donde η_{t+1} es el exceso del activo del agente p en el tiempo $t+1$, esto es la diferencia entre los precios o rendimientos observados y el valor esperado del precio o rendimiento que fue proyectado a partir de la información contenida en Ω_t . Lo anterior afirma que los excesos de los precios del tiempo t de los rendimientos esperados sobre el siguiente periodo serán cero.

Entonces la HME supone que el exceso de rendimientos o pronóstico de los errores responden a cambios de *nueva información (news)*⁵, algunas investigaciones (Canale y Napolitano, 2001, Koedjik y Wolf, 1996, y Tanner, 1999) argumentan que es posible que las variables fundamentales no influyan, tan significativamente, sobre algunos precios por lo menos en la forma sugerida por los modelos tradicionales sino que sean las *news* sobre dichas variables las que determinen las fluctuaciones de los precios por lo menos en el corto plazo, así que la HME captura innovaciones con respecto a la información disponible. Por lo que las pruebas aplicadas a la HME se deben basar en verificar el cumplimiento de las expectativas racionales a través de la ortogonalidad en la información para deducir si esta es eficiente en el modelo; los rendimientos esperados pueden ser predecibles sin embargo, deben ser normales y los beneficios condicionados por la información no deben de ser extraordinarios, este beneficio es la tasa de riesgo ajustada de los rendimientos.

1.2. Propiedades de la Hipótesis de Mercados Eficientes

La mayoría de los modelos teóricos están basados en el supuesto de que las condiciones de equilibrio del mercado pueden ser expresadas en términos de los rendimientos esperados. En términos generales, el equilibrio de los rendimientos esperados de un activo está en función de su riesgo, y éste a su vez en función de un conjunto de información relevante (Fama, 1970):

⁵ Este concepto tiene su origen en modelos monetarios que incorporan expectativas racionales, así que cuando se trabaja con algún precio y bajo el enfoque de activos, se considera que un determinado precio actual depende tanto de sus valores futuros esperados como de los valores actuales de sus determinantes fundamentales, es posible por tanto que existan acontecimientos no previstos que provoquen que el precio de un determinado activo se desvíe de la senda establecida por tales determinantes, esos acontecimientos imprevistos constituyen nueva información (*news*), en términos formales puede ser definido como la diferencia entre el valor esperado de las variables fundamentales y su valor real observado y anunciado. Este punto se desarrolla con mayor amplitud en la sección 2.1. aplicada a la hipótesis de insesgamiento.

$$E(\tilde{p}_{j,t+1} | \Omega_t) = [1 + E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Omega_t)] p_{jt} \quad (1.3)$$

Donde $E(\cdot)$ es el operador esperanza, p_{jt} es el precio del activo j en el tiempo t , $\tilde{p}_{j,t+1}$ es su precio en $t+1$, $r_{j,t+1}$ es la tasa de rendimiento⁶ del primer periodo y por tanto $E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Omega_t)$ que es determinado por la teoría de las expectativas, representa a la expectativa de los rendimientos del activo j esperados en $t+1$ condicionados a Ω_t que es el conjunto de información, éste se supone que refleja completamente la información en el precio en t , y la *tilde* indica que la variable es una caminata aleatoria en el tiempo t .

Los supuestos de que las condiciones del equilibrio de mercado pueden ser expresadas en función de los rendimientos esperados y que los rendimientos esperados de equilibrio están formados con base en la información contenida en Ω_t permite tener mejores implicaciones empíricas (Fama, 1970), esto destaca la posibilidad de que el sistema se basa sólo en la información contenida en Ω_t e impide que se obtengan beneficios extraordinarios. Para propósitos explicativos, homogeneizando la ecuación (1.2) y (1.3) obtenemos para el precio p del activo j :

$$x_{j,t+1} = p_{j,t+1} - E(p_{j,t+1} | \Omega_t) \quad (1.4)$$

y sabemos que tiene la propiedad:

$$E(\tilde{x}_{j,t+1} | \Omega_t) = 0 \quad (1.5)$$

De donde la serie $\{x_{j,t}\}$ es por definición un *juego justo* (*fair game* por su traducción *al inglés*)⁷ respecto a la información de la serie $\{\Omega_t\}$. La teoría convencional utiliza los modelos *juego justo* porque es una forma de poder probar empíricamente la teoría de los mercados eficientes y garantiza al mismo tiempo que por esta propiedad los rendimientos esperados son cero dado el conjunto de información. A partir del concepto matemático de cómo están definidos los rendimientos esperados en (1.5) y limitándolo con el supuesto de que el rendimiento esperado del activo j es constante en el tiempo, entonces por las propiedades de un *juego justo* se puede establecer la relación:

⁶ La tasa de rendimiento es obtenida a partir de $\frac{p_{j,t+1} - p_{jt}}{p_{jt}}$; las tildes hacen referencia a que se trata de variables aleatorias.

⁷ Dado un nivel de un determinado precio, éste sólo cambia en respuesta a nueva información, entonces cambios sucesivos en el nivel de precios deberán ser estacionarios (el proceso de evaluación de precios subyacente no debe tener cambios estructurales y por lo tanto un componente tendencial) e independientes, de tal manera que el mercado presenta un *fair game* (Cornelis, 1999). De esta manera, la comprobación de la HME tiene como hipótesis nula que el mercado es un *fair game*.

$$E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Omega_t) = E(\hat{r}_{j,t+1}) \quad (1.6)$$

El modelo *juego justo* establece que las condiciones de equilibrio del mercado pueden ser establecidas en términos de rendimientos esperados y que la información contenida en Ω_t es utilizada completamente por el mercado para formar las expectativas de los rendimientos de equilibrio y en los precios. Entonces equivalentemente por esta propiedad se tiene en términos de rendimiento:

$$z_{j,t+1} = r_{j,t+1} - E(r_{j,t+1} | \Omega_t) \quad (1.7)$$

entonces

$$E(z_{j,t+1} | \Omega_t) = 0 \quad (1.8)$$

En términos económicos $z_{j,t+1}$ es el exceso de rendimiento del activo j en el tiempo $t+1$, esto es que los excesos de los precios del tiempo t de los rendimientos esperados sobre el siguiente periodo serán cero. Una implicación de la ecuación (1.8) es que no todos los participantes en el mercado utilizan la información eficientemente (Mishkin, 1978), algunos participantes podrán ser irracionales si invalidar la teoría de los mercados eficientes. Esta ecuación (1.8) es análoga a una condición de arbitraje, debido a que el conjunto de información no cuesta, los especuladores tendrán que ser compensados por incurrir en sus actividades y por el riesgo que sostienen. Así, los agentes pueden percibir beneficios sin aprovecharse del modelo de tal forma que pueden comprar y vender hasta el punto donde la expectativa de los excesos de rendimiento se sostenga aproximadamente con la condición establecida.

Llevando esta propiedad a términos de un sistema económico dado, basado en un conjunto de información Ω_t existe un $\alpha_j(\Omega_t)$ que dirá a los agentes la cantidad que se encuentra disponible en t que está por ser invertida en los n activos disponibles, donde el coeficiente está dado por:

$$\alpha(\Omega_t) = [\alpha_1(\Omega_t), \alpha_2(\Omega_t), \dots, \alpha_n(\Omega_t)] \quad (1.9)$$

Entonces el exceso total del mercado en $t+1$ generado por ese sistema, y dadas las propiedades que implica el *juego justo* es:

$$E(\tilde{v}_{t+1} | \Omega_t) = \sum_{j=1}^n \alpha_j(\Omega_t) E(z_{j,t+1} | \Omega_t) = 0 \quad (1.10)$$

donde $E(\tilde{v}_{t+1} | \Omega_t)$ es la expectativa de los rendimientos \tilde{v}_{t+1} de los n activos del mercado y que por la propiedades del *juego justo* se establece que la esperanza sea cero. De lo anterior se desprende que un mercado eficiente es aquel donde el precio del mercado es una estimación insesgada del valor verdadero de la inversión, sin embargo esta es una fuerte implicación, ya que si bien se esperarían estimaciones insesgadas bastaría de manera empírica comprobar que las desviaciones de los valores estimados y reales son aleatorias. Este hecho implica que existen las mismas oportunidades para todos los agentes, ya que las estimaciones están por encima o por abajo de los valores reales en cualquier punto del tiempo, y estas desviaciones no están correlacionadas con alguna variable actual. Así que las desviaciones del precio de mercado del valor verdadero son aleatorias, permitiendo además que ningún grupo de agentes, utilizando cualquier tipo de estrategia, puedan encontrar de forma consistente por abajo o encima de los niveles estimados.

1.2.1. Expectativas racionales

Se sabe que la diferencia entre los precios y el conjunto de información es igual a un error que mide la incertidumbre de cada agente y que se comporta como una variable aleatoria (Grossman, 1976). La razón de que los cambios en los precios sean aleatorios se debe a que los agentes en el mercado son racionales, ya que se mueven en un mercado de competencia. Por consiguiente los precios se determinan racionalmente, sólo la nueva información producirá alteraciones en los mismos y la aleatoriedad será el resultado natural de que los precios reflejen siempre toda la nueva información disponible.

De forma ilustrativa, en el periodo $t-1$ cada agente trata de maximizar la utilidad esperada de su riqueza en función de la información que posee en exclusiva, dado un precio de equilibrio P_t , uno de los agentes decide observar el precio P_t y hace una regresión de este en función de P en $t-1$ y de la información que posee, entonces si el coeficiente de P_{t-1} es estadísticamente significativo implica que P_{t-1} proporciona información adicional por encima de la información que posee el agente, ya que el precio en $t-1$ contiene implícitamente el comportamiento de los demás agentes. Por lo que podemos afirmar (bajo los supuestos de que cada individuo tiene una función de utilidad, los ε_t se distribuyen como una normal y que no están correlacionados) que la demanda de un activo con precio P_t esta condicionada no sólo a la información que cada agente posee sino que también al precio en $t-1$ que a su vez refleja toda la información disponible en la economía.

Así, se dice que hay expectativas racionales cuando los agentes actúan en función del conjunto de información contenido implícitamente en el precio P_{t-1} y de su información en exclusiva, por lo que el precio transmite toda la información disponible para pronosticar el valor de P_t aún cuando existen n fuentes de información diferentes.

Bajo esta supuesto de expectativas racionales, la diferencia entre los precios y el conjunto de información es igual a un error que medirá la incertidumbre de cada agente, tal error se comportará como una variable aleatoria (Grossman, 1976). Fama (1971) afirma que los procesos aleatorios de los precios son resultados de un mercado competitivo ideal, lo cual indica que el mercado está procesando eficientemente nueva información. Esto deberá revelar que los rendimientos esperados condicionados al conjunto de información son iguales a los rendimientos esperados no condicionados, $E(r_{t+1}|\Phi_t) = E(r_{t+1})$.

1.2.2. *Correlación Serial*

La presencia de autocorrelación no necesariamente implica ineficiencia en el mercado. Fama (1984) calcula las autocorrelaciones, bajo el supuesto de que las expectativas de los rendimientos de un conjunto de acciones son constantes; encontrado que estas eran cercanas a cero, y concluye que cualquier presencia de autocorrelación no indica que se pudiese obtener beneficios extraordinarios.

Los cambios en los rendimientos de las acciones o bonos a largo plazo, período a período constituyen parte de los cambios de los precios, la mayor parte de estos cambios se atribuyen a la llegada de nueva información al mercado. Sin embargo, si los rendimientos esperados están serialmente correlacionados, los tipos de rendimiento de estos valores también estarán serialmente correlacionados (Mishkin, 1978).

Esta nueva evidencia sobre los mercados eficientes de bonos ha sido proporcionada por Mishkin (1978), quien supuso que el rendimiento de equilibrio de los bonos a largo plazo podía ser descrito por la suma del tipo de interés de corto plazo y de una prima de liquidez constante. Así, realizó contrastes de ortogonalidad para observar si la información en periodos anteriores a t podría predecir el exceso de rendimientos. Mishkin (1978) encontró muy poca evidencia significativa de cualquier tipo de ineficiencias en el mercado, aunque algunas pruebas estuvieron próximas a demostrar que la información pasada tenía alguna utilidad.

Fama (1975) en un estudio sobre el mercado de obligaciones del gobierno respaldó la hipótesis de que las expectativas son racionales y que los rendimientos esperados son constantes, formuló las hipótesis de que los rendimientos reales esperados de los bonos del Tesoro eran constantes y que los movimientos en las tasas de interés nominal reflejaban las expectativas de inflación. Los resultados de este estudio dio lugar a una controversia debido a que investigadores sobre el tema (Nelson y Schwert, 1977) argumentaban que las pruebas realizadas por Fama no eran muy fiables para verificar la hipótesis tal vez debido a que los errores en el pronóstico de la inflación son probablemente mucho más grandes que los movimientos en las tasas reales anticipados, dejando a las pruebas sin gran poder estadístico. No

obstante, Mishkin (1981) tomó un periodo más largo de estudio, de donde encontró una variación sistemática en las tasas de interés real cuando la muestra se extiende a través de los años setenta y durante el período entreguerra. Esto demostró que los resultados arrojados por el estudio de Fama se debieron a su periodo muestral, durante el cual los movimientos en las tasas de interés en periodos previos debieron ser pequeños y por tanto, producían evidencia insuficiente sobre como los precios respondían a la información.

En resumen a lo anterior, tenemos que la teoría de mercados eficientes se puede resumir como aquellos mercados que incorporan toda la información disponible en el precio. Los supuestos subyacentes en esta definición son la disponibilidad de información sin costo alguno y el hecho de que todos los agentes llegan a las mismas conclusiones respecto de la influencia que tiene la nueva información disponible en el precio del mercado. Además un mercado será eficiente sí el comercio ejecutado en él sostiene costos de transacción mínimos, esto significa que los comerciantes con bajos costos de transacción pueden responder rápida y fácilmente a nuevos rubros de información relevante del precio de las acciones y de ese modo obtendrán compras y ventas virtualmente instantáneas, y a su vez esta nueva información será reflejada en los nuevos.

1.3. Eficiencia Cambiaria

Existen un conjunto de consideraciones que impiden que la HME se verifique exactamente. Estas consideraciones se relacionan con distintas restricciones a la entrada (al mercado financiero) y que generan distorsiones desfavorables. Sin embargo conceptualmente la razón más importante es la incertidumbre sobre los rendimientos de los activos. Cuando un mercado es abierto e integrado financieramente con el mercado internacional, los inversionistas diversificarán sus portafolios y no sólo estarán pendientes del rendimiento esperado de los activos internos sino que también formarán expectativas acerca de activos externos así en este caso, los inversionistas considerarán la influencia del tipo de cambio en todas sus inversiones, por lo que la incertidumbre suele aumentar, no solo por la variabilidad de los rendimientos en los activos en si mismos sino por los movimientos de la moneda en la que estén denominados.

Al mismo tiempo, el enfoque de activos considera al tipo de cambio como el precio de una moneda en función de otra, es decir como el precio de un activo que determina su equilibrio vía oferta y demanda, por lo que el tipo de cambio también se incluye en los portafolios de los inversionistas, a su vez éste enfoque postula que dicho equilibrio genera eficiencia en el mercado en tanto que fomenta variaciones instantáneas que no permiten ganancias excedentes o que en promedio las ganancias sean completamente aleatorias. Los intercambios de divisas se desarrollan en gran parte de los mercados financieros alrededor del mundo y el volumen de

transacciones que se realizan se ha incrementado con el paso del tiempo, esto da una relevancia particular a la determinación de este activo y del rol que juega dentro del mercado financiero.

La determinación del tipo de cambio en los modelos macroeconómicos en los últimos años ha tomado serias dimensiones, por un lado la participación que tiene en el mercado financiero es importante y por el otro debido a que el tipo de cambio es una variable de gran relevancia económica por su incidencia en variables macroeconómicas importantes como el empleo, el producto y la demanda agregada, pero a su vez los movimientos en el tipo de cambio están influenciados por las expectativas de los agentes condicionadas a un conjunto de información, este conjunto de información influye directamente en las expectativas futuras de este activo, pero esta información que se considera relevante ahora no es exclusivamente interna, ya que ahora también considera el comportamiento de fundamentos externos.

Entonces, si consideramos al tipo de cambio como el precio de un activo, una aproximación a la determinación de los movimientos de éste puede ser a través de la HME.

En el contexto de la HME, el mercado cambiario debe cumplir dos condiciones, la paridad de interés y la hipótesis de insesgamiento, bajo estas dos condiciones, es posible determinar si este mercado incorpora eficientemente toda la información de los movimientos del tipo de cambio en su trayectoria temporal, de tal manera que estos movimientos puedan ser explicados mediante la formación eficiente de la expectativa futura de este precio o mediante la información contenida en las tasas de interés. La paridad de interés incorpora algunos supuestos sobre los mercados: integración de los mercados, libre movilidad de capitales y costos financieros mínimos, además la paridad de interés incorpora dos elementos de riesgo sobre el tipo de cambio, de tal forma que los agentes en el mercado pueden tomar distintas posiciones frente a este. La dinámica anterior les permite a los inversionistas tomar decisiones entre plazos y así diversificar el riesgo para reducir la incertidumbre, en este sentido la paridad de interés puede suponer que el riesgo del tipo de cambio puede estar descubierto con plazos inmediatos ó cubrir dicho riesgo utilizando divisas a un determinado plazo.

La paridad descubierta de tasas de interés⁸ es una teoría clásica en economía, y se ha consolidado como uno de los pilares fundamentales en la mayoría de los modelos económicos. Si la HME sostiene y se supone neutralidad al riesgo, entonces la expectativa del beneficio del tipo de cambio será el sostener una divisa en lugar de otra y este deberá ser sólo la compensación del costo de oportunidad de sostener fondos en esta divisa en lugar de otra, representado como la expectativa de la variación del tipo de cambio, en términos del diferencial de tasas de interés. Esto alude a la condición de paridad de interés para probar eficiencia en el mercado de cambiario. La condición de paridad descubierta de interés se puede definir como:

⁸ Esta teoría fue desarrollada inicialmente por Keynes y es la base para la gran mayoría de las transacciones financieras internacionales. Se basa en la ley del precio único pero aplicada a los mercados de activos financieros en cuanto a que aquellos activos que estén cotizados en la misma moneda deberán tener el mismo valor sea cual sea el mercado en que coticen.

$$\Delta s_{t+k}^e = i_t - i_t^* \quad (1.11)$$

donde s_t está en logaritmos y denota el tipo de cambio *spot* en el tiempo t , i_t y i_t^* son la tasa de interés nominal disponible en el mercado doméstico y externo respectivamente, $\Delta s_{t+k}^e = s_{t+k} - s_t$ y el exponente e describe la expectativa del mercado basada en las información en t .

De acuerdo con la ecuación (1.11) el diferencial de intereses entre dos países debería ser igual, en promedio, a la variación esperada de la tasa de cambio, bajo expectativas racionales, la variación observada *ex post* del tipo de cambio podría ser una buena aproximación de su variación esperada. En consecuencia, las economías con altas tasas de interés debieran tener monedas con tendencia a la depreciación. Sin embargo, estudios empíricos han demostrado que en la mayoría de estos casos las divisas se han apreciado, particularmente en el corto y mediano plazo. Por consiguiente, se ha desarrollado un fuerte consenso en la literatura en cuanto a las deficiencias empíricas de la paridad descubierta de tasas de interés que serán abordadas más adelante. El hecho de que el diferencial de tasas de interés llegará a ser igual a una constante y las expectativas sean racionales implica en (1.11) un *random walk* en el tipo de cambio, generalmente el modelo *random walk* es inconsistente con la condición de paridad de tasas de interés descubierta (Taylor, 1995).

En un régimen de libre flotación y bajo neutralidad al riesgo se reportarán resultados en contra de la HME (Fama, 1984). Por otro lado, bajo las expectativas racionales el cambio esperado en el tipo de cambio debe diferir del cambio actual sólo por un error en el pronóstico de las expectativas racionales. Otra forma de probar eficiencia es a través de un análisis basado en la tasa *spot* y *forward*, suponiendo paridad cubierta de interés⁹, el diferencial deberá ser igual a la prima *forward* bajo la condición de insesgamiento. Cuando se considera que el diferencial de interés puede ser aproximado por la prima *forward* se deriva que la tasa *forward* es el mejor estimador insesgado de la *spot*, entonces por la condición de paridad cubierta podemos reescribir (1.11) como:

$$\Delta s_{t+k} = \alpha + \beta(f_t^k - s_t) + \eta_{t+k} \quad (1.12)$$

donde es f_t^k la tasa *forward* en logaritmos al vencimiento k periodos adelante y η_{t+k} es el término de error. Algunos autores postulan como evidencia de que la prima *forward* no pronostica adecuadamente los cambios en la tasa *spot* por el hecho de que el coeficiente en la regresión sea negativo, pero esto no es necesariamente cierto debido a que no se toma en cuenta el término de la constante. Además la negatividad en el coeficiente implicaría una apreciación

⁹ La explicación de ésta condición se amplía en la ecuación (1.13).

esperada de la moneda nacional y el término de la constante será relativamente grande y frecuentemente esto no es así (Hodrick, 1992). Investigaciones recientes han encontrado que el parámetro β es cercano a uno y han aceptado el cumplimiento de la HME, estos argumentos son considerados para una discusión en el siguiente apartado donde se analizan de forma más profunda diferentes investigaciones que han estudiado la HME en el mercado cambiario.

Un sesgo en el *forward* como indicador del comportamiento futuro del *spot*, puede tener diversas causas como la intervención del banco central, problemas en el procesamiento de la información, la presencia de una variable riesgo o incluso la existencia de burbujas especulativas en el mercado financiero, *implícitamente* si los agentes económicos tienen la expectativa de devaluaciones bruscas ellos tenderán a cubrirse cuando el tipo de cambio *forward* se encuentra por arriba del tipo de cambio *spot* ya que esto es tomado como una señal de riesgo (Galindo y Perrotini, 1996).

Recientemente se ha probado la eficiencia por medio de una regresión basada en el análisis del tipo de cambio *spot* y *forward*. Bajo este esquema se ha intentado analizar la relación entre la prima *forward* y los diferenciales de interés. La prima *forward* a un determinado vencimiento es el porcentaje de la diferencia entre la tasa *forward* actual de cierto vencimiento y la tasa de cambio *spot* actual. Esto se interpreta como la paridad cubierta de interés, así el diferencial de tasas de interés deberá ser igual a la prima *forward*.

Si no hay barreras de arbitraje en el mercado entonces el arbitraje deberá asegurar que el diferencial de tasas de interés de activos similares, ajustados por haber cubierto el movimiento de las divisas al vencimiento de los activos, sea continuamente igual a cero:

$$(i_t - i_t^*) - (f_t^k - s_t) = 0 \quad (1.13)$$

donde i_t es la tasa de interés doméstica, i_t^* es la tasa de interés externa, f_t^k la tasa *forward* al vencimiento k -post periodos y s_t es la tasa *spot*.

En otras palabras, la paridad cubierta de interés es una clara condición de movilidad de los activos, no hay riesgo cambiario ni tampoco necesidad de modelar expectativas, y establece que el equilibrio de flujos financieros se obtiene cuando el rendimiento de un activo doméstico es igual al rendimiento de un activo externo ajustado por la devaluación esperada y por condiciones de riesgo de país.

Por otro lado, algunos trabajos concuerdan en que para lograr la eficiencia de mercado, se requiere que las series correspondientes a los precios del *spot* s_t y del *forward* f_t estén cointegradas, aunque existe también una fuerte discusión en torno a la importancia e interpretación del concepto de cointegración en el contexto de la HME. Simbólicamente, es necesario que la diferencia $s_t - f_{t-1,t} = u_t$ sea estacionaria. Si esta hipótesis se rechaza, el mercado

no incluye en la formación de sus precios toda la información disponible (Hakkio y Rush, 1989). Por ejemplo que si $s_t = f_{t-1,t} + n_{t-1}$, donde $n_{t-j} = n_{t-j-1} + e_{t-j}$, sustituyendo, es posible arribar a la expresión $s_t = f_{t-j} + n_{t-j-1} + e_{t-j}$. En consecuencia, el precio del *forward* en $t-j$ (f_{t-j}) puede ser mejorado con información disponible del período anterior. En otros términos, para que f_{t-1} tenga poder de pronosticar sobre los valores de s_t , es necesario que ambas series estén cointegradas. Los precios actuales y futuros son afectados por los mismos *fundamentales*¹⁰ y, por lo tanto, se puede concluir que si el mercado es eficiente las series mantienen un comportamiento similar en el largo plazo. Sin embargo, la existencia de cointegración asegura la eficiencia a *largo plazo* pero no impide la presencia de ineficiencias a *corto plazo*, es decir momentos en los cuales una de las dos series o ambas desbordan la senda de equilibrio a largo plazo establecida por el modelo de cointegración. En este caso, la base perdería estabilidad lo que generaría a su vez un mayor riesgo de base y una menor cobertura del riesgo precio. La eficiencia requiere que la base sea predecible pero ello no impide que existan períodos de tiempo en los que información revelada en el pasado pueda mejorar los precios de mercado. Por lo anterior este tema es abordado de manera más formal en el siguiente capítulo.

Una marcada tendencia en la literatura sobre la eficiencia en el mercado desde los setenta se ha ido incrementando hacia la sofisticación econométrica. Pruebas de eficiencia, las cuales se basan en pruebas del *random walk* en el *spot* son remplazadas por el análisis básico de regresión lineal de la paridad de tasas de interés, el cual fue nuevamente remplazado por el uso de estimadores bajo expectativas racionales las cuales involucraron finalmente el término de la tasa *forward*.

En mercados perfectamente eficientes, cualquier desequilibrio que se produzca en el *spot* o en el *forward* (ineficiencia a corto plazo), o bien en la relación de precios entre el *forward* y el *spot*, debe ser arbitrado inmediatamente. Si los desajustes perduran en el mercado, los precios no brindarán información precisa y en consecuencia tampoco se tomarán las decisiones adecuadas.

En los últimos veinte años se ha ido incrementando la evidencia en torno a la hipótesis de eficiencia, algunas especificaciones utilizan diferentes nociones tal como una prima por riesgo, expectativas u otras condiciones de paridad, todas estas aportaciones tienen implicaciones importantes para el cumplimiento de la HME y han sido tomados en cuenta para determinar la mejor especificación de tal forma que se obtengan resultados adecuados para la probar y determinar el cumplimiento de esta hipótesis en el mercado cambiario peso-dólar.

¹⁰ La tasa *spot* se puede considerar como el precio que refleja los *fundamentales* actuales del mercado, es decir las condiciones actuales de oferta y demanda. Y la tasa *forward* se puede considerar como el precio en el que se reflejan las expectativas que tiene el mercado respecto de los *fundamentales* que afectarán el precio en un momento futuro.

CAPITULO II.

HIPÓTESIS DE MERCADOS EFICIENTES EN EL MERCADO CAMBIARIO

La eficiencia en el mercado cambiario es un tema central en la economía internacional porque relaciona la naturaleza de expectativas con la capacidad de los agentes de anticiparse a los movimientos del tipo de cambio. Definiendo de manera amplia la HME en el mercado cambiario, se considera que un mercado es eficiente si los movimientos de los precios absolutos no alteran los precios relativos y si todos los mercados están en equilibrio en valores actuales. Bajo condiciones de eficiencia las variables monetarias no afectarán las variables reales (Canale y Napolitano, 2001).

Como una cuestión práctica, la eficiencia en el mercado cambiario es un importante punto de referencia que tiene fuertes implicaciones en la relación de la política con el sector privado concerniente a la administración del riesgo y predicciones, y en las políticas en el sector público sobre la intervención del banco central. Si la evidencia empírica muestra que el mercado de cambios no es eficiente, entonces los agentes privados buscarán estrategias o fallas en el mercado para poder obtener ganancias extraordinarias.

El mercado cambiario es eficientemente informativo si los tipos de cambio son consistentes con una asignación eficiente de recursos productivos, ecuánimes para el balance interno y externo u otros objetivos de políticas públicas. Esto indica que el gobierno no puede influir en el movimiento del tipo de cambio y éste no es predecible por su alta volatilidad, dejando de lado cualquier presencia de arbitraje.

La comprobación de la HME en el mercado cambiario tiene efectos significativos para la política económica más aun cuando los resultados indican que el mercado es ineficiente. El gobierno podría tomar decisiones sobre el tipo de cambio, tomar acciones para reducir la volatilidad del tipo de cambio y evaluar las consecuencias de varias políticas económicas para el tipo de cambio. Los participantes del mercado cambiario pueden intentar técnicas de comercio para obtener ganancias adicionales generadas de las transacciones en el mercado cuando la HME sea rechazada. La dimensión temporal en la que se considere la HME también debe tener en cuenta que, dado un mercado este puede ser eficiente en el largo plazo pero puede exhibir ineficiencias de corto plazo.

En virtud de lo anterior, en ésta sección se presenta una discusión de acuerdo con la evidencia de estudios previos acerca de la eficiencia en el mercado de divisas en general y se esquematiza si el mercado se ha comportado de manera eficiente.

Hay que destacar que la investigación empírica que realizamos analiza exclusivamente bajo la HME para el mercado del tipo de cambio *forward*, *spot* y el *mercado de dinero mexicano*, esta aclaración es importante debido al hecho de que es posible trabajar con varios instrumentos como los tipos de cambio para diferentes países ó como es nuestro caso un mismo tipo de cambio.

2.1. Hipótesis de Insesgamiento.

Alguna de las primeras metodologías sobre la determinación del tipo de cambio apuntaban principalmente a verificar si el tipo de cambio *spot* se comporta como una *caminata aleatoria*¹¹ (Mussa, 1979). Cuando el tipo de cambio evoluciona como una caminata aleatoria la tasa *spot* futura, s_{t+1} , a determinado plazo será igual al tipo de cambio de hoy, s_t , mas un término de error (u_{t+1}) esto es:

$$s_{t+1} = \alpha + \beta_1 s_t + u_{t+1} \quad (2.1)$$

Si $\alpha = 0$ y $\beta = 1$, se dice que el tipo de cambio sigue una caminata aleatoria sin tendencia. Por otro lado si se introduce en la ecuación el *efecto fisher*¹² en donde el tipo de cambio *spot* en $t+1$ es explicado por el tipo de cambio *spot* en t ajustado por el diferencial de las tasas de interés de las divisas respectivas mas un término de error se tendría:

$$s_{t+1} - s_t = \beta_1 (i - i^*) + u_{t+1} \quad (2.2)$$

Donde el tipo de cambio sigue una caminata aleatoria, que se comportara con una tendencia similar al diferencial de tasas de interés. Si esto es cierto, los rendimientos actuales oscilan alrededor de los rendimientos esperados (se satisface el criterio de *juego justo*, siendo esto requisito de un mercado eficiente), no obstante en este caso el tipo de cambio no evoluciona con una tendencia cero, constante o con un patrón evidente de tendencia determinística, además dicha tendencia estará en función del comportamiento del diferencial de tasas de interés a menos que este diferencial sea cero.

Sin embargo, la eficiencia sólo implica aleatoriedad en los rendimientos si los rendimientos de equilibrio esperados son constantes. Si los determinantes fundamentales del tipo de cambio (tal como la relación dinero-producto de acuerdo con la teoría monetaria) están serialmente correlacionados, entonces los rendimientos de equilibrio del tipo de cambio estarán también serialmente correlacionados. De tal manera y contrario al conocimiento popular la eficiencia no necesariamente implica que el tipo de cambio deba seguir una caminata aleatoria,

¹¹ Una variable en tiempo discreto sigue una caminata aleatoria si el valor esperado del siguiente periodo es igual que el valor actual, es decir, esta definición toma en cuenta que para un X_t (donde $t = 1, 2, 3, \dots, t, t + 1, \dots$) X_t sigue una caminata aleatoria, si para toda t $E(X_{t+1} | X_t) = X_t$ de tal forma, que si se obtienen diferencias de manera empírica se tendría $E(\Delta X_{t+1} | \Delta X_t) = 0$

¹² Este efecto permite la relación de la tasa de inflación con la tasa de interés. La relación es de tipo positivo, pues a un aumento del índice de inflación le seguirá un aumento del tipo de interés nominal, y lo contrario. Este tema se desarrolla de manera más precisa en el apéndice B.

a no ser que la teoría de la paridad descubierta de interés sea incluida, de tal modo si los diferenciales de interés (para un mismo periodo de vencimiento) de dos países respectivos a un mismo tipo de cambio es cero, la variación del tipo de cambio sigue una caminata aleatoria (Levich, 1985). Este último punto cuando es confrontado empíricamente no siempre es así y toma dimensiones que vale la pena discutir por lo que en términos de eficiencia de un mercado el análisis de esta condición es importante.

No obstante uno de los métodos más usuales para probar la existencia de la HME en el mercado cambiario, es el que examina la *Hipótesis de Insesgamiento* (HI) del mercado de *forward* del tipo de cambio, este consiste en verificar si la tasa *forward* es un estimador insesgado y eficiente de la tasa *spot* en periodos posteriores.

La teoría de HME puede ser valida en el mercado financiero en general, por ejemplo, en el caso del mercado *forward*, se define a la eficiencia de mercado como aquella circunstancia en la cual los precios de un contrato de un *forward* equivalen a los precios *futuros* esperados en el mercado mas una prima por riesgo, que puede o no ser variable en el tiempo. En el plano del mercado cambiario el tipo de cambio es determinado bajo el enfoque de activos por medio de la HME, de esta forma se ha considerado que los valores *forward* son estimadores insesgados del precio *spot* de un determinado activo un periodo adelante, si el mercado es eficiente y la prima por riesgo es cero. En consecuencia la hipótesis de que el mercado provee estimadores insesgados de los precios *forwards*¹³, implica una doble hipótesis, eficiencia y neutralidad frente al riesgo, al aceptar estas hipótesis también se estaría admitiendo que las expectativas condicionadas a un conjunto de información determinado están bien formuladas.

En un mercado *especulativo* eficiente, los precios deben reflejar completamente la información disponible a los agentes del mercado y de esto debe ser imposible obtener excesos de ganancias en los rendimientos especulados. En un mercado eficiente, la información pública y disponible deberá reflejarse en el precio del activo. En el mercado cambiario, por tanto, la tasa *forward* no deberá ayudar a predecir excesos en los rendimientos de sostener una moneda en lugar de la otra continuamente.

Si la expectativa futura es al menos igual que el tipo de cambio futuro, $E_{t-1}(s_t) = s_t$, significa que los dos operadores toman en cuenta el riesgo del mercado y las ganancias esperadas. Si además, se supone neutralidad al riesgo esto implica que el precio actual de un contrato *spot* sobre un producto determinado debe ser equivalente al precio *forward* esperado al vencimiento de ese contrato. En un mercado cambiario eficiente, cuando se sostenga neutralidad al riesgo, la tasa *forward* actual deberá ser un estimador insesgado de la tasa *spot*. Es decir las

¹³ El tipo de cambio *forward* es una tasa resultante de un acuerdo de hoy para un determinado cambio de divisas en algún tiempo futuro.

expectativas son correctamente formuladas y se cumple la hipótesis de expectativas racionales, $f_{t-1} \cong s_t$.

La teoría del *insesgamiento* es representada por la condición donde el tipo de cambio *forward* es el mejor estimador del valor futuro del tipo de cambio *spot*. Si esta condición se cumple significa, entonces que los operadores trabajan con expectativas racionales y el mercado del tipo de cambio trabaja bajo condiciones de eficiencia.

Una vez introducida conceptualmente la eficiencia del mercado, podemos plantear un modelo que nos permita medirla. Si suponemos que los operadores tienen expectativas racionales, esto es que toman en cuenta toda la información disponible en un determinado momento:

$$s_t = E_{t-1}(s_t | \Omega_{t-1}) + u_t \quad (2.3)$$

Donde Ω_{t-1} indica la información disponible en el momento $t-1$ y u_t es un término error ruido blanco ortogonal a todos los elementos de Ω_{t-1} , podemos replantear la ecuación anterior relacionando la tasa *spot* futura con la tasa *forward* actual de la siguiente manera:

$$S_{t+1} = a + bf_t + e_t \quad (2.3.1)$$

Si los operadores fueran totalmente neutrales al riesgo, veríamos que $S_t = F_{t-1}$ dado que de otra manera, si los operadores dispusieran de información adicional para predecir el precio en el futuro, podrían inmediatamente comprar o vender *forwards* hasta arbitrar la diferencia introducida por esa nueva información disponible. Por supuesto estamos suponiendo también que existen expectativas racionales, de manera tal que podamos reemplazar la esperanza condicional del precio en el período t por el verdadero S_t .

Suponiendo que la relación entre el *forward* y el precio del mercado esperado al vencimiento de este puede expresarse de la siguiente manera:

$$f_{t-j;t} = E(f_{t-j;t} | \Omega_{t-j}) - R_{t-j} \quad (2.4)$$

Donde $f_{t-j;t}$ equivale al precio del *forward* en $t-j$ pero con vencimiento en t , $E(f_{t-j;t} | \Omega_{t-j})$ es la esperanza condicional del precio al vencimiento t y R_{t-j} es la prima por riesgo correspondiente al riesgo sistemático derivado de mantener una posición en futuros. En presencia de los supuestos de expectativas racionales y de fortalecimiento de la base hasta hacerse nula, la ecuación (2.4) se transforma en:

$$E(s_t) = f_{t-j;t} + R_{t-j} \quad (2.4.1)$$

Esto implica que el precio *forward* esperado en el período t , dada la información existente en $t-j$, es diferente del precio actual del *forward* en la cuantía de la prima por riesgo. Si el premio por riesgo es igual a cero, estamos en presencia de un modelo AR (1) o de caminata aleatoria en el que se verifica:

$$E(f_t - f_{t-j}) = 0 \quad (2.4.2)$$

Lo que equivale a decir que el mercado, una vez incluida en el precio toda la información disponible en el momento $t-j$, no espera ningún cambio adicional en el precio. Por más que sea probable que aparezca información adicional antes del vencimiento, especialmente cuando falte mucho para ello, el mercado no puede descontar en el precio esa *posible* información adicional que puede aparecer antes del vencimiento y por lo tanto se ajusta a la información realmente conocida y disponible (Chowdhury, 1991).

Sin embargo algunas ideas aluden que la prima por riesgo debe existir para compensar a los operadores que no mantienen posiciones en el mercado, el riesgo precio *no diversificable* que asumen en el mercado de *forwards*. Incluso de esta manera, aunque el mercado sea eficiente es posible que el *forward* no sea un buen estimador de los precios futuros del *spot*, y que ello se deba a la presencia de una prima por riesgo necesaria para compensar el riesgo no diversificable de parte de sus operadores como ya se ha mencionado.

De lo anterior, la HME puede reducirse a la hipótesis de coyuntura de que los participantes en el mercado cambiario son dotados con expectativas racionales y son neutrales al riesgo. De acuerdo con Taylor (1995), esta hipótesis se puede modificar para ajustar el riesgo convirtiéndolo en un modelo con rendimientos esperados, el cual admite una prima por riesgo y expectativas racionales.

La ecuación (2.3.1) requiere que el término constante sea cero y la pendiente sea 1, esta especificación fue probada inicialmente por Frenkel (1976), con esta relación se busca frecuentemente aceptar la HME, sin embargo esta técnica puede presentar dificultades arrojadas por la no estacionariedad¹⁴ de las series (aunque en la actualidad existen algunas técnicas econométricas que permiten obtener mejores resultados). Un segundo método utiliza la tasa de depreciación sobre el premio *forward*:

¹⁴ Si se considera una grupo T de variables independientes e idénticamente distribuidas ε_t , es decir $\{\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4, \dots, \varepsilon_T\}$, con $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, que hace referencia a un proceso ruido blanco, y si se supone que este grupo de variables fue generado por $Y = \mu + \varepsilon_t \Rightarrow \varepsilon_t = Y - \mu$ y sabemos que μ es la media poblacional, entonces si se cumple que $\mu = E(Y_t)$ y $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ y además $E(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu) = \gamma_j$ por lo tanto $\{\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4, \dots, \varepsilon_T\}$ es estacionario.

$$(s_{t+1} - s_t) = a + (f_t - s_t) + v_t \quad (2.5)$$

Esta forma también considera a fin de que se cumpla la HME, que el término constante sea cero y la pendiente sea 1 (Bilson, 1981 y Cumby y Obstfeld, 1981), no obstante se ha identificado una disyuntiva en esta segunda técnica, ya que arroja resultados débiles debido a que comúnmente no es posible rechazar la hipótesis sobre los parámetros: $a = 0$, $b = 1$, de manera simultánea no se puede rechazar en algunos otros casos que los parámetros sean: $a = 0$ y $b = -1$, la explicación estadística a este respecto es que el término de error de la ecuación (2.5) puede estar correlacionado con la prima *forward* (Weike, Nelson y Yangru, 1997), por su parte Fama (1984) demostró que estimaciones negativas de b implican que el exceso esperado de ganancias monetarias está negativamente correlacionado con una depreciación esperada más volátil. Este tema es abordado de manera más extensa al final de esta sección.

El supuesto de que los agentes son *neutrales al riesgo*¹⁵ para que la prima por riesgo sea cero y que los agentes utilicen toda la información disponible racionalmente, tal que la expectativa de ganancias de los especuladores sea cero, son propiedades impuestas en la teoría internacional de los modelos macroeconómicos. Esta combinación de supuestos son resumidos al decir que los mercados en los cuales los agentes se mantienen son eficientes. Si las dos partes de la hipótesis se sostienen, entonces la tasa *forward* actual es un estimador insesgado de la tasa *spot* futura.

La aceptación de la HI implica por otro lado que el tipo de cambio *spot* y *forward* se mueven juntos en el tiempo, lo cual en términos de la econometría moderna significa que están cointegrados (Engle y Granger, 1987). En los últimos años se han desarrollado nuevos métodos para probar eficiencia, un método útil para este fin es la propuesta por Engle y Granger (1987) conocida como técnica de *cointegración*¹⁶. El concepto de cointegración toma diferentes direcciones cuando se analiza la HME en el mercado cambiario, dependiendo de la manera en que se especifique la prueba de eficiencia. En el caso donde se intenta probar eficiencia para distintos tipos de cambio, se considera que si los mercados de divisas son eficientes, entonces dos tipos de cambio no pueden ser cointegrados, si lo son implicaría la presencia de causalidad

¹⁵ Al existir neutralidad al riesgo por parte de los agentes económicos que operan en el mercado, se considera que no demandarán una compensación sobre las expectativas de depreciación de la tasa *spot* por mantener contratos *forward*.

¹⁶ La metodología econométrica tradicional, referida tanto a modelos de regresión como a estudios de series de tiempo, requiere del cumplimiento de la condición de estacionariedad de las variables a fin de que los resultados obtenidos sean válidos. Sin embargo, Granger y Newbold, (1976) demostraron que la mayoría de las series económicas son no estacionarias, La mayor parte de las relaciones entre variables, obtenidas a través de modelos de regresión convencionales, son artificiales. La econometría tradicional resulta insuficiente para analizar series de este tipo. Las alternativas, son seguir aplicando los métodos ya conocidos, a sabiendas de la alta probabilidad de concluir con regresiones espurias, o trabajar con variables diferenciadas que, si bien corrigen la falta de estacionariedad de las series, pierden importante información relativa al análisis de largo plazo. La teoría de cointegración, propuesta por C.W.J. Granger en 1981 y ampliada por Engle y Granger (1987) suministra las herramientas básicas para manejar el problema de la dinámica de corto y largo plazo en variables no estacionarias, reconociendo que es posible obtener una combinación lineal de variables integradas, que resulte estacionaria.

en el sentido de Granger, y correría por lo menos en una dirección entre los tipos de cambio, por consiguiente un tipo de cambio podría usarse para predecir el otro. De tal forma, el tipo de cambio no incluye toda la información disponible en el mercado y por tanto existirá evidencia de ineficiencia (Sephton y Larsen, 1991, Hakkio y Rush, 1989, MacDonald y Taylor, 1989 y Baillie y Bollerslev, 1989). Sin embargo Ferré y Hall (2002) desarrollaron una nueva metodología utilizada para tipos de cambio múltiples sin dinámica, que impone restricciones a los valores de los parámetros en el contexto de cointegración entre las series. De este modo, la cointegración, y por tanto la representación de las series como mecanismo de corrección de errores (Engle y Granger, 1987) no implica necesariamente ineficiencia en el mercado sino que depende del valor específico de los parámetros obtenidos. Así, se considera que la ineficiencia del mercado se relaciona más con la posibilidad de obtener ganancias extraordinarias que con la posibilidad de pronóstico basada en la cointegración entre las series (Galindo y Salcines, 2003).

La HME para un mercado implica que los valores actuales del tipo de cambio *forward* y el tipo de cambio *spot* futuro conserven una relación cercana, manteniendo movimientos similares. Por lo tanto en contexto de eficiencia incluso si las tasas *spot* y *forward* no son estacionarias ellas no se apartaran demasiado una de otra (aun cuando presentaran alguna variación inesperada que provoque una desviación temporal de su trayectoria) estas podrían ser cointegradas, ya que de no ser así representaría una inconsistencia con la HME. Por otro lado, si la tasa *forward* rezagada es un estimador no sesgado de la tasa *spot* futura, adicionalmente se necesitaría hacer una prueba formal sobre la restricción de los parámetros de la ecuación de cointegración.

Aunado a lo anterior, la violación de cualquiera de las hipótesis tal como la ausencia de prima por riesgo, eficiencia en el procesamiento de la información y su uso racional, podría llevar al rechazo de la HME. La existencia y variabilidad en el tiempo de la prima por riesgo, la oportunidad de obtener ganancias extraordinarias y el poder predecir sistemáticamente los incrementos de f_t y s_t podrían causar el rechazo de la HME. El rechazo del conjunto o particular de las pruebas de la hipótesis sobre eficiencia no implica necesariamente ineficiencia en el mercado cambiario a pesar de eso es posible especificar una prueba empírica basada en la siguiente ecuación:

$$s_{t+1} = a + bf_t + e_t \quad (2.6)$$

Asumiendo que las series cointegran, el teorema de representación de Engle y Granger (1987) establece que las series pueden representarse como un modelo de corrección de la forma:

$$(s_{t+1} - s_t) = a[s_t - df_{t-1}] + b[f_t - f_{t-1}] + e_t \quad (2.6.1)$$

ya que de no ser de esta manera resultaría una mala especificación del modelo y no podría ser utilizada en la comprobación de la HME, pero incluso en esta especificación existen fuertes restricciones sobre los parámetros ($| -a | = b = 1$), que en realidad son los que impondrían el término de eficiencia (Hakkio y Mark Rush, 1989).

Durante las últimas dos décadas una de las principales pruebas de eficiencia de mercado consisten en determinar si s_{t+1} y f_t *cointegran*¹⁷. Si es cierto, con un vector de cointegración de (2.6) entonces ellos no se apartarían debido a que su diferencia e_t es estacionaria. Cuando se estima la relación (2.6) para probar la HME en el mercado de cambiario se espera no sólo que el coeficiente b sea uno, sino que además es necesario que el comportamiento de los errores de medición mantenga un comportamiento temporal estable o de otra forma estacionario. Esto se debe a que saltos pronunciados en la serie de los errores indican que en ese momento en el tiempo existieron oportunidades de obtener rendimientos extraordinarios, consecuencia de una sobre-reacción de los agentes al procesar la información, de igual manera esto representaría una falla significativa de las expectativas, pues la ausencia de estacionariedad en las series económicas implica cambios en la estructura de una variable, es decir cambios en la trayectoria temporal, sea en la tendencia, el nivel o ambas. Sin embargo, si las dos variables no sostienen una relación de cointegración tal que su diferencia es no estacionaria entonces cualquier choque exógeno genera una desviación permanente en la trayectoria de las series. Además de lo anterior, la predicción mediante la tasa *forward* para los próximos periodos de la tasa *spot*, podría ser perfeccionada utilizando toda la información disponible y en este caso la tasa *forward* no es el estimador insesgado la tasa *spot*. Supongamos que se tiene:

$$s_{t+1} = f_t + n_t \quad (2.7)$$

de donde

$$n_t = n_{t-1} + e_t \quad (2.7.1)$$

Sustituyendo (2.7.1) en (2.7):

$$s_{t+1} = f_t + n_{t-1} + e_t \quad (2.8)$$

¹⁷ Se dice que dos series están cointegradas siguiendo la metodología propuesta por Engle y Granger (1987), si se puede establecer una combinación lineal entre dos variables y dicha combinación es estacionaria, incluso cuando ambas variables no lo sean, es decir $x_t = \beta_1 y_t + u_t$, entonces $u_t = x_t - \beta_1 y_t$, por lo tanto u_t es estacionaria y entonces se dice que x_t y y_t son cointegradas.

Tal que la tasa *forward* no incorpora toda la información disponible y el mercado es ineficiente.

Ahora bien, saber si la técnica de cointegración es imprescindible para probar la HME es un punto que todavía esta en debate (*ver* Sephton y Larsen, 1991), aunque por su parte Hakkio y Mark Rush (1989) piensan que si bien es importante, su interpretación deberá ser cautelosa, ellos argumentan que no es la única prueba y tampoco la más relevante, esto es debido a que si bien la técnica de cointegración indica que el término de error en la ecuación (2.6) es estacionario la HME requiere que el término de error sea *ruido blanco*. En este contexto, se destaca como relevantes, en todo caso, las causas que originan el rechazo de la presencia de cointegración entre las series tales como una prima de riesgo, el uso ineficiente de la información (Hakkio y Rush, 1989 y Crowder, 1994) o cambio estructural en las relaciones entre las series (Sephton y Larsen, 1991).

La hipótesis de que la prima por riesgo es nula, $rp_t^{re} \equiv f_t - E_t(s_{t+1}) = 0$, implica que s_{t+1} y f_t cointegran (dado que cada una de ellas tiene una raíz unitaria), como la explicación de Hakkio y Mark Rush (1989) a esto es que dada la ecuación $s_{t+1} - f_t = \varepsilon_{t+1}$, donde ε_{t+1} es el error pronosticado el cual debe ser estacionario bajo el criterio de expectativas racionales. Además el vector de cointegración debe ser (1, -1). Suponiendo que el vector de cointegración para s_{t+1} y f_t sea $(1, -\gamma)$, donde $\gamma \neq 1$, entonces $s_{t+1} - f_t$ será cointegrado con $(\gamma-1)f_t$, lo cual implicaría que $s_{t+1} - f_t$ no es estacionario, ya que $s_{t+1} - f_t = s_{t+1} - s_t - (s_t - f_t)$, si la prima *forward* es estacionaria y la diferencia del tipo de cambio *spot* es estacionario, entonces $s_{t+1} - f_t$ es estacionario.

En otro estudio que intenta probar la HME, se analizó la importancia de la restricción en los estimadores del vector de cointegración $[1, -1]'$ implicada por la HME. Lo que se encontró es que incluso pequeñas desviaciones del vector de cointegración actual para el valor teórico implicado, puede rendir substanciales sesgos en subsecuentes pruebas tal como la causalidad en el sentido de Granger. Estos resultados son particularmente preocupantes para la prueba de la eficiencia de mercado futura ya que Maynard (2003) encuentra que mientras la tasa *spot* y futura parecen ser cointegrados, las estimaciones del vector de cointegración difieren teóricamente de los valores que implica la HME es decir $[1, -1]'$.

En su mayoría los autores que han desarrollado especificaciones en el tema de la HME concuerdan que las hipótesis que categóricamente deben ser probadas son:

1. El coeficiente o el vector de cointegración de la tasa *forward* f_t , debe de ser 1, ya que de no ser así la tasa *forward* no sería un estimador insesgado¹⁸ de la tasa *spot* futura.

2. No debe existir una prima por riesgo variante bajo condiciones de neutralidad al riesgo, el término de error deberá ser estacionario o incluso ruido blanco, $s_{t+1} - f_t = u_t$, suponiendo que la primera hipótesis se verifica, las series del tipo de cambio *spot* y *forward* no se apartarán en el transcurso del tiempo.

El rechazo sin embargo, de la HME implica entonces la presencia de oportunidades de ganancias extraordinarias en el mercado y el fracaso de las expectativas de los agentes. Por ejemplo diversos análisis empíricos (MacDonald y Taylor, 1989, y Baillie y Bollerslev, 1989, Hakkio y Rush, 1989) indican que el tipo de cambio no es un estimador insesgado de la tasa *spot* y es posible que exista una prima por riesgo, no obstante este es un punto que aun esta en debate.

2.1.1. Aversión al riesgo

Ahora bien si se considera que los agentes son adversos al riesgo, la tasa *forward* no debe ser tomada como una igualdad con la expectativa de la tasa *spot* futura, debido al riesgo implicado por tomar posiciones futuras abiertas y debe ser ajustada dicha igualdad por una prima por riesgo. Es decir, en algunos otros estudios la forma del análisis de la HME toma en cuenta la prima *forward* y es denominada *la estructura de la tasa forward*.

Las investigaciones que relacionan la tasa *spot* y *forward*, parten de la premisa de un criterio simple de eficiencia manifestada por la ausencia de una prima por riesgo, utilizando una variedad de supuestos, datos, periodos de tiempo y técnicas de estimación, sin embargo han sido refutadas por muchos otros estudios, de los que se han establecido tres puntos fundamentales:

- La tasa *forward* no es un estimador insesgado de la tasa *spot* futura.
- Los residuales en una regresión de la tasa *spot* de sus rezagos de la tasa *forward* frecuentemente exhiben autocorrelación.
- Existen sistemas que permiten ganancias en el intercambio extranjero por especulación o en la compra de activos extranjeros con compensación de compra y venta de cambio *forward*.

La extensa evidencia empírica, en su mayoría ha optado por aceptar el rechazo del criterio simple de eficiencia y de la ausencia de una prima por riesgo. Sin embargo permanece

¹⁸ Un mercado eficiente es el cual el precio de mercado es una estimación insesgada del verdadero valor de la inversión. Todos lo que requiere es que los errores en el precio de mercado sean insesgados, es decir, que los valores estimados puedan ser mayores o menores que el valor real del tipo de cambio, tal que estas desviaciones sean aleatorias. La aleatoriedad implicara entonces que existen oportunidades iguales de que los valores estimados estén por abajo o por arriba del valor del tipo de cambio observado en cualquier punto en el tiempo. El hecho que las desviaciones del verdadero valor son aleatorias implica, en un sentido basto que hay una oportunidad igual de que las acciones estén por encima o por debajo del valor estimado a cualquier punto en el tiempo, y estos errores no están correlacionados con alguna variable observada.

dividida la discusión de si la existencia de una prima por riesgo o ineficiencia en el mercado es el responsable de estos resultados. Ya que en general, no se tiene en t una expectativa *ex-ante* de los datos, se asume que los participantes del mercado de intercambio extranjero son racionales en sus decisiones incluyendo su evaluación del riesgo. De aquí que la expectativa de la tasa *spot* futura es igual a su valor actual, subsecuentemente se le suma un error de medición aleatorio y, si acaso una prima por riesgo.

En consecuencia cuando el valor observado de $F_t - S_{t+k}$ es diferente de cero hay evidencia *ex-post* sobre la existencia de una prima por riesgo o de ineficiencia de mercado o ambas.

Las dificultades empíricas en la evaluación de la presencia de una prima por riesgo de un simple calculo de $F_t - S_{t+k}$, difícilmente podría mostrar que la tasa *forward* sistemáticamente sub o sobreestima el tipo de cambio *spot* futuro. Sin embargo existe evidencia (Koedijk y Ott, 1987) de que cuando hay periodos largos de tiempo son considerados, el promedio de los errores de predicción de la tasa *forward* es cercano a cero.

Pero inicialmente la explicación teórica acerca la falla de la HME es proporcionada por Fama (1984) evaluando la relativa variabilidad de la prima por riesgo y del pronóstico del error. En esta investigación Fama concluye que la prima por riesgo explica más de la varianza de lo que hace el pronóstico del error. Ya que, encuentra que la prima por riesgo y la expectativa futura de la tasa *spot* (pero no observada) esta negativamente correlacionada.

Una segunda investigación (Frankel y Froot, 1986) pretende dar una explicación sobre la prima por riesgo, en este trabajo se utilizan datos de la respuesta media de los agentes en el mercado de intercambio de divisas sobre la expectativa futura de la tasa *spot*, en este estudio, principalmente se encuentra una prima por riesgo que varia del tres por ciento al diez por ciento dependiendo de la moneda observada así, ellos son capaces de probar directamente la hipótesis de expectativas racionales y de estimar la proporción del error de la tasa *forward* que puede ser atribuida al error pronosticado y a la prima por riesgo.

Sus resultados son consistentes con Fama (1984) en dos aspectos, la prima por riesgo es significativa y está correlacionada negativamente con la expectativa futura de la tasa *spot*, pero su análisis diverge en términos del peso relativo que tiene la varianza de los errores pronosticados y la prima por riesgo en la variabilidad de la prima *forward*.

En general, en estas investigaciones se observa que los errores exhiben un sesgo no condicional, de un signo opuesto para las estimaciones de la prima por riesgo de los datos en estudio, la prima es grande en valor absoluto, y es estadísticamente diferente de cero. Se puede rechazar la hipótesis de que errores sistemáticos no condicionados arrojados por la tasa *forward* en la predicción de la tasa *spot* futura se deben por completo a una falla de las expectativas racionales. Pero por otro lado, la hipótesis de que los errores de la predicción de la tasa *forward*

pueden ser explicados exclusivamente por la prima por riesgo es rechazada. La expectativa de depreciación es más variable que la prima *forward* y la prima por riesgo. El primer hallazgo de Fama (1984) supone que la expectativa de depreciación y la prima por riesgo están negativamente correlacionadas, el segundo hallazgo rechaza la hipótesis de que la varianza de la expectativa de depreciación es menor que la varianza de la prima por riesgo.

En ambos estudios se coincide en la significancia de una prima por riesgo, pero la verdadera discusión se encuentra en la significancia económica. Por ejemplo, Fama (1984) afirma que la prima por riesgo es más importante para explicar los errores de la tasa *forward* como estimador. Una implicación es que la eficiencia del mercado de *forward* no es refutada, ya que el comercio de divisas no está sujeto a los pronósticos sesgados, la intervención de política en el mercado de intercambio no puede estar justificada sobre la existencia de desestabilizar y desviar la especulación.

En contraste, el hallazgo de Fama (1984) y de Frankel y Froot (1986) acierta en que, aún cuando la prima por riesgo es estadísticamente significativa, esta es menor (en valor absoluto y variabilidad) que el error de la tasa *forward* como estimador, cometido por las investigaciones de los agentes, economistas y funcionarios de los bancos internacionales, más aún encuentran que las expectativas de esas investigaciones de los agentes son sistemáticamente sesgadas, que su actividad especulativa es excesiva y que la prima por riesgo no tiene significancia económica.

Por otra parte, Koedijk y Ott (1987) encuentran que los datos rechazan estadísticamente la hipótesis de expectativas racionales en favor de la hipótesis alternativa de excesiva especulación, incluso después de evaluar el peso de los errores, no es posible rechazar la hipótesis de que todo el sesgo consiste en repetidos errores cometidos por los estudios, y que ninguna porción positiva del sesgo puede atribuirse a la prima por riesgo.

Las respuestas de los estudios pueden desviarse de las expectativas del mercado, por una simple observación mayor que una media ponderada en la formación de los datos, Frankel y Froot (1986) utilizan la respuesta media para representar las acciones del agente en el mercado. En contraste cuando las expectativas son deducidas de acciones en el mercado (posiciones de portafolio reales o cambios de posición), las expectativas de todos los agentes activos, son incluidas en una media compuesta con el peso de mantener determinados activos o sustituir tales activos. Si las diferentes opiniones así como cambios en la información mueven a los mercados, entonces la media de las respuestas ofrecidas por las investigaciones ofrecerá guías incompletas de las expectativas en los mercados.

Un aspecto indiscutible sobre la discrepancia entre los estudios y los datos del mercado es que este último se prueba con hechos. Los estudios son frecuentemente engañosos cuando afirman que los agentes no son disciplinados en sus respuestas, por tener que tomar posiciones

arriesgadas. Finalmente la respuesta de algunas investigaciones no pueden ser los valores esperados sino valores modales.

Fama (1984) muestra la importancia de la prima por riesgo y prueba como la prima por riesgo variable se relaciona con el rechazo de la HME, con este fin descompone la prima *forward* en sus dos componentes: el cambio esperado en la tasa *spot* $E(S_{t+1} - S_t)$ y la prima por riesgo P_t como en la ecuación $E_t(S_{t+k}) - S_t + P_t = F_t - S_t$, el considera dos regresiones utilizando la prima *forward* como variable explicativa y cada uno de los dos componentes de la prima *forward*; el error de la tasa *forward*, $F_t - S_{t+1}$ y el cambio real en la tasa *spot* $S_{t+1} - S_t$ como variables dependientes:

$$F_t - S_{t+1} = \alpha + \beta_1(F_t - S_t) + \varepsilon_1 \quad \text{y} \quad S_{t+1} - S_t = \alpha + \beta_2(F_t - S_t) + \varepsilon_2 \quad (2.9)$$

En esas regresiones, la estimación de β_2 es precisa en predecir el cambio real en la tasa *spot* con la prima *forward*, por el contrario β_1 revela un componente de prima por riesgo de la prima *forward*. Ya que la prima y los errores de la tasa *forward* podrían tener una covarianza diferente de cero, los coeficientes de las dos ecuaciones no pueden ser usados directamente para medir la proporción de variación debido al riesgo y a los errores del pronóstico, pero la diferencia entre ellos podría proveer alguna información. La diferencia entre los dos coeficientes estimados $\beta_1 - \beta_2$ arroja evidencia estadística sobre la importancia proporcional de la variación en la prima por riesgo contra la variación en el error racional pronosticado de la tasa *spot* futura como fuentes de variación en la prima *forward*. Si la diferencia $\beta_1 - \beta_2$ es positiva y estadísticamente significativa, el mayor peso de la variación en la prima *forward* es debido a la variación en la prima por riesgo, por el contrario si dicha diferencia es negativa y estadísticamente significativa, la mayor parte de la variación de la prima *forward* se debe a la variación en el cambio esperado en el tipo de cambio. Finalmente si $\beta_1 - \beta_2$ no es significativo, no es posible concluir algo acerca de la fuente de variación bajo este esquema. Como muestra Fama (1984) al suponer expectativas racionales:

$$\beta_1 = \frac{\text{cov}(F_t - S_{t+1}, F_t - S_t)}{\sigma^2(F_t - S_t)} = \frac{\sigma^2(P_t) + \text{cov}(P_t, E_t[S_{t+1} - S_t])}{\sigma^2(F_t - S_t)} \quad (2.10)$$

y

$$\beta_2 = \frac{\text{cov}(S_{t+1} - S_t, F_t - S_t)}{\sigma^2(F_t - S_t)} = \frac{\sigma^2(E_t[S_{t+1} - S_t]) + \text{cov}(P_t, E_t[S_{t+1} - S_t])}{\sigma^2(F_t - S_t)} \quad (2.11)$$

ya que la covarianza aparece en la regresión de los coeficientes β_1 y β_2 , ninguno puede ser utilizado para evaluar la relativa contribución del riesgo o el error pronosticado para la prima *forward*; sin embargo, ya que estos tienen un denominador común $\sigma^2(F_t - S_t)$, la diferencia entre β_1 y β_2 , la cual no contiene este término en el numerador, puede ser usado para proveer evidencia acerca de la contribución proporcional.

En $\beta_1 - \beta_2 = \frac{\sigma^2(P_t) + \sigma^2(E_t[S_{t+1} - S_t])}{\sigma^2(F_t - S_t)}$ el error estándar de $\beta_1 - \beta_2$ es dos veces el

error estándar común de β_1 y β_2 ; y debido a que las ecuaciones (2.9) implican que $\beta_1 + \beta_2 = 1$, por definición la varianza de $\beta_1 - \beta_2$ es:

$$\sigma(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2) = \left[E(\hat{\beta}_1 - \beta_1 - (\hat{\beta}_2 - \beta_2))^2 \right]^{1/2} = \left[E(\hat{\beta}_1 - \beta_1 - (1 - \hat{\beta}_1) + (1 - \beta_1))^2 \right]^{1/2} = 2\sigma(\beta_1) \quad (2.12)$$

Un análisis similar pero bajo otro enfoque técnico afirma que bajo condiciones de aversión al riesgo en el mercado de cambio extranjero se sigue que:

$$f_t = E_t(s_{t+m}) + rp_{t,m} \quad (2.13)$$

Donde f_t es el logaritmo de la tasa *forward* en el tiempo t con maduración en m periodos después, s_{t+m} es el logaritmo de la tasa *spot* al tiempo $t + m$, $rp_{t,m}$ la prima por riesgo que varía en el tiempo sobre los contratos *forward*, y $E_t(\cdot)$ es el operador de expectativa condicionado al conjunto de información disponible al tiempo t .

Una prima de riesgo existe si los agentes son *adversos al riesgo* y por lo tanto ellos demandan una compensación sobre la expectativa de depreciación de la tasa *spot* por mantener contratos *forward* y si el supuesto dice ser una fuente de la tasa parcial *forward*. Suponiendo que la expectativa del tipo de cambio *spot* externa es racional

$$s_{t+m} = E_t(s_{t+m}) + u_{t+m} \quad (2.14)$$

Donde u_{t+m} es el error de pronóstico realizado de las expectativas racionales, este debe tener un valor esperado condicional de cero y no debe estar correlacionado con alguna información disponible en el tiempo t ¹⁹.

¹⁹ Esta es conocida como la condición de ortogonalidad.

De esta manera se tendrá:

$$f_t = s_{t+m} + rp_{t,m} - u_{t+m} \quad (2.15)$$

Ahora la tasa *spot* futura puede ser rescrita como la resta de la tasa *spot* actual, que cuando se incorporan en la ecuación anterior resulta:

$$f_t - s_t = (s_{t+m} - s_t) + rp_{t,m} - u_{t+m} \quad (2.16)$$

De esta manera la prima *forward* ($f_t - s_t$) es descompuesta en tres componentes: la ganancia *spot* ($s_{t+m} - s_t$), la prima por riesgo ($rp_{t,m}$) y el término de error de la expectativa (u_{t+m}). Ya que la tasa *spot* actual es el mejor representante de un martingala²⁰ (Barkoulas, Baum y Chakraborty, 2001), el retorno o ganancia de la tasa *spot* es decir la diferencia (es un martingala) es I(0) o estacionario y, por definición las expectativas racionales prevén que el error sea I(0). Por consiguiente, el orden de integración de la prima por riesgo, es consecuentemente del orden de integración del la prima *forward*. La estructura estocástica de $rp_{t,m}$ y por consiguiente de $f_t - s_t$ implica para la HME en la forma débil para el mercado de cambiario, suponiendo que la paridad de interés descubierta se sostiene, la prima *forward* es simplemente la diferencia de las tasa de interés entre los respectivos países y hay buenas razones económicas para creer que ese diferencial no contiene una raíz unitaria (Zivot, 1998). Dado que varios estudios establecen evidencia de cointegración en los sistemas de tipos de cambio *spot*, siguiendo la representación del teorema de Granger las series de los ingresos de por lo menos una moneda en el sistema de cointegración deberán ser predecibles con base al término del mecanismo de corrección de error (MCE), error de desequilibrio. Tal que la previsión podría explotarse lucrativamente y así constituiría una violación una de las formas de la HME de mercado cambiario (Barkoulas, Baum y Chakraborty, 2001).

Esta técnica de análisis pone en entredicho algunas conjeturas realizadas antes, no obstante un gran numero de autores incluyendo a los que argumentan a favor de la técnica de cointegración, indican que la técnica de cointegración no es en realidad el indicador más importante para la comprobación de la HME como anteriormente mencionamos y si un sistema

²⁰ **Implicaciones de Martingala:** Los modelos de martingala aluden a la hipótesis acerca de si existen correlaciones significantes entre la información pasada y los cambios corrientes en los precios. Un supuesto de la teoría de los mercados eficientes es que el equilibrio de los rendimientos es constante durante todo el tiempo, esto implica que no hay correlación entre los rendimientos en t y alguna información pasada. Supongamos que $x_{j,t+1} = p_{j,t+1} - E(p_{j,t+1} | \Omega_t) \forall t, \Omega_t$; que $E(\tilde{p}_{j,t+1} | \Omega_t) \geq p_{jt}$ lo cual es equivalente a $E(\tilde{p}_{j,t+1} | \Omega_t) \geq 0$. Entonces, esto es una afirmación de que la serie del precio $\{p_{jt}\}$ del activo j sigue un sub-martingala respecto a la información de la serie del conjunto de información $\{\Omega_t\}$, el cual se dice que el valor esperado del precio del siguiente periodo es proyectado en base a la información en Ω_t , es igual de grande que el precio corriente. Si las condiciones sostienen una igualdad entonces la serie de precios sigue una martingala.

de cointegración necesariamente implicaría previsibilidad de ganancias en al menos una moneda. A esto Crowder (1994) argumenta que la previsibilidad de la tasa *spot* bajo el método de cointegración derivado del término del MCE no puede ser una violación a la eficiencia de mercado de cambio extranjero si el término del MCE sirve como una variable *proxy* de una prima por riesgo de la divisa.

Esta explicación podría ser empíricamente confirmada si la prima por riesgo, es consistente con las propiedades de series de tiempo del término del MCE y tiene una covarianza con proceso estacionario (Barkoulas, Baum y Chakraborty, 2001, Crowder, 1994 y Baillie y Borelev, 1989). Es decir, si este término está altamente correlacionado con la prima por riesgo, esto puede ser utilizado como una variable *proxy* por la prima por riesgo en el mercado de cambio extranjero. Pero ya que el término del MCE es estacionario por definición, la prima por riesgo debe ser además estacionaria si esta explicación es válida para esto. Por otra parte, si la prima por riesgo no es estacionaria entonces no estaría correlacionada con el término estacionario del MCE del sistema de la tasa *spot*, entonces la tasa *forward* y la tasa *spot* deben ser cointegradas con un vector de cointegración (1, -1) y se puede decir que mantienen una tendencia común.

Más recientemente Zivot (1998) y Engel (1996) encontraron que puede suceder con la especificación en niveles, $s_{t+1} = \mu + b_f f_t + u_{t+1}$ ²¹, es que dado un vector de cointegración (1, -1), implicaría que s_{t+1} y f_t tenderán a moverse juntos en el largo plazo pero pueden desviarse en el corto plazo, y la condición de insesgamiento de largo plazo de la tasa *forward*, además contemplan que si los agentes son adversos al riesgo entonces como otros autores, concuerdan en que una prima por riesgo tendrá que ser introducida:

$$s_{t+1} = +f_t - rp_{t,m} + u_{t+1} \quad (2.17)$$

Pero esto puede implicar un sesgo en la tasa *forward* como un estimador de la tasa *spot*. Así mismo ellos argumentan que dada la ecuación en diferencias:

$$\Delta S_{t+1} = \mu + \alpha_s (f_t - S_t) + u_{t+1} \quad (2.17.1)$$

²¹ Si $s_{t+1} - s_t$ es estacionaria entonces el descuento *forward* $rp_t^re \equiv f_t - E_t(s_{t+1}) = 0$ tendría que ser estacionaria y la hipótesis nula sería $f_t - s_t = E_t(s_{t+1}) - s_t = s_{t+1} - s_t - \varepsilon_{t+1}$, donde ε_{t+1} es el error pronosticado. Bajo expectativas racionales este error pronosticado debería ser estacionario, si esto no fuera así, sería predecible para valores pasados. Si $s_{t+1} - s_t$ es estacionario entonces $f_t - s_t$ debe serlo también. Si se concluye que el descuento *forward* es no estacionaria, entonces, dada la estacionariedad de $s_{t+1} - s_t$, se rechazaría la hipótesis de insesgamiento de la tasa *forward*.

Puede de igual manera provocar un sesgo del valor de 1, provocado por la omisión de variables, i.e. la prima por riesgo $rp_{t,m}$, si esto fuera verdad entonces al incluir en la ecuación (2.17) una prima por riesgo, tendrá que ser cierto también que (Fama, 1984 y Engel, 1996):

$$\text{cov}(E_t[s_{t+1}] - s_t, rp_{t,m}) < 0 \text{ y } \text{var}(rp_{t,m}) > \text{var}(E_t[s_{t+1}] - s_t) \quad (2.17.2)$$

Por lo tanto los modelos de prima por riesgo de cambiario deben ser consistentes con esas dos desigualdades.

Al mismo tiempo, es trivial ver el supuesto de que S_t y f_t son $I(1)$ ²² dada la técnica de cointegración (Zivot, 1998) debido a que:

- i) Si s_t y f_t son cointegrados con un vector de cointegración $[1, -1]$ entonces s_{t+1} y f_t deben ser cointegrados con un vector de cointegración $[1, -1]$ y;
- ii) Si s_{t+1} y f_t son cointegrados con un vector $[1, -1]$ entonces s_t y f_t deben ser cointegrados con un vector de cointegración $[1, -1]$.

Por lo que es posible tratar de probar la HME de cualquiera de las dos formas, si bien las conclusiones no serán interpretadas de la misma forma. La pérdida de alguna dinámica importante en datos de frecuencia baja puede arrojar como resultado que la HME se sostiene. Por lo tanto, una mala especificación de un modelo de cointegración para s_{t+1} y f_t , puede explicar algún resultado empírico enigmático concerniente a la HME en el mercado cambiario.

Por otro lado, existe evidencia (Baillie y Bollerslev, 1994) de que el descuento *forward* tiene orden de integración fraccional y utilizando una prueba de raíz unitaria formulada por Kwiatowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), Baillie y Bollerslev (1994) encuentran con esta prueba que el descuento *forward* tiene orden de integración significativamente menor que 1 y mayor que 0. Bajo expectativas racionales, si el descuento *forward* tiene orden de integración fraccionario y la tasa *spot* es $I(1)$, bajo riesgo neutral la HME debe ser rechazada, esto es porque la hipótesis nula es: $f_t - s_t = s_{t+1} - s_t - \varepsilon_{t+1}$. Ya que ε_{t+1} debe ser ruido blanco bajo expectativas racionales, el descuento *forward* debe tener el mismo orden de integración que el cambio de el tipo de cambio *spot*. Si se permitiera una prima por riesgo bajo expectativas racionales, entonces la HME podría sostenerse incluso cuando el descuento *forward* tuviera orden de integración fraccionario y el tipo de cambio *spot* fuera $I(1)$, pero el orden de integración de la prima por riesgo podría tener orden de integración fraccional. Por lo que $\Delta S_{t+1} = \mu + \alpha_s (f_t - S_t) + u_{t+1}$ no es necesariamente una buena especificación ya que el lado izquierdo y el derecho tienen diferentes ordenes de integración, sin embargo cuando el orden de

²² Se eligió esta notación estándar $I(d)$ para denotar que una serie de tiempo es de orden de integración d th y requiere diferenciarse d veces para inducir estacionariedad.

integración de $f_t - s_t$ está entre -0.5 y 0.5 entonces el descuento *forward* es estacionario, y la estimación de (2.17.1) entonces es consistente, pero cuando el valor absoluto del orden de integración de $f_t - s_t$ es mayor que 0.5, entonces el descuento *forward* es no estacionario, así la estimación de (2.17.1) no es consistente (Engel, 1996).

Una aproximación alternativa la cual es cercana a la prueba estándar de eficiencia de mercado es la prueba de ortogonalidad del error pronosticado con alguna información disponible al tiempo t . La especificación de la regresión impone la restricción de que $\beta_1 = 1$ en la ecuación $\Delta s_{t,t+k} = \beta_0 + \beta_1(f_t^k - s_t) + \varepsilon_{t,t+k}$ y esta dada por:

$$s_{t+k} - f_t^k = \Gamma \Lambda_t + \varepsilon_{t+k} \quad (2.18)$$

Donde $\Lambda_t \subset \Omega_t$ es un subconjunto de variables del conjunto de información disponible al tiempo t . La hipótesis nula esta dada por $H_0 : \Gamma = 0$ tal prueba puede ser la forma débil, incluyendo la historia del pasado de los errores pronosticados, ó la forma semifuerte, por consiguiente incluyendo variables conocidas al tiempo t además que el pasado de los errores pronosticados.

Por lo que la hipótesis nula de expectativas racionales y neutralidad al riesgo entonces es equivalente a que Γ debe ser igual al vector nulo, tal que el error resultado del pronosticar el tipo de cambio utilizando valores actuales de la tasa *forward*, no puede ser pronosticado utilizando información actual. Si esta condición es significativamente violada, entonces la información disponible para los agentes en el periodo t ha permanecido inexplorada, contradiciendo la supuesta racionalidad (MacDonald y Taylor, 1992). Algunas pruebas hechas bajo este esquema han encontrado que la HME es rechazada, por ejemplo Hansen y Hodrick (1980) utilizando datos semanales estimaron esta ecuación por MCO pero corrigiendo la matriz de covarianzas modificando los errores estándar para la estructura de errores, lo que implica el uso de GMM y el procedimiento propuesto por Hansen (1982) en tal estudio se encontró que la propiedad de ortogonalidad es violada, así también MacDonald y Taylor (1991b) utilizan la misma técnica propuesta por Hansen (1982), pero utilizan el procedimiento de GMM para corregir los errores y el problema de heterocedasticidad condicional, en este estudio de igual manera la hipótesis de ortogonalidad es rechazada.

2.1.2. El Enfoque de la nueva información (NEWS)

Otra parte de la literatura que estudia la HME razona un análisis diferente, en el se considera que existen acontecimientos imprevistos que constituyen nueva información (*news*), cuya definición es la diferencia entre el valor esperado de las variables fundamentales y su valor

real observado y anunciado. Incluso es posible que las variables fundamentales no influyan significativamente sobre el tipo de cambio en la forma sugerida por los modelos indicados, sino que sean las *news* sobre dichas variables las que determinen las fluctuaciones de los tipos de cambio. En tanto que los *shocks* no anticipados son, por naturaleza, impredecibles y aleatorios, no es sorprendente que los tipos de cambio flexibles se caractericen por su volatilidad y aleatoriedad. Los defensores de esta metodología dicen que, si los *news* son importantes en el mercado, quizás sea más apropiado desde el punto de vista empírico, especificar modelos de determinación de los tipos de cambio en un contexto de *news*, en lugar de especificar las habituales ecuaciones de regresión que expresan el tipo de cambio en función de los niveles de las variables fundamentales.

En un mercado cambiario eficiente el tipo de cambio *forward* deberá ser el estimador óptimo del futuro tipo de cambio *spot*. Cualquier desviación que se produzca entre ambos también podrá considerarse como *news*. Esto es, los *news* en las variables no fundamentales son las que realmente tienen un impacto significativo sobre las fluctuaciones cambiarias. Por su parte, los cambios no anticipados en las variables fundamentales no influyen de manera significativa, aunque mantienen el mismo signo (menor que cero) independientemente del modelo estructural especificado.

El enfoque de los *news* tiene su origen en los modelos monetarios del tipo de cambio que incorporan expectativas racionales. Según este enfoque es posible esquematizar como sigue:

$$s_t = \alpha_t + \beta E(s_{t+1} - s_t | \Omega_t) \quad (2.19)$$

donde s_t es el logaritmo del tipo de cambio al contado o tipo de cambio *spot* representa las condiciones económicas fundamentales, es decir, todos aquellos factores que determinan el tipo de cambio y que son conocidos en t , incluyendo cualquier error estocástico contemporáneo, mientras que $E(s_{t+1} - s_t | \Omega_t) = \Delta s_{t+1}^e$ es la tasa de variación esperada en el tipo de cambio entre los periodos t y $t+1$, condicionada a la información de que dispone el agente para formar sus expectativas en el momento t (Ω_t es el conjunto de información del agente que forma sus expectativas en t). Por lo tanto, si la tasa de variación del logaritmo del tipo de cambio es:

$$s_{t+1} - s_t = \Delta s_{t+1} \quad (2.20)$$

Sumando y restando $E(s_{t+1} | \Omega_t) = s_{t+1}^e$, podemos descomponerla en dos clases de variables:

$$\Delta s_{t+1} = [s_{t+1} - E(s_{t+1} | \Omega_t)] + [E(s_{t+1} | \Omega_t) - s_t] + \Delta s_{t+1}^{ne} + \Delta s_{t+1}^e \quad (2.21)$$

Donde Δs_{t+1}^e recoge las variaciones anticipadas y Δs_{t+1}^{ne} nos permite introducir la nueva información como determinante clave de las variaciones en los tipos de cambio.

A partir de la expresión anterior podemos escribir:

$$s_{t+1} = s_t + \Delta s_{t+1}^{ne} + \Delta s_{t+1}^e \quad (2.22)$$

Donde s_t seguirá una caminata aleatoria (Mussa, 1979) que podría ser afectado por las variaciones anticipadas y no anticipadas del tipo de cambio. Es decir, si el logaritmo del tipo de cambio sigue aproximadamente una caminata aleatoria:

$$s_{t+1} = s_t + \xi_{t+1} \quad (2.23)$$

donde ξ_{t+1} suponemos que es un proceso *ruido blanco*, es decir

$$E[\xi_j] = 0, \text{ var}(\xi_j) = \sigma_\xi^2 \text{ y } E[\xi_j, \xi_k] = 0 \quad \forall j \neq k, \quad (2.23.1)$$

Y si además las expectativas son racionales, $E(s_{t+1} | \Omega_t) = E(s_t | \Omega_t)$ y como ya se ha mencionado antes, significaría que $s_{t+1}^e - s_t^e \cong 0$ y se cumple:

$$s_{t+1} = \delta w_{t+1} + \zeta_{t+1} \text{ y } E(s_{t+1} | \Omega_t) = \delta E(w_{t+1} | \Omega_t) \quad (2.23.2)$$

Donde ζ_t es un proceso estocástico, donde w representa las condiciones económicas fundamentales, es decir, todos aquellos factores que determinan el tipo de cambio y que son conocidos en t , incluyendo cualquier error estocástico contemporáneo, entonces, la ecuación final de determinación del logaritmo del tipo de cambio *spot* vendrá dada por la diferencia de las dos expresiones anteriores:

$$\Delta s_{t+1} = s_{t+1} - E(s_{t+1} | \Omega_t) = \delta [w_{t+1} - E(w_{t+1} | \Omega_t)] + \zeta_{t+1} = \delta \Delta w_{t+1}^{ne} + \zeta_{t+1} \quad (2.24)$$

Si queremos estudiar el tipo de cambio k periodos adelante, la ecuación (2.24) se convertiría (generalizando la ecuación) en:

$$\Delta s_{t+k} = s_{t+k} - E(s_{t+k} | \Omega_t) = \delta [w_{t+k} - E(w_{t+k} | \Omega_t)] + \zeta_{t+k} = \delta \Delta w_{t+k}^{ne} + \zeta_{t+k} \quad (2.25)$$

donde Δw_{t+k}^{ne} reflejaría la definición de nueva información sobre variables fundamentales y se considera ζ_{t+k} un componente ruido blanco. Frenkel y Mussa (1985) señalan que, si $|\delta| < 1$, las variaciones que la HME ha denominado como anticipadas tendrán una mínima repercusión sobre el tipo de cambio, y todo el protagonismo corresponderá a los *news* disponibles acerca de las condiciones del mercado cambiario, que la HME ha recogido desde un principio en t .

La importancia de especificar información no anticipada procedente de otro tipo de variables se entiende a partir de la HME de divisas; en general, si el mercado *forward* es un mercado eficiente, el tipo de cambio *forward* que fijamos en t para la entrega y pago de la moneda en $t+k$, f_t^{t+k} debería contener toda la información relevante para predecir s_{t+k} , de manera que $s_{t+k} = f_t^{t+k} + \xi_{t+k}$ (expresión que se basa en el cumplimiento de los supuestos de eficiencia, $s_{t+k}^e = f_t^{t+k}$, y de racionalidad, $s_{t+k} = s_{t+k}^e + \xi_{t+k}$).

En estas condiciones, $s_{t+k} - E[S_{t+k} | \Omega_t] = \eta_{t+k} = \Delta Z_{t+k}^{ne}$, ΔZ_{t+k}^{ne} recogerá los *news* procedente del cumplimiento de la HI del tipo de cambio *forward*. En este contexto, ΔZ_{t+k}^{ne} no presentará correlación serial y será ortogonal al conjunto informativo Ω_t . De esta manera se obtienen dos variables diferentes que reflejan nueva información, ΔZ_{t+k}^{ne} y Δw_{t+k}^{ne} , y ambas alterarán las expectativas de los agentes. Para captar este efecto, incorporaremos las dos variables en una única relación considerando el modelo que estimó Frenkel (1981) es uno de los primeros contrastes empíricos del enfoque de los *news*.

Frenkel (1981) no especifica un modelo de determinación del tipo de cambio, sino que utiliza una variable que él consideró que recogía la nueva información rápidamente, el cambio no esperado en los tipos de interés, como se indica en:

$$s_t = \alpha_0 + \beta f_{t-1}^t + \alpha [(i - i^*)_t - E[(i - i^*) | \Omega_{t-1}]] + \xi_t \quad (2.26)$$

donde f_{t-1}^t es el logaritmo natural del tipo de cambio adelantado o tipo de cambio *forward* que fijamos en $t-1$, para la entrega y pago de divisas en t , i e i^* son los tipos de interés doméstico y extranjero, respectivamente; la expresión $E[(i - i^*) | \Omega_{t-1}]$ correspondería a la expectativa sobre el diferencial de las tasas de interés realizadas en el periodo t sobre toda la nueva información disponible sobre diferenciales de tipos de interés y ξ_t es un proceso de ruido blanco. En este modelo, Frenkel (1981) suponía que los agentes eran neutrales al riesgo, por lo que para el periodo que estudió se cumplía la HME del mercado de cambios, es decir, $s_{t+k} = f_t^{t+k} + \xi_{t+k}$.

Si modificamos la expresión (2.24) y haciendo uso de la igualdad $\Delta s_{t+1} = s_{t+1} - E(s_{t+1}|\Omega_t) = \delta[w_{t+1} - E(w_{t+1}|\Omega_t)] + \zeta_{t+1} = \delta\Delta w_{t+1}^{ne} + \zeta_{t+1}$ y del concepto de mercado *forward* eficiente llegamos a la ecuación:

$$\Delta s_{t+1} = [s_{t+1} - E(s_{t+1}|\Omega_t)] + [(i - i^*)_{t+1} - E[(i - i^*)_{t+1}|\Omega_t]] = \Delta Z_{t+1}^{ne} + \Delta w_{t+1}^{ne} \quad (2.27)$$

Donde aplicado la HME a la igualdad $f_t^{t+k} = E(s_{t+k}|\Omega_t)$. Las variaciones del tipo de cambio en $t+k$ se podrían explicar a través de la relación:

$$\Delta s_{t+k} = [s_{t+k} - E(s_{t+k}|\Omega_t)] + [(i - i^*)_{t+k} - E[(i - i^*)_{t+k}|\Omega_t]] = \Delta Z_{t+k}^{ne} + \Delta w_{t+k}^{ne} \quad (2.28)$$

Lo que quiere decir que el tipo de cambio *spot* queda determinado por los *news* sobre variables fundamentales y por la nueva información procedente de las desviaciones que se produzcan entre los tipos de cambio *spot* y *forward*. Una expresión que considera la parametrización en la representación anterior y que es posible pueda ser empíricamente probada sería:

$$\Delta s_{t+k} = \beta_0 + \beta_k [s_{t+k} - E[s_{t+k}|\Omega_t]] + \alpha_i [(i - i^*)_{t+k} - E[(i - i^*)_{t+k}|\Omega_t]] + v_{t+k} \quad (2.29)$$

De igual manera recordando que $s_{t+k} - E[s_{t+k}|\Omega_t] = \Delta Z_{t+k}^{ne}$ entonces se tendría:

$$\Delta s_{t+k} = \beta_0 + \beta_k \Delta Z_{t+k}^{ne} + \alpha_i [(i - i^*)_{t+k} - E[(i - i^*)_{t+k}|\Omega_t]] + v_{t+k} \quad (2.30)$$

Es posible que la relación entre las tasa de interés y el tipo de cambio sea positiva en los periodos en que la mayoría de las variaciones en las tasa de interés nominal son dominadas por las expectativas inflacionarias (Frenkel, 1981).

Sin embargo este modelo presenta algunas debilidades ya que se desconoce cómo reaccionaría ante sorpresas en las variables fundamentales o si los resultados dependen de manera inequívoca de tipos de cambio de distinta madurez. Adicionalmente este modelo no permite caracterizar los periodos de tranquilidad observados antes de los anuncios, los periodos de alta especulación ni las intervenciones no anunciadas de los gobiernos. Por otro lado el manejo de variables que no se pueden observar directamente, de modo que las conclusiones están condicionadas por los métodos econométricos empleados, con los consiguientes problemas inherentes a la incorporación de regresores generados. Este modelo se ve seriamente afectado en el caso de que se diera algún comportamiento irracional en el mercado o si aumentasen los costos de transacción. Esto es, está limitado por el esquema de expectativas adoptado desde un principio.

En la mayoría de los modelos la inclusión de más variables-sorpresa fundamentales no significa una mayor bondad del ajuste, sino que suele traducirse en la aparición de ambigüedades en las conclusiones finales.

Por otro lado algunos autores (Dornbush, 1980 y 1988, y Frenkel, 1980 y 1981) concluyen que el mejor camino para estimar y probar la HME es presumiblemente el comportamiento de los diferenciales de las tasas de interés entre los países respectivos y alguna diferencia entre la tasa *forward* y *spot* al tiempo $t+1$, que los agentes no han logrado predecir, esta expresión además implica la teoría de la *paridad de interés*, dada la expresión $E_t(s_{t+1} - s_t) \approx i_t - i_t^*$. Esta forma podría representar otra alternativa en la comprobación de la HME, que a su vez se puede introducir en la discusión sobre el uso de la técnica de cointegración como medio de comprobación de la HME, en este caso la tasa de depreciación del tipo de cambio está en función del diferencial de tasas de interés, de esta manera la HI sirve como soporte de esta nueva condición, de hecho la condición de paridad de interés es de mayor relevancia para la macroeconomía de una economía abierta (McCallum, 1994) $\alpha = 0$ y $\beta = 1$. Además las implicaciones que tendría la comprobación de un método, bien podría satisfacer la demostración del otro, más aún cuando se cumple la condición de paridad cubierta, sin embargo este punto lo abordaremos mas adelante.

2.2. Hipótesis de Paridad de Interés

La teoría convencional de determinación del tipo de cambio hace énfasis en que la inflación es el factor de mayor peso en el largo plazo sobre el tipo de cambio, no obstante las tasas de interés juegan un papel importante. Esto es, el tipo de cambio depende de la tasa de interés que se obtiene por invertir en fondos denominados en una determinada moneda y el tipo de cambio esperado. Se considera que el mercado cambiario esta en equilibrio cuando independientemente de su designación, ofrece la misma tasa de rentabilidad esperada. La igualdad entre las rentabilidades esperadas de dos depósitos denominados en dos divisas y expresados en la misma moneda, se define como la condición de la paridad de tasas de interés.

En su forma más simple, la HME es realmente un conjunto de hipótesis de expectativas racionales y de neutralidad al riesgo. Esta hipótesis puede modificarse para considerar el riesgo, de tal modo que se convierta en una prueba de un conjunto de hipótesis de un modelo de ganancias de equilibrio, y expectativas racionales. Si son supuestos neutralidad al riesgo y expectativas racionales, entonces *el cambio esperado en el tipo de cambio debe ser igual al diferencial de la tasa de interés entre dos países*, cuando existen condiciones para el arbitraje libre de riesgo y se cumple la teoría de paridad de interés. Esto puede expresarse como:

$$E_t(s_{t+1} - s_t) \approx i_t - i_t^* \quad (2.31)$$

Donde s_t es el tipo de cambio *spot*, i_t^* es la tasa de interés nominal extranjera y i_t la tasa de interés nominal domestica, sin tener en cuenta las preferencias del inversionista.

Las condiciones de paridad confían dos supuestos cruciales. Primero, los activos domésticos y extranjeros deben ser sustitutos perfectos²³. La perfecta sustitución sólo ocurre si ambos activos se evalúan exclusivamente sobre las bases de sus ingresos esperados. Segundo, no debe haber ninguna barrera al arbitraje por los mercados financieros internacionales. Si estos dos supuestos son satisfechos, entonces el arbitraje garantizara que el diferencial de rendimientos en dos activos, idénticos en cada aspecto relevante excepto en la denominación de la moneda, sea igual a cero.

Dentro del enfoque de la paridad de interés existen dos acepciones, Paridad Cubierta de las Tasas de Interés (PCI) y Paridad Descubierta de Tasas de las Interés (PDI), conceptos que contribuyen a su vez con la comprobación de la eficiencia del mercado y que están estrictamente relacionados con la HI del tipo de cambio *forward*. El inversionista puede considerar las estrategias a seguir: cubrirse de los riesgos de las fluctuaciones del tipo de cambio operando en el mercado a plazos (*forward*) o afrontar los riesgos de operar en el mercado *spot*.

La motivación para un análisis de este tipo se encuentra en la importancia de estas dos condiciones para la eficiencia de los mercados *forward* y *spot*, por consiguiente estas condiciones, sirven como una guía fiable a los inversionistas internacionales, y para la conducta ordenada de la política monetaria. En la selección de estas dos condiciones de equilibrio, se pone énfasis en que el comportamiento del tipo de cambio a corto plazo para el mercado responde sólo a movimientos de capital y explican los movimientos del tipo cambio.

La PCI afirma que la prima *forward* en el intercambio extranjero debe igualar la diferencia entre la tasa de interés doméstica y extranjera sobre valores del mismo término de madurez, propiciando que los bonos domésticos y extranjeros estén ambos libre de riesgo predefinido.

Un segundo requisito para PCI es que el comercio especulativo debe tener una prima *forward* (descuento) en la igualdad con la depreciación (apreciación) esperada de la moneda nacional. La condición de PCI en particular puede verse como una prueba de si con arbitraje libre de riesgo existen oportunidades de ganancias para los inversionistas potenciales.

La relación PDI por su parte postula que el diferencial de interés entre dos países debe ser igual a la expectativa de cambio del tipo de cambio. Como tal, una regresión de ganancia del tipo de cambio sobre el diferencial de interés debe dar un intercepto cero y un coeficiente para la pendiente de una unidad. La condición de la PDI apuntala a varios modelos de balanza de

²³ Los activos deben tener el mismo riesgo.

pagos y de tipo de cambio, y por lo que se refiere a la implicación de política si la condición de la PDI se sostiene la intervención de esterilización del mercado de divisas es ineficaz. El fracaso de la PDI significa que la intervención de esterilización puede tener efectos reales y que la intervención del tipo de cambio en el modelo de equilibrio de portafolio pueda preferirse a los modelos monetarios de balanza de pagos (Felmingham y Leona, 2005). A su vez Taylor (1995) ve en la PDI la base en la que la condición de eficiencia del mercado de divisas parte.

Las dos condiciones de paridad de interés tienen implicaciones importantes también para la movilidad internacional de capitales. Los cambios en la tasa de ahorro de un país afectan su tasa de inversión y proporcionan evidencia de baja movilidad de capitales. Si el capital es absolutamente móvil, la insuficiencia en el ahorro en un país debe resolverse fácilmente pidiendo prestado en el extranjero y no debe necesitarse conducir la tasa de interés doméstica y apiñar fuera la inversión doméstica (Feldstein y Horioka, 1980). La relevancia del problema de la movilidad de capital internacional en el contexto presente es que las condiciones de la PCI y PID son dos de cuatro definiciones de perfecta movilidad de capital. Se sigue que el fracaso de cualquiera de las condiciones PCI y PDI o en ambas implicaría que la movilidad de capital es imperfecta, un tema de inmediata importancia para los agentes de cualquier mercado (Felmingham y Leona, 2005).

La prueba de estas dos condiciones tiene una importancia práctica además de su relevancia para la teoría económica. El nexo de paridad de interés con un mercado eficiente proporciona las perspectivas sobre el riesgo de los participantes del mercado y la magnitud de integración del mercado de capitales. En particular, el fracaso de paridad o eficiencia del mercado puede indicar que los valores extranjeros son sustitutos imperfectos para los valores domésticos de equivalente madurez y que los participantes del mercado requieren una compensación en forma de un premio por riesgo si ellos mantienen la moneda nacional.

Finalmente, estas dos condiciones de equilibrio acarrear implicaciones de política significativas, en particular, ellas involucran la capacidad de la autoridad monetaria doméstica para controlar las tasas de interés e intervenir en los mercados de divisas. Estas capacidades son sumamente importantes en las economías abiertas y pequeñas como la economía mexicana.

2.2.1. Paridad de Interés Cubierta

La paridad cubierta de tasas de interés (PCI) establece que dado que existen flujos de capital a nivel internacional libres de todo tipo de restricciones, entonces, se tenderán a igualar los rendimientos de una inversión a nivel doméstico o en el extranjero, al ser medidos en una moneda en común. Otra manera de especificar la PCI es señalar que el diferencial de tasas de interés entre dos activos idénticos en todo respecto, excepto la moneda de denominación, debería ser cero, una vez que se haya hecho la cobertura del riesgo en el mercado *forward*

correspondiente. La condición de PCI debe cumplirse siempre que los mercados sean eficientes, en el sentido de que exista la posibilidad de un arbitraje de interés cubierto. Las ganancias de esta operación están libres de riesgo, pues todos los precios son conocidos y acordados desde el principio.

Si los supuestos de sustitución perfecta entre dos activos (en nuestro caso la tasa de interés) y la ausencia de barreras al arbitraje en el mercado financiero se satisfacen y bajo la hipótesis de expectativas racionales, entonces el arbitraje en determinado mercado financiero garantizará que el diferencial de rendimientos en dos activos, ajustado en el mercado *forward* para cubrir los movimientos del tipo de cambio nominal entre el presente y el vencimiento de los activos subyacentes, debe ser igual a cero, en otras palabras:

$$\frac{F_{t,k}}{S_t} = \frac{(1+i_{t,k})}{(1+i_{t,k}^*)} \quad (2.32)$$

Esta ecuación corresponde a la PCI. Esta condición es una relación implícita entre el tipo de cambio *forward* y *spot* ($F_{t,k}$ y S_t) y el *spread* entre las tasas de interés domésticas y extranjeras ($i_{t,k}$ y $i_{t,k}^*$) sobre valores con el mismo término (k) de madurez. Esta relación puede ser expresada en términos de la determinación del tipo de cambio *forward*:

$$F_{t,k} = S_t \frac{(1+i_{t,k})}{(1+i_{t,k}^*)} \quad (2.32.1)$$

Sujeto al supuesto de que no hay ningún costo de transacción involucrada, el *spread* entre las tasas de interés definido anteriormente debe ser igual pero de signo opuesto a la prima del tipo de cambio *forward* o descuento sobre la moneda extranjera. La expresión acentúa la ausencia de ganancias del arbitraje estableciendo el equilibrio.

De manera mas ilustrativa, si se supone que un residente en México elige entre un activo domestico denominado en pesos y un activo extranjero denominado en dólares y se asume que ambos activos son sustitutos perfectos, además de tener la misma madurez para su vencimiento. Al tiempo t el residente en México invierte un peso y compra los activos americanos (USA) con valor de $\frac{1}{s_t}$ dólares. Al tiempo $t+1$ el residente en México convertirá

$\frac{1}{s_t}(1+i_t^*)$ dólares, en pesos al tipo de cambio *forward*. Así, el rendimiento de la inversión en

activos americanos, expresado en pesos, es igual a $\frac{F_t}{s_t}(1+i_t^*)$. La comparación pertinente para el

inversionista residente en México estará entre: $1+i_t$ y $\frac{F_t}{s_t}(1+i_t^*)$, si el inversionista es neutral al

riesgo entonces el arbitraje aseguraría que estas dos tasas de rendimiento sean igualadas, así la ecuación $F_{t,k} = S_t \frac{(1+i_{t,k})}{(1+i_{t,k}^*)}$ se sostiene. Esta expresión es una representación formal de una estrategia comercial particular, a saber, que la ganancia en un contrato *forward* puede ser reproducida exactamente al adquirir un préstamo en una moneda, convirtiéndolo en otra moneda y prestando en tal moneda (Felmingham y Coleman, 1995).

Una forma alternativa de la condición de la PCI se proporciona, tomando logaritmos, por la siguiente ecuación²⁴:

$$\log(1 + i_{t,k}) = \log\left(\frac{F_{t,k}}{S_{t,k}}(1 + i_t^*)\right) \quad (2.33)$$

por lo que:

$$\log(1 + i_{t,k}) = \log\left(\frac{F_{t,k}}{S_{t,k}}\right) + \log(1 + i_t^*) \Rightarrow \log(1 + i_{t,k}) = \log(F_{t,k}) - \log(S_{t,k}) + \log(1 + i_{t,k}^*) \quad (2.34)$$

Utilizando la propiedad de que $\log(1+x) \cong x$ para un x pequeño, y definiendo $\log(F_{t,k}) \equiv f_{t,k}$ y $\log(S_{t,k}) = s_{t,k}$ entonces obtenemos la condición $i_{t,k} = i_{t,k}^* + f_{t,k} - s_{t,k}$. Llegando a la condición:

$$f_{t,k} - s_{t,k} = \frac{(i_{t,k} - i_{t,k}^*)}{(1 + i_{t,k}^*)} \approx i_{t,k} - i_{t,k}^* \quad (2.35)$$

El uso de logaritmos naturales en esta última ecuación y formulando la condición de la PDI se pretende evitar una dificultad potencial, que surge de la paradoja²⁵ de Siegel (1972) que indica que los niveles del tipo de cambio *forward* y la expectativa futura de la tasa *spot* implican una contradicción, por lo que el tipo de cambio *forward* no puede ser un estimador insesgado del tipo de cambio *spot*.

Taylor (1995) piensa que la condición de PCI debe cumplirse independientemente de la actitud que los agentes mantienen hacia al riesgo y de la forma con la que ellos forman sus expectativas.

²⁴ La condición PCI es usualmente escrita también como: $F_{t,k}(1+i_{t,k}^*) = S_t(1+i_{t,k})$. Esto se puede reducir a la forma $F_{t,k} - \frac{S_t}{S_t} = \frac{(i_{t,k} - i_{t,k}^*)}{(1 + i_{t,k}^*)} \approx i_{t,k} - i_{t,k}^*$ ó de la forma $F_{t,k} - s_t = (i_{t,k} - i_{t,k}^*)$ solo cuando $(1 + i_{t,k})$ y $(1 + i_{t,k}^*)$ son aproximadamente 1.

²⁵ Ya que la propuesta debe ser verdad para el (el tipo de cambio en moneda extranjera / el tipo de cambio en moneda nacional), pero además podría no ser cierto para (el tipo de cambio en moneda nacional / el tipo de cambio en moneda extranjera). Dado que la desigualdad de Jensen requiere que $E(1/x) > 1/E(x)$ cuando x tiene una varianza positiva. Boyer (1977) y Roper (1975) muestran que es legítimo expresar las condiciones PCI y PDI en logaritmos para resolver esta paradoja. La Paradoja de Siegel es frecuentemente expresada como la imposibilidad para encontrar un precio de mercado futuro sensato. Friedel B. (2003) piensa que dicha paradoja podría desaparecer si se excluye la posibilidad que una cantidad infinita de dinero nuevo entre al mercado.

2.2.1.1. *Discusión relevante sobre la Paridad Cubierta de Interés*

Una forma de probar empíricamente la existencia de la PCI es calculando las desviaciones actuales de la paridad de interés y verificando si estas son significativamente diferentes de cero (Frenkel y Levich, 1975), por lo que:

$$\xi = (f_t - s_t) - (i_t - i_t^*) \quad (2.36)$$

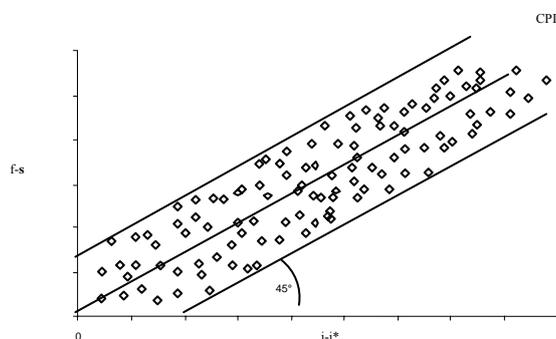
Donde la hipótesis nula es que $\xi = 0$. A la magnitud de costos de transacción que ahí pueden estar, los estudios frecuentemente permiten un intervalo alrededor de cero y determinan una proporción de desviaciones que realmente están dentro y fuera de ese intervalo²⁶. Aunque la prueba de esta hipótesis manifiesta la utilización de datos de las tasas de interés el tipo de cambio *spot* y el tipo de cambio *forward*, para el mismo instante en el tiempo, en este contexto los datos de alta frecuencia son probablemente los más apropiados.

Frenkel y Levich (1975) calculan si el diferencial cubierto es igual a cero o no, en su estudio ellos reportan que muchos puntos no son cero y cuestionan ese hecho preguntándose si tales desviaciones representarían entonces el rechazo de la PCI y por lo tanto implicarían ineficiencia, ellos argumentan que *no*, que en primer lugar esto debe hacer pensar que han sido ignorados el potencial de los costos de transacción que un inversionista esta comprometido a enfrentar en una posición cubierta, además ellos distinguen entre cuatro tipos de costos de transacción asociados con dicha posición y que justifican el hecho de las desviaciones; los que incluyen la venta de un valor domestico, la compra de moneda de cambio *spot*, costos por la venta de valores extranjeros y los costos de cobertura *forward*. A su vez ellos definen una banda neutral, en donde ellos argumentan que las desviaciones con la PCI dentro de esa banda no son necesariamente inconsistentes con la eficiencia en el mercado y son ajustados por los costos de transacción, ellos reportan que aproximadamente el 80 por ciento de las desviaciones están dentro de esas bandas.

Posteriormente, Frenkel y Levich (1977) aplican el análisis de la neutralidad de la banda y categorizar tres diferentes periodos en los cuales consideran un periodo tranquilo de tipo de cambio fijo, un periodo turbulento con tipo de cambio fijo y otro con tipo de cambio flotante, ellos muestran que en el primer y tercer periodo el 80 por ciento de las desviaciones se encuentran dentro de la banda que ellos consideran neutral (la neutralidad de la banda implica que no son incompatibles las desviaciones con la aprobación de la PCI y por ende con la eficiencia), no obstante para el periodo turbulento un mucho menor porcentaje de las

²⁶ Frenkel y Levich (1977) presentan evidencia en donde a partir de la existencia de costos de transacción tanto en los mercados de activos como en los mercados cambiarios, definen una banda neutral en la que los flujos de arbitraje marginales no son rentables, ya que la ganancia marginal es absorbida por los costos de transacción.

desviaciones es explicado en términos de costos de transacción y esto es interpretado como un reflejo de la incertidumbre financiera del periodo. Felmingham y Coleman (1995) sostienen que las desviaciones de PCI son cada vez más evidentes después de la era de *Bretton Woods*.



Sin embargo, existe una fuerte crítica al respecto, ya que en el estudio realizado por Frenkel y Levich (1977) se cuestiona si el uso de los datos (tipo de cambio *spot*, tipo de cambio *forward* y las tasas de interés relevantes) fue ordenado de manera contemporánea, es decir, si las desviaciones generadas por la combinación de las tasas de interés y la prima *forward* utilizada representan un valor que un agente puede realmente utilizar para comerciar o simplemente una variable cruzada que representa el momento exacto de la desigualdad de las variables subyacentes (MacDonald y Taylor, 1992, MacDonald y Hallwood, 2000). Aliber (1973) encontró el rechazo de la condición PCI, atribuyendo el fracaso al riesgo político²⁷, en su estudio argumenta que el tipo de activos como los utilizados por Frenkel y Levich (1975) bonos del tesoro en particular, son activos que están ligados al riesgo político, ya que los gobiernos extranjeros pueden incurrir en incumplimientos de pago de intereses al no estar de acuerdo con los montos, introduciendo controles de cambios y así previniendo a los inversionistas para recuperar sus fondos y por lo tanto la utilización de este tipo de activos no es adecuado para el análisis de la condición de la PCI.

Takatoshi Ito (1983) utilizando datos diarios y mensuales, prueba la condición PCI el encuentra que la PCI se sostiene con la salvedad de algunos periodos ellos utilizan lo que ellos llaman la ganancia de arbitraje neta, en realidad ellos toman en cuenta, la ecuación de $G = (1 + i) \frac{F}{S} - (1 + i)$, donde G, representa la ganancia neta, y mide las desviaciones sobre la condición de la PCI, en este caso esta condición se sostiene no obstante algunos periodos donde Takatoshi (1983) argumenta que los controles de capital y las intervenciones en el mercado son las causantes de tales desviaciones, de tal modo se insinúa la temporalidad de las desviaciones.

²⁷ El riesgo político está asociado con la jurisdicción política relativa al país en donde se emite un determinado activo. Estos activos incluyen la existencia a los flujos de capital y el riesgo de controles de capital futuros, así como el riesgo de incapacidad de pago, Frankel y MacArthur (1988).

Thornton (1989) analiza la PCI tomando en cuenta la respuesta de los agentes a información específica (*acontecimientos monetarios anunciados*), utilizando datos diarios prueba como la condición de la PCI puede sostenerse dependiendo de cómo los agentes asimilen la información disponible (como cambios anunciados del agregado monetario M1), en este caso Thornton (1989) toma en cuenta los cambios anticipados y no anticipados, lo anterior por el argumento de que los precios de las acciones responden de manera significativa a ambos cambios (anticipados y no anticipados) por igual, de tal manera que propone la siguiente ecuación: $\Delta(1+i_t) - \Delta(1+i_t^*) - \Delta f_t + \Delta s_t = \alpha + \beta_1 NM_t + \beta_2 AM_t + e_t$, en este caso se pretende saber si el mercado responde significativamente (estadísticamente) a los anuncios anticipados y si tales respuestas son consistentes con la condición PCI, donde la hipótesis nula de esta especificación es: $H: \beta_1 = \beta_2 = 0$, aunque la hipótesis no sería rechazada si el mercado no responde a los anuncios monetarios o si sus respuestas son en promedio consistentes con la PCI. Este último aspecto es la clave para que esta investigación suponga que la PCI se sostiene pese a la significancia de los anuncios, aunque argumenta que la variable dependiente es cero en promedio y que existe una relación estable entre las tasas de interés y los tipos de cambio *spot* y *forward*. Argumenta que existe una combinación lineal entre estas variables que es estable, ya que si se tomara como exógeno a la tasa de interés doméstica entonces el banco central extranjero no podría controlar de manera independiente y simultáneamente sus tasas de interés y su tipo de cambio

Sin embargo la condición de la PCI normalmente se prueba de manera empírica estimando la ecuación de regresión siguiente:

$$f_{t,k} - s_t = \alpha + \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + u_t \quad (2.37)$$

donde α y β son los parámetros, y u_t es el término del error. En ausencia de costos de transacción, la hipótesis nula que sostiene a la PCI es: $\hat{\alpha} = 0$ y $\hat{\beta} = 1$, que literalmente implica que el *spread* de las tasas de interés predice el descuento *forward* perfectamente. En general los estudios sobre la PCI sostienen que el coeficiente $\hat{\beta}$ no es significativamente diferente de uno, sin embargo, el término constante se desvía significativamente de cero, lo que es quizás un signo de la existencia de costos de transacción.

Por otra parte, existen pronunciados residuales en esta última ecuación representarían sustanciales oportunidades de arbitraje. En otras palabras, el valor esperado de los residuales es cero así los valores reales de los residuales pueden ser diferentes de cero, en tal caso la paridad cubierta se sostiene en promedio pero no continuamente.

Lo relevante de esta condición de paridad es que dado que ella surge de una condición de arbitraje internacional, cualquier desviación respecto de esta paridad representa la existencia

de oportunidades de arbitraje libres de riesgo, lo que indicaría la existencia de *ineficiencias*²⁸ en el mercado de capitales y cambiario. Además dichas desviaciones de la PCI en este contexto reflejarían que existen limitaciones al arbitraje así como controles de capital. En la práctica, las desviaciones de la PCI son actualmente usadas como una medida *de hecho*, de presencia e intensidad de controles de capital.

Esta última ecuación ha sido probada en varios estudios para una gran variedad de monedas y periodos de tiempo, Taylor (1987) por ejemplo sostiene que la falla de la PCI en algunos estudios es debido a que la elección del tiempo con la que se eligen los datos de la tasa de interés y el tipo de cambio difieren²⁹ y encuentra que son muy pequeñas las violaciones para la condición de la PCI. El comercio especulativo es visto como una influencia potencial de disturbio para el cumplimiento de la PCI, por lo que Taylor (1989) deliberadamente incluye periodos de turbulencia en el comportamiento en su estudio y encuentra que la especulación crea oportunidades para ganancias por arbitraje y por consiguiente el fracaso de la PCI. Sin embargo, la PCI se sostiene en los periodos de relativa calma y las desviaciones de la condición de la PCI son más probables que ocurran en relación a valores de largo plazo.

Por su parte Frankel y MacArthur (1988) presentan una metodología particular para la descomposición de las tasas de interés en la comprobación de la condición de la PCI, ellos establecen su estudio sobre tasas de interés reales, esto debido a que su análisis pretende analizar la existencia de libre movilidad de capital y a ellos les parece pertinente una medida en donde la desigualdad de las tasas reales funcionen como un indicador, esto es, ellos sostienen que la teoría convencional de que la alta movilidad del capital esta determinada por la paridad de interés real, de tal modo estas tasas de interés tienen que ser igualadas por los países para que los cambios exógenos de ahorro no apiñen la inversión fuera del país, ya que la inversión y el ahorro dependen directamente de la tasa real de interés mas que la tasa nominal. De tal manera proponen la siguiente relación: $r - r^* = (i - \pi) + (i^* - \pi^*)$, donde r es la tasa real de interés, π es la expectativa de inflación y los asteriscos representan ambas tasas de los países extranjeros, y su descomposición esta representada como:

$$r - r^* = (i - i^* - f_d) + (f_d - \Delta s^e) + (\Delta s^e - \pi + \pi^*) \quad (2.38)$$

donde f_d es la prima *forward* y Δs^e , es la expectativa de depreciación de la moneda, el primer componente de la ecuación es el diferencial de interés cubierto, comprende todos los factores relacionados con la jurisdicción política en la cual los activos son emitidos. Este

²⁸ Dooley e Isard (1980), Frenkel (1973), Otari y Tiwari (1981) y Prachowny (1970) explican esta falla en términos de las imperfecciones del mercado de capitales o cambios en la reglamentación del mercado.

²⁹ Taylor (1987) evita este problema usando el una tasa de interés de alta frecuencia sincronizando los datos del tipo de cambio para encontrar que la PCI se sostiene para la libra británica, el marco alemán y el dólar americano.

incluye la existencia de controles de capital y riesgo de futuros controles, así también transfiere el riesgo, etc. El segundo componente es la prima *forward* real. Por lo que ellos claman que la PCI es una medida apropiada del grado de movilidad, en el sentido del grado de integración de los mercados financieros por los límites políticos, en ausencia de costos de transacción sustanciales, costos por información, controles de capital, riesgo de futuros controles de capital, y riesgo primario, la variabilidad en la paridad cubierta podría ser muy pequeña.

Un análisis alternativo, siguiendo a Frankel y MacArthur (1988), propone un criterio similar para las tasas de interés nominales, y partiendo de la base de que existen contratos *forward* nominales, es posible hacer la siguiente descomposición del diferencial de tasas de

interés cuando se define a $\frac{F_{t,k} - S_{t,k}}{S_{t,k}} = \frac{(i_{t,k} - i_{t,k}^*)}{(1 + i_{t,k}^*)} \approx i_{t,k} - i_{t,k}^* = f_d$ como la prima o descuento

forward:

$$i_{t,k} - i_{t,k}^* = (i_{t,k} - i_{t,k}^* - f_d) + (f_d - \Delta s^e) + \Delta s^e \quad (2.39)$$

donde $(i_{t,k} - i_{t,k}^* - f_d)$ corresponde a la paridad cubierta de tasas de interés, de existir desviaciones respecto a esta condición de paridad, i.e., si el primer término es distinto de cero, esto podría asociarse al riesgo político o riesgo país, el término $f_d - \Delta s^e$ corresponde a la prima por riesgo cambiario, este premio por riesgo cambiario surge cuando f_d diverge de las expectativas de variación en el tipo de cambio *spot*, y por ultimo el componente Δs^e incorpora la variación esperada en el tipo de cambio nominal. Esta ecuación sugiere que el diferencial de interés sea explicado por la condición de PCI más una prima por riesgo cambiario y la expectativa de cambio en el tipo de cambio *spot*.

Algunos investigadores prefieren las técnicas de cointegración al análisis de regresión convencional debido a que dicho análisis se enfoca en relaciones de largo plazo que pueden ser combinados con el mecanismo de corrección de error para describir los ajustes de corto plazo de desviación de la PCI, como en la HI esta técnica aplicada a las condiciones PCI y PDI tiene implicaciones importantes que se analizaran mas adelante.

Abeysekera y Turtle (1990) examinan cuatro monedas relativas al dólar americano, usando esta técnica y encuentran que la condición PCI no se sostiene, en general debido a la existencia de una zona neutral: ellos argumentan que, una función variante en el tiempo de factores no examinados, incluso los costos de transacción, procedimientos de liquidación, una prima por riesgo, regulaciones o restricciones de capital, podrían provocar la falla de esta condición. A esto Crowder (1995) proporciona una nueva versión determinando la longitud de tiempo que le toma al mercado *forward* eliminar las desviaciones de la PCI, el encuentra que la

relación de PCI se sostiene, donde las ganancias provocadas por las desviaciones de la PCI son eliminadas en un día. Empero observa que las desviaciones persisten más tiempo en cuatro de los cinco mercados que analiza, llevando al rechazo de la condición de la PCI. Turnovsky y Ball (1983) examinan dicha condición, estos autores encuentran que la forma convencional de la hipótesis de la PCI no es rechazada en datos trimestrales y por el contrario es rechazada cuando utilizan datos mensuales. En una versión alternativa que ofrece al tipo de cambio *forward* como la variable dependiente, esta de función de reacción de la condición de la PCI se sostiene para ambas frecuencias de datos. Esto lo interpretan como evidencia de que el Banco Central fija el margen *forward* como respuesta al actual y al pasado de las diferencias de las tasas de interés previo a la desregulaciones del mercado de divisas para su estudio en particular. Sin embargo, Karfakis y Phipps (1994), usando un mecanismo de corrección de error, encuentran que el descuento *forward* causa en el sentido de Granger la diferencia de las tasas de interés, desafiando el argumento de que el Banco Central fija el margen en el mercado antes de las desregulaciones en dicho mercado. Finalmente, Moosa (1996) encuentra que la condición de la PCI se sostiene, con la notable excepción de una desviación en un periodo en particular en su análisis, explicado por el riesgo político asociado con la reintegración de controles de capital en la zona objetivo.

Felmingham B. y Leong S. (2005) encuentran que la $(f_{t,k} - s_t)$ es de orden de integración I(0) cuando utilizan la prueba de Phillips Perron (PP) para raíces unitarias, no obstante resulta ser I(1) cuando se utiliza la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF), sin embargo ellos sostienen que la prueba PP es mas confiable por el hecho de ser una prueba no

paramétrica, por lo que argumentan que la ecuación $f_{t,k} - s_t = \frac{(i_{t,k} - i_{t,k}^*)}{(1 - i_{t,k}^*)} \approx i_{t,k} - i_{t,k}^*$, que

representa la condición de la PCI, sostienen que existe la posibilidad de que el lado derecho de la ecuación sea de orden de integración I(1) empero el lado izquierdo sea I(0), y este hecho no puede ser eludido. Para evitar esta posibilidad, transforman esta ecuación de tal modo que las variables en ambos lados de la condición de la PCI sean I(1), de la siguiente manera:

$$f_{t,k} = \alpha + \beta \left[s_t + \frac{(i_{t,k} - i_{t,k}^*)}{(1 - i_{t,k}^*)} \right] + \mu_{t+k},$$

de igual manera ellos imponen la restricción de que $\hat{\alpha} = 0$ y $\hat{\beta} = 1$, formulan su investigación en tres pasos, en primer lugar toman la ultima ecuación, y la estiman por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) sujeto a la corrección de West (1988) del estadístico *t* para las estimaciones de MCO ya que ellos indican que este método de estimación no es completamente eficiente. Esta corrección da una limitación de distribución normal. Como segundo paso, estiman la misma ecuación por Mínimos Cuadrados Completamente Modificados (FM-OLS por sus siglas en ingles), este método es desarrollado por

Phillips y Hansen (1990) para ajustar problemas de no estacionariedad de las series en niveles (o aún con la aplicación de logaritmos a las series de tiempo) y de dependencia serial de los errores, de tal forma que esta técnica esta diseñada para tratar con series que no tienen la propiedad de estacionariedad. Como una tercera prueba ellos utilizan la técnica de Mínimas Desviaciones Absolutas Completamente Modificadas (FM-LAD, por sus siglas en ingles) desarrollada por Phillips (1995), ellos encuentran que la condición de la PCI no se sostiene en activos de 90 o 180 días cuando se utiliza el procedimiento de MCO, ellos reportan que el $\hat{\alpha}$ estimado es estadísticamente significativo lo que representa costos de transacción, riesgo político o controles de capital, y encuentran que las β 's estimadas son generalmente significativas y diferentes de uno cuando utilizan la corrección de West (1988) para la razón del estadístico t . Sus resultados indican que las estimaciones basadas en la técnica de FM-OLS sostienen la condición de PCI en el corto plazo con datos con vencimiento de 90 días, pero falla para los datos con vencimiento a 180 días. El estudio revela que bajo la técnica de FM-LAD, y dado que β no es estadísticamente significativo diferente de uno, y que $\hat{\alpha}$ no es significativamente diferente de cero en todos los casos en todos sus resultados, la condición de la PCI se sostiene para datos con plazo de 90 y 180 días, y que en realidad es el plazo de los activos lo que causa que la condición de la PCI se sostenga y no necesariamente la técnica extensa que ellos aplican.

2.2.2. Paridad Descubierta de Interés.

La condición de paridad de interés descubierta (PDI) postula una relación de equilibrio entre la depreciación esperada del tipo de cambio y el diferencial de interés a corto plazo en recursos financieros *absolutamente* comparables denominados en monedas diferentes. El arbitraje mueve el tipo de cambio al punto dónde el retorno esperado sobre la inversión en moneda domestica o extranjera es igualada. Dos asunciones apuntalan esta relación: primero, el capital internacional tiene libre movilidad, permitiéndoles a los agentes pedir prestado y prestar prácticamente a la misma tasa en ambos países: segundo, los agentes perciben los recursos financieros domésticos y extranjeros como sustitutos perfectos. Ahora bien siguiendo con el ejemplo del apartado anterior, cuando el tipo de cambio *spot* futuro es desconocido y no puede ser aproximado a través del mercado extranjero de cambios *forward*, el residente en México tendría que formar sus expectativas acerca de el tipo de cambio futuro *spot*. Asumiendo que las expectativas son racionales, tal que el inversionista toma en consideración toda la información disponible. Si la PCI se sostiene, entonces $i_t - i_t^*$ y $f_t - s_t$ mantendrían una alta relación, de tal manera que es posible intercambiar de manera alternativa estos dos términos. De esta manera se puede llegar a la forma primaria de la HME en el mercado cambiario representada por la

condición de PDI. El término descubierto obedece al hecho de que los agentes bajo esta condición no se cubren del riesgo, asumiendo activos futuros y enfriando el valor a un periodo determinado de madurez, sino que asumen el riesgo de mantener activos sujetos a los movimientos del tipo de cambio *spot* y las tasas de interés, este punto incorpora de manera inmediata el supuesto de neutralidad al riesgo que resulta indispensable en este punto.

El siguiente término algebraico normalmente se usa como la base para la condición PDI.

$$E_t(S_{t+k}|\Omega_t) = \frac{S_t(1+i_{t,k})}{(1+i_{t,k}^*)} \quad (2.40)$$

donde $E_t(S_{t+k}|\Omega_t)$ es la expectativa condicional del tipo de cambio futuro al tiempo t , y Ω_t es el conjunto de información disponible al tiempo t . Esta relación básica frecuentemente se simplifica como sigue:

$$E_t(S_{t+k}|\Omega_t) - S_t = i_{t,k} - i_{t,k}^* \quad (2.40.1)$$

En este caso, $E_t(S_{t+k}|\Omega_t)$ es la expectativa condicional del logaritmo natural del tipo de cambio *spot* futuro, mientras esta última expresión en sí misma sugiere que la depreciación esperada de la moneda doméstica es igual al *spread* de interés. Se asumen y se aplican expectativas racionales durante este análisis, por consiguiente, los valores *ex post* del tipo de cambio *spot* nos proporcionan una variable sustituta apropiada para los primeros valores de k periodos: $S_{t+k} = E_t(S_{t+k}|\Omega_t) + v_{t+k}$, donde v_{t+k} es el término de error con media cero.

De manera alternativa siguiendo con el concepto de la PCI en donde admitimos que existe arbitraje entre el tipo de cambio *spot* y el *forward* en el mercado de cambios, y asumiendo la condición de existencia de arbitraje libre de riesgo nos llevara a que la razón de la tasa *forward* a la tasa *spot* sea igual al diferencial entre activos de características similares (tasas de interés) medidas en su moneda local, entonces:

$$F_{t,t+k} / S_t = I_{t,k} / I_{t,k}^* \quad (2.41)$$

Donde S_t es el precio del tipo de cambio *spot* al tiempo t , $F_{t,t+k}$ es el valor *forward* de S por un contrato con madurez para k periodos en el futuro, $I_{t,k}$ es uno más el rendimiento del instrumento doméstico y $I_{t,k}^*$ es uno más el rendimiento del instrumento extranjero, tomando logaritmos de ambos lados (denotados por letras minúsculas):

$$f_{t,t+k} - s_t = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) \quad (2.42)$$

Esta condición esta libre de riesgo como ya mencionamos independientemente de las preferencias del inversionista. Hasta el punto donde el inversionista es adverso al riesgo, sin embargo, puede diferenciarse de la expectativa futura del tipo de cambio *spot* por una prima que compense por percibir riesgo de mantener activos domésticos contra activos extranjeros, por lo que se define a la prima por riesgo como:

$$f_{t,t+k} = s_{t,t+k}^e - rp_{t,t+k} \quad (2.43)$$

Si se combinan las ecuaciones (2.42) y (2.43) entonces la expectativa de cambio en el tipo de cambio *spot* para el periodo de t al periodo $t+k$, lo que se esta representando es entonces una función de diferencial de interés y la prima por riesgo, es decir:

$$\Delta s_{t,t+k}^e = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) - rp_{t,t+k} \quad (2.44)$$

La PDI esta definida por esta ecuación cuando la prima por riesgo es cero, consistente con el supuesto de inversionistas neutrales al riesgo, en este caso, la expectativa de cambio en el tipo de cambio es igual al diferencial de las tasas de interés actual. Es posible que no existan datos sobre la expectativa de cambio de la tasa *spot*, por lo que esta ecuación es difícilmente probada de manera empírica, por lo que de manera operacional el concepto de la PDI es generalmente probada conjuntamente con el supuesto de expectativas racionales en el mercado de cambios. En tal caso, las futuras realizaciones de s_{t+k} igualaran el valor esperado al tiempo t mas un término de error (ruido blanco) que no esta correlacionado con la información conocida al tiempo t , incluyendo el diferencial de interés y el tipo de cambio *spot*, $s_{t+k} = s_{t,t+k}^{re} + \xi_{t,t+k}$, donde $s_{t,t+k}^{re}$ es la expectativa racional del tipo de cambio al tiempo $t+k$ formada en el tiempo t . Sustituyendo $s_{t+k} = s_{t,t+k}^{re} + \xi_{t,t+k}$ en la ecuación $\Delta s_{t,t+k}^e = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) - rp_{t,t+k}$ resulta la relación:

$$\Delta s_{t,t+k} = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) - rp_{t,t+k} + \xi_{t,t+k} \quad (2.45)$$

donde $(i_{t,k} - i_{t,k}^*) - rp_{t,t+k} + \xi_{t,t+k}$ representa el cambio realizado en el tipo de cambio *spot* del periodo t al $t+k$.

Finalmente, el vehículo de prueba usualmente aplicado para probar la hipótesis de PDI asume la forma siguiente:

$$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t,t+k} \quad (2.46)$$

Ahora esta ecuación, es también generalmente utilizada en la comprobación de la HI, bajo la combinación de supuestos de neutralidad de riesgo y expectativas racionales, el término de error $\varepsilon_{t,t+k}$ se reduce a la desviación del rendimiento para el tipo de cambio por su expectativa racional, $\xi_{t,t+k}$ que es el término de error de la ecuación (2.45). Por definición, este error es ortogonal³⁰ a toda la información conocida al tiempo t , la expectativa racional del término de error en la ecuación (2.46) se reduce a la desviación entre el rendimiento para su inflación y su expectativa racional ($\xi_{t,t+k}$) que también es ortogonal al diferencial de interés, así la probabilidad en el límite del parámetro de la pendiente de la ecuación (2.46) sería uno. Nótese que esta combinación de supuestos (riesgo neutral y la HME) son condiciones suficientes pero no necesarias para el inesgamiento. La única condición necesaria es que las desviaciones del riesgo neutral y expectativas racionales no están correlacionadas con el diferencial de interés. Así la falla de la HI debe ser consistente con dos fenómenos: i) las desviaciones de neutralidad y/o expectativas racionales, y ii) un mecanismo económico que resulta en una correlación entre estas desviaciones y el diferencial de interés y el propio diferencial (M. Chinn y Meredith G., 2004).

Así la ecuación regresión es equivalente a la ecuación (2.45) pero con ausencia de prima por riesgo, y la probabilidad en el límite del parámetro de la pendiente sería igual a uno. Con respecto al término constante, el valor diferente de cero debe aun ser consistente con la PDI. La desigualdad de Jensen por ejemplo, implica que la expectativa de la razón (tal como el tipo de cambio entre dos monedas) no es igual que la razón de las expectativas (Meese, 1989). Alternativamente relajando el supuesto de inversionistas neutrales al riesgo, el término constante debe reflejar una prima por riesgo constante demandada por los inversores en activos extranjeros contra domésticos. El riesgo predefinido puede jugar un papel similar, aun cuando la última posibilidad es menos familiar porque la prueba de la PDI generalmente utiliza rendimientos en activos emitidos en el exterior por prestatarios con créditos similarmente evaluados.

2.2.2.1. Discusión relevante de la Paridad Descubierta de Interés

Durante los últimos veinte años, la mayoría de los estudios han rechazado la condición PDI, estos estudios han utilizado el análisis de regresión de la tasa de depreciación del tipo de cambio contra una constante y la prima *forward*, considerando que la PDI se sostiene si $\hat{\alpha} = 0$ y $\hat{\beta} = 1$. En estudios que usan esta ecuación, $\hat{\beta}$ es muy pequeño y en algunos casos negativo, contradiciendo directamente la hipótesis y la teoría acerca de esta condición (altas tasas de

³⁰ Bajo expectativas racionales esto implica que los agentes no cometen errores sistemáticos al momento de hacer sus pronósticos, Cuthbertson, Taylor y Hall (1992).

interés domesticas relativas a tasas de interés en el extranjero predicen las futuras depreciaciones de la moneda domestica). MacDonald y Taylor (1992) y Froot y Thaler (1990) encontraron pocos casos donde $\hat{\beta}$ es positivo y ni un solo caso donde $\hat{\beta} > 1$. Froot y Thaler también observaron que el valor medio de $\hat{\beta}$ en distintos estudios realizados es -0.88, el cual es similar en magnitud al necesario para el cumplimiento de la hipótesis pero de signo contrario. En este mismo tipo de análisis existe evidencia en donde el parámetro $\hat{\beta}$ estimado mantiene valores negativos mayores a uno en valor absoluto, McCallum (1994) analiza $(E_t s_{t+k} - s_t)$ sobre el descuento *forward* $(f_{t,k} - s_t)$ y encuentra que $\hat{\beta}$ es aproximadamente -3. La explicación de McCallum (1994) es que las autoridades monetarias domésticas manejan el *spread* de interés para prevenir rápidos movimientos en el tipo de cambio. De hecho, los valores negativos de $\hat{\beta}$ sugieren que los países con grandes diferenciales positivos experimentan apreciaciones. Esto, constituye la *anomalía de la prima forward*³¹. Engel (1996) en un estudio de la anomalía del descuento *forward* atribuye el fracaso de la PDI en parte a la presencia de una prima por riesgo variante en el tiempo y en parte al fracaso de expectativas racionales. Sus resultados sugieren que el análisis de la hipótesis de la PDI debe, en algún punto, proveer de una prima por riesgo.

Muchos países no operan libremente los regimenes del tipo de cambio flotantes, y, en el caso del régimen con tasa fija, el fracaso de la PDI puede explicarse por la presencia del problema del peso³². Esto surge cuando no se cumplen las expectativas del mercado sobre los

³¹ La falla de la condición PDI es acusada en muchas ocasiones debido a lo que los autores como (McCallum, 1994 y Engel, 1996) han denominado la anomalía de la prima *forward*, dicha anomalía causa en ocasiones las desviaciones en la condición de PDI. Muchos estudios empíricos han encontrado que la causa de la existencia de dicha anomalía se debe a que la prima *forward* o el diferencial de la tasa de interés, esta negativamente correlacionado con el rendimiento futuro del tipo de cambio. Aun cuando investigaciones importantes se han consagrado en estudiar la anomalía de la prima *forward*, una parte importante del fenómeno ha quedado vagamente explicada, algunos autores como Mark y Young-Kyu (2003) argumentan que tal anomalía emerge como resultado de las intervenciones poco anticipadas del banco central en el mercado de cambio extranjero. Por lo que desviaciones de PDI no representan ni inexplotables oportunidades de ganancia ni compensación por riesgo. Ellos argumentan que hay varias razones por qué éste argumento sea sensato. Primero, teorías del premio por riesgo dan una explicación pobre cuando son confrontadas por los datos. Las investigaciones empíricas de valuación de activos que explican la anomalía en términos de un riesgo variante en el tiempo característicamente encuentran que la covarianza entre el rendimiento del tipo de cambio y el crecimiento del consumo (en modelos inter temporales de valuación de activos) es insignificante y muy pequeña para explicar los datos. Las teorías cuasi-racionales como aquéllas que hacen énfasis en la inclusión de *ruido de riesgo del comerciante* pueden explicar la anomalía de la prima a plazo pero no se prestan hacia la identificación y comprobación directa. Segundo, hay evidencia que cualquier predicción de ganancia por la anomalía de la prima *forward* no es económicamente significativa. Ellos notan que en los estudios de encuestas sobre las expectativas, la expectativa del media del estudio implica una subjetiva prima por riesgo de cero así que cualquier oportunidad de ganancia implícita es ignorada por los comerciantes, el *trade-off* riesgo-rendimiento es suficientemente poco atractivo para explotarse, o que comerciantes no perciben que la anomalía existe. Tercero, con el beneficio de conjuntos de datos más grandes, hay evidencia econométrica fragmentada de que la condición PDI se sostiene para horizontes largos. Ellos concluyen, que las violaciones a PDI no reflejan oportunidades ganancias o riesgo sistemático. Se encuentra que la anomalía de la prima *forward* se intensifica durante los períodos en que el banco central está interviniendo.

³² El *problema del peso* ha sido usado para explicar varias situaciones donde hay una pequeña probabilidad positiva de un evento importante y los inversionistas toman en cuenta esta probabilidad al fijar los precios del mercado. Muchos atribuyen por primera vez el uso del término *problema del peso* a Milton Friedman quien lo usó en su examen del mercado de la tasa de interés mexicano en los 1970's. Aunque el peso mexicano se fijó oficialmente al dólar americano en el período 1954-1976, las tasas de depósitos mexicanas eran substancialmente superiores a las tasas americanas. Friedman argumento que el signo del diferencial de la tasa de interés obedecía a fuertes expectativas de devaluación (Aku Penttinen, 2000). Si los agentes que operan en el mercado tienen la expectativa de una caída en el precio de una acción y sus previsiones son correctas ellos demandaran una compensación por mantener acciones con riesgo de un salto en el precio, cuando el riesgo no es tan predecible. Este problema consiste en el sesgo encontrado en los mercados de *forwards*, los cuales llevan mucho tiempo pronosticando implícitamente devaluaciones del tipo de cambio peso/dólar superiores a las observadas. El Problema del Peso se explica como una probabilidad latente de pasar al régimen volátil y que se experimenten depreciaciones pronunciadas, aun cuando no se haya observado este régimen en un periodo largo (A. Werner, 2002).

movimientos del tipo de cambio para períodos largos, y, por consiguiente, el tipo de cambio *forward* da predicciones sesgadas de las tasas *spot* esperadas (Krasker, 1980).

Por otro lado algunos estudios apuntan hacia la mala especificación en las pruebas de la condición PCI y PDI, algunos autores consideran que la falla puede deberse a la elección en los periodos de tiempo y la madurez o plazo de vencimiento para los activos, en un estudio, Meredith y Chinn (1998) atribuyen el fracaso de la PDI a la estructura del sistema macroeconómico. Así, una perturbación temporal de la PDI causa depreciación de la tasa *spot* relativa al tipo de cambio futuro, que conlleva superiores rendimientos, inflación y tasas de interés. Las tasas domésticas altas son típicamente asociadas con la apreciación posterior en el corto plazo consistente con el sesgo del descuento *forward*. En el largo plazo, los efectos a corto plazo temporales se debilitan, y los principios del PDI prevalecen, ellos sostienen que la mejor manera para probar de manera empírica la condición de la PDI es bajo análisis de datos de horizonte largo, Fujii y Chinn (2001) y Chinn y Meridith (2000) encontraron que el fracaso de la PDI se explica con datos de horizonte corto para dicha condición. Ya que la anomalía de la prima *forward* no existe en datos del horizonte largo. Cuando hicieron la regresión con una muestra mas amplia entre tipo de cambio contra los diferenciales de tasas de interés de mayor madurez, todos los coeficientes en diferenciales de tasa de interés son del signo correcto. Hay mucha evidencia empírica indirecta de que la PDI se sostiene mejor en una muestra mayor que en una muestra menor. Los resultados de cointegración en Meese y Rogoff (1988) sugieren que los diferenciales de tasas de interés de largo plazo son más importantes que los diferenciales de tasas de interés de corto plazo en la determinación de largo plazo de los tipos de cambio reales.

Bhatti y Moosa (1995) ellos encuentran que estas tasas *spot* son cointegradas y que $\hat{\alpha} = 0$ y $\hat{\beta} = 1$ en todos los casos, sugiriendo que la PDI se sostiene en 11 casos individuales. Estos resultados contradicen las conclusiones generales de que la PDI falla en muchos casos. En su explicación confían en el argumento de que la creciente integración del mercado de capitales produce condiciones de mercado que conducen a la aprobación de la PDI.

King (1998) prueba la PDI para cuatro monedas, sus resultados indica que la PDI sólo se sostiene para un tipo de cambio pero falla en todos los otros casos. El argumento por examinar, es que los valores del país domestico y el extranjero como sustitutos perfectos se da en la fuerte y cerrada relación entre las economías respectivas y particularmente en su mercado de capitales, por lo que se considera el hecho de que valores que son sustitutos perfectos sostendrán la condición de la PDI.

La literatura reciente analiza las formas generales para la prueba de mercados eficientes utilizando técnicas estadísticas un poco mas sofisticadas, por ejemplo, un estudio de insesgamiento del mercado de cambio *forward* por Phillips y McFarland (1997) utiliza datos de 1 y 3 meses de los tipos de cambio *spot* y *forward*. Estos autores aplican el estimador FM-LAD a

un conjunto de datos diarios encuentran que los tipos de cambio *forward* proporcionan predicciones insesgadas de los tipos de cambio *spot* correspondientes.

Felmingham y Buchanan (1993) encontraron una discreta prima de riesgo variable en el *forward* de 90-días con la correspondiente tasa *spot* con la diferencia de que usan datos diarios. Felmingham y Mansfield (1997) encuentran que, años más tarde, cuando los mercados *spot* y *forward* eran menos volátiles, la prima había desaparecido. Felmingham y Mansfield derivaron su propio proceso GARCH, proceso modelado anteriormente en un análisis hecho por Baillie y Bollerslev (1990), quienes encontraron que no hay ninguna relación entre la prima de riesgo y varianza y covarianza condicionales, como sugiere la literatura de precios de los activos. Maynard y Phillips (2001) colaboran encontrando la existencia de una prima *forward* para este mismo análisis.

Felmingham y Leong (2005) utilizaron datos diarios y tasas de interés con plazo de 90 y 180 días formulan una pequeña variación a la forma original de la PDI, $E_t(S_{t+k}|\Omega_t) = \frac{S_t(1+i_{t,k})}{(1+i_{t,k}^*)}$

argumentando que esta es una mala especificación y no es una forma funcional para su estimación directa, dado que la expectativa de depreciación (la cual es la variable dependiente) tiene orden de integración I(0), y el término derecho $\frac{(1+i_{t,k})}{(1+i_{t,k}^*)}$ tiene orden de integración I(1)

según indica la prueba de Dikey-Fuller Aumentada, por lo que modifican la ecuación de la forma: $S_{t+k} = \alpha + \beta \left(s_t + \frac{i_{t,k} - i_{t,k}^*}{1 + i_{t,k}^*} \right) + \mu_{t+k}$, de este modo es posible que ambos términos de la

ecuación sean I(1), y esta especificación sea mas apropiada para su estimación, de la misma manera que la condición tradicional de la PDI, restringen el valor de los parámetros: $\hat{\alpha} = 0$ y $\hat{\beta} = 1$, para que la PDI se sostenga. Además de la modificación de la ecuación de regresión, aplican tres técnicas estadísticas diferentes para la misma especificación, la corrección de West para los MCO, FM-OLS y FM-LAD, ellos encuentran que con la corrección de West para los MCO no sostiene la PDI para todos los plazos, pero la técnica de FM-OLS arroja evidencia de que la PDI se cumple, ya que no se rechaza la hipótesis nula $H_\alpha : \hat{\alpha} = 0$ y $H_\beta : \hat{\beta} = 1$. A su vez el procedimiento de FM-LAD indica que la PDI se cumple para activos con plazo de 90 días, esto debido a que no es posible rechazar $\hat{\alpha} = 0$ y $\hat{\beta} = 1$ pero solo en una sección de la muestra, para los demás casos como con activos de 180 días la PDI no se mantiene. Por lo que los resultados que ellos obtienen son mixtos, ya que para una parte de la muestra la condición de la PDI se cumple bajo las tres técnicas que emplean y aluden al hecho de pequeñas turbulencias en el mercado *forward* al principio de la muestra, además que existe una prima por riesgo lo que podría indicar que el mercado es ineficiente.

Por último un análisis sobre la HME para el mercado de cambiario (Trapletti, Sélter y Leisch, 1999) utiliza datos de tipo de cambio de alta frecuencia, el argumento es que este tipo de análisis exige un método de cointegración triangular y que el término de la cointegración sea una secuencia martingala. En este estudio se encontró evidencia en contra de la HME, cuando utilizaron periodos de madurez de tiempo muy corto para los activos: El término de la cointegración no se comporta como una sucesión martingala. En este estudio utilizaron un modelo de vectores auto regresivo (VAR). Finalmente, se demostró que el VAR también tiene poder predictivo resultado de valores significativos bajo una simple estrategia comercial de compra y venta, incluso al considerar periodos con costos de transacción para activos de mayor madurez.

2.2.2.2. *La paridad Descubierta de tasas de Interés considerando una prima por riesgo y fallas en las expectativas*

a. Prima por Riesgo

Este análisis se desarrollo en la sección sobre la HI, sin embargo en esta sección y bajo el mismo esquema de Fama (1984) y Frankel y Froot (1995), se analizan algunos otros hechos encontrados por otros autores, para una postura descubierta de tasas de interés. De igual manera es desarrollada la metodología con fines esquemáticos.

En general, la simple versión de la condición de la PDI, la cual asume neutralidad al riesgo y expectativas racionales es rechazada por los datos. Tal rechazo puede ser debido a la aversión al riesgo de los inversores o a una desviación de la hipótesis de expectativas racionales, o ambas razones. Discutimos aquí algunas extensiones de la versión simple.

La primera extensión que permite analizar la PID considera que los agentes son adversos al riesgo, en tal caso, los inversionistas requerirían una mayor tasa de rendimiento que el diferencial de interés, por mantener el riesgo de mantener moneda extranjera. Matemáticamente:

$$i_t - i_t^* = E_t s_{t+k} - s_t + \rho_t \quad (2.47)$$

donde ρ_t indica la prima por riesgo variante en el tiempo. Alternativamente, utilizando la condición de la PCI se obtiene:

$$f_t^k - s_t = E_t s_{t+k} - s_t + \rho_t \quad (2.48)$$

La prima *forward* consiste de dos partes, la tasa de depreciación esperada y la prima por riesgo. La existencia de una prima por riesgo tiene implicaciones interesantes para regresiones del tipo:

$$s_{t+k} - s_t = \beta_0 + \beta_1(f_t^k - s_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (2.49)$$

Podemos además considerar la relación del exceso de rendimientos de tomar una posición abierta *forward* sobre la prima *forward*:

$$f_t^k - s_{t+k} = \delta_0 + \delta_1(f_t^k - s_t) + v_{t+k} \quad (2.50)$$

Los correspondientes coeficientes de regresión de esas dos especificaciones están dadas por:

$$\beta_1 = \frac{\text{cov}(\Delta s_{t+k}, f_t^k - s_t)}{\text{var}(f_t^k - s_t)} \text{ y } \delta_1 = \frac{\text{cov}(f_t^k - s_{t+k}, f_t^k - s_t)}{\text{var}(f_t^k - s_t)} \quad (2.51)$$

Asumiendo expectativas racionales, podemos reemplazar Δs_{t+k} por $E_t \Delta s_{t+k} + \eta_{t+k}$, donde η_{t+k} es el error pronosticado, ortogonal a toda la información disponible al tiempo t . Por otra parte, podemos escribir: $f_t^k - s_{t+k} = f_t^k - s_t - \Delta s_{t+k} = f_t^k - s_t - E_t \Delta s_{t+k} - \eta_{t+k}$. Utilizando estas dos expresiones resolviendo para la prima *forward* nosotros obtenemos:

$$\beta_1 = \frac{\text{var}(E_t \Delta s_{t+k}) + \text{cov}(\rho_t, E_t \Delta s_{t+k})}{\text{var}(\rho_t) + \text{var}(E_t \Delta s_{t+k}) + 2\text{cov}(\rho_t, E_t \Delta s_{t+k})} \text{ y } \delta_1 = \frac{\text{var}(\rho_t) + \text{cov}(\rho_t, E_t \Delta s_{t+k})}{\text{var}(\rho_t) + \text{var}(E_t \Delta s_{t+k}) + 2\text{cov}(\rho_t, E_t \Delta s_{t+k})} \quad (2.52)$$

Los coeficientes de regresión miden (aproximadamente) la relativa contribución de los dos componentes de la prima *forward* para la variabilidad de la prima *forward* (asumiendo expectativas racionales). Si los dos componentes son ortogonales, la descomposición es exacta. Además, un β_1 negativo implica una covarianza negativa entre la prima por riesgo y la tasa de depreciación esperada. En otras palabras:

$$\beta_1 < 0 \Rightarrow \text{cov}(\rho_t, E_t \Delta s_{t+k}) < 0 \quad (2.53)$$

En cambio si se supone que $\beta_1 < 0.5$. Entonces nosotros tenemos:

$$\beta_1 = \frac{\text{var}(E_t \Delta s_{t+k}) + \text{cov}(\rho_t, E_t \Delta s_{t+k})}{\text{var}(\rho_t) + \text{var}(E_t \Delta s_{t+k}) + 2\text{cov}(\rho_t, E_t \Delta s_{t+k})} < \frac{1}{2} \quad (2.54)$$

ó

$$2 \text{var}(E_t \Delta s_{t+k}) + 2 \text{cov}(\rho_t, E_t \Delta s_{t+k}) < \text{var}(\rho_t) + \text{var}(E_t \Delta s_{t+k}) + 2 \text{cov}(\rho_t, E_t s_{t+k}) \quad (2.54.1)$$

Lo cual implica que:

$$\text{var}(\rho_t) > \text{var}(E_t \Delta s_{t+k}) \quad (2.55)$$

Si $\beta_1 < 0.5$ entonces la varianza de la prima por riesgo es mayor que la varianza de la depreciación esperada. Este resultado es frecuentemente visto como un importante desafío para intentar modelar el riesgo del tipo de cambio S. Walti (2005). En particular, la evidencia empírica muestra que este resultado requiere un muy grande coeficiente de aversión al riesgo. Finalmente, se nota que de:

$$f_t^k - s_t = E \Delta s_{t+k} + \rho_t \quad (2.56)$$

Nosotros obtenemos

$$\text{var}(f_t^k - E_t s_{t+k}) > \text{var}(E_t \Delta s_{t+k}) \quad (2.57)$$

Deben considerarse las implicaciones que subyacen en el valor del parámetro:

- $\beta = 1$; Esto implicaría el sostenimiento de la HI y posiblemente de la PDI, sin embargo como ya se menciona existe mucha evidencia de que esto no sucede.
- $\beta < 0$; Este caso es el que posiblemente haya llamado mas atención en las investigaciones empíricas, esto requeriría que la covarianza de de la prima por riesgo y el rendimiento esperado spot exceda la varianza del ultimo.
- $\beta = 0$; Este hecho implicaría del mismo modo un fracaso en la HI, indicando que los componentes del numerador se cancelan entre si, tal vez debido a la sobre reacción (*overshooting*) que afecta a ambos miembros de la ecuación (2.49).

b. La falla de las expectativas de los Agentes

Otra razón para el rechazo de la eficiencia del mercado de cambio extranjero puede ser la falla del supuesto de expectativas racionales. La literatura identifica cuatro tipos de explicaciones, es decir *burbujas racionales* y *el aprendizaje ante un cambio de régimen*, *el problema del peso*, y *el procesamiento ineficiente de la información*.

i. Burbujas racionales y el aprendizaje ante un cambio de régimen.

Una burbuja racional es comúnmente definida como la diferencia entre el valor del mercado de un activo y su valor fundamental. El crecimiento de las burbujas racionales refleja la presencia de expectativas *self-fulfilling*, acerca de futuros incrementos en el precio de un activo. Esta podría ser una característica de un mercado en el cual un inversionista compra un activo únicamente como anticipación de que es posible revender el mismo por un precio mayor en adelante a otro inversionista que piense lo mismo. Sin embargo el proceso se inicia con el desplazamiento de la demanda hacia una clase particular de activo, el aumento de la demanda, que se enfrenta a una oferta inelástica, provoca el recalentamiento del mercado (*over trading*) y atrae la especulación; a medida que el precio sigue subiendo, los compradores empiezan a escasear, y el impulso ascendente del precio aminora. En ese momento, los poseedores del activo y, en especial, las entidades financieras, advierten que si, por cualquier circunstancia, el precio del activo volviera a bajar hasta niveles más razonables, su balance se encontraría en situación precaria, que es el momento en el que el mercado es muy sensible a cualquier mala noticia y exhibe, por consiguiente, esa vulnerabilidad que algunos sitúan en el centro de una crisis; en ese momento, los tenedores más informados, empiezan a liquidar sus posiciones, lo que aumenta la presión vendedora. Naturalmente, una mala noticia se presenta tarde o temprano, y cambia el sentimiento del mercado: es el momento de la revulsión hacia los activos que todos querían comprar pocos meses atrás. La ausencia de contrapartidas para las operaciones de venta (la súbita falta de liquidez del mercado) precipita la caída del precio (Pastor, 1999).

Las burbujas racionales pueden ser estudiadas en el contexto de un modelo monetario de determinación del tipo de cambio con flexibilidad de precios. Estos modelos aproximan al tipo de cambio como el precio relativo entre dos monedas, modelándose estos precios relativos por la oferta y la demanda para esas dos monedas. El equilibrio en el mercado de dinero de la economía doméstica y extranjera es descrito por: $m_t - p_t = ky_t - \theta i_t$ y $m_t^* - p_t^* = ky_t^* - \theta i_t^*$ respectivamente, donde los parámetros domésticos y extranjeros de las condiciones de equilibrio del mercado de dinero se asume que son iguales. Restando la segunda ecuación a la primera, se obtiene:

$$(m_t - m_t^*) - (p_t - p_t^*) = k(y_t - y_t^*) - \theta(i_t - i_t^*) \quad (2.58)$$

Asumiendo que la paridad de poder de compra se sostiene, tal que $s_t = p_t - p_t^*$, se obtiene:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) - \theta(i_t - i_t^*) \quad (2.59)$$

Recordando la condición de la PDI, se puede describir las ecuaciones anteriores como sigue:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) + \theta(E_t s_{t+1} - s_t) \quad (2.59.1)$$

$$(1 + \theta)s_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) + E_t s_{t+1} \quad (2.59.2)$$

$$s_t = \frac{1}{1 + \theta} (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) + \frac{\theta}{1 + \theta} E_t s_{t+1} \quad (2.59.3)$$

Denotando la parte fundamental de esta ecuación como v_t , se obtiene:

$$s_t = v_t + \lambda E_t s_{t+1} \quad (2.60)$$

donde $\lambda = \frac{\theta}{1 + \theta} < 1$. Utilizando la condición de *transversalidad*, es posible resolver

esta ecuación en diferencia de primer orden por iteraciones, por lo que se obtiene:

$$s_t = \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i E_t v_{t+i} \quad (2.61)$$

Sin embargo, esta es solo una posible solución. Hay una infinidad de soluciones diferentes dadas por:

$$s_t = \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i E_t v_{t+i} + \mathbf{B}_t \quad (2.62)$$

donde $\mathbf{B}_t = \lambda E_t \mathbf{B}_{t+1}$ es una burbuja racional. Captura la magnitud de la desviación del tipo de cambio de su nivel fundamental (Walti, 2005).

Una posible aproximación utilizada por Meese (1986) es la ecuación de Euler representada como:

$$s_t = \lambda E_t s_{t+1} + v_t \quad (2.63)$$

El parámetro λ puede ser estimado directamente por sustitución de los valores esperados por los valores reales y utilizando la estimación por variables instrumentales. Este estimador es valido si las burbujas racionales están o no presentes. Otra alternativa puede ser

calculada como sigue, suponiendo un proceso autorregresivo del componente fundamental, es decir:

$$v_{t+1} = \phi v_t + u_t \quad (2.63.1)$$

y resolviendo la ecuación de Euler por iteraciones, entonces se obtiene:

$$s_t = \frac{1}{1 - \phi\lambda} v_t + u_t \quad (2.64)$$

Habiendo estimado el proceso dinámico para la parte fundamental por MCO, se recupera una estimación de ϕ . Se puede entonces estimar la solución de la ecuación Euler y recuperar la estimación de λ . Bajo la hipótesis de no burbujas, las dos estimaciones de λ podría ser igual a la otra estimada con otro método, Meese (1986) rechaza la hipótesis de no existencia de burbujas en su investigación sobre la existencia de burbujas en el mercado cambiario. Sin embargo, Walti (2005) argumenta que la presencia de burbujas no necesariamente implica que un mercado es informacionalmente ineficiente.

ii. El problema del Peso

Ahora bien regresando a la segunda explicación de la falla de las expectativas racionales, *el problema del peso*. Como ya mencionamos este fenómeno tiene un efecto directo e inmediato sobre las expectativas de los inversionistas, implica según algunos autores la desviación del cumplimiento de la condición PCI, del mismo modo este problema representa complicaciones para el desempeño de la PDI dada su estrecha relación con la hipótesis de expectativas racionales, uno de los principales supuestos de la PDI. El problema del peso surge cuando existe en los inversionistas una alta incertidumbre acerca de un cambio futuro de un régimen determinado a otro. Esto es debido a que un sistema económico nuevo podría representar a su vez un régimen distinto de política monetaria más laxo o restrictivo. Los inversionistas asignaran una probabilidad pequeña a un cambio grande en los fundamentos macroeconómicos pero este cambio no ocurre en la muestra de datos, es decir, cuando el problema del peso se presenta los momentos calculados de la muestra de datos disponibles no coinciden con los momentos de la población total de los datos con los que los agentes toman sus decisiones. Por otro lado, es común que los diferenciales de interés grandes coincidan con periodos en los que los agentes anticipan cambios a un régimen con inflaciones altas, esto sugiere que las expectativas de un cambio de régimen juegan un papel importante en las desviaciones de la hipótesis de expectativas racionales (Beakert, Hodrick, Marshall, 1997).

Si se supone que los inversionistas vinculan una probabilidad p de que habrá un cambio de régimen en el siguiente periodo, tal que se cambia del régimen R_1 al régimen R_2 . Entonces el tipo de cambio esperado estará dado por:

$$E_t s_{t+1} = p(s_{t+1}|R_2) + (1-p)E_t(s_{t+1}|R_1) \quad (2.65)$$

Suponiendo que el cambio de régimen no ocurriera, entonces el error pronosticado estará representado como:

$$s_{t+1}^{R_1} - E_t s_{t+1} = [s_{t+1}^{R_1} - E_t(s_{t+1}|R_1)] - p[E_t(s_{t+1}|R_2) - E_t(s_{t+1}|R_1)] = \eta_{t+1} + p\nabla s_{t+1} \quad (2.66)$$

donde $\nabla s_{t+1} = E_t(s_{t+1}|R_1) - E_t(s_{t+1}|R_2)$ representa la diferencia en el valor esperado del tipo de cambio bajo los dos regimenes. En tal caso, se observa que el error pronosticado tendría una media no cero y estaría sesgada. Este hecho es lo que provoca en muchos casos confusiones del análisis econométrico en la condición de la PDI e incluso una pequeña probabilidad cambio grande de régimen monetario podría generar grandes sesgos.

iii. Procesamiento ineficiente de la información

Un rechazo de la condición de la PDI puede surgir de una violación del supuesto de neutralidad del riesgo, o de una falla en la hipótesis de expectativas racionales. Las investigaciones se han centrado generalmente sobre la falla en algunas de estos dos supuestos. Por consiguiente, en la búsqueda para una prima por riesgo generalmente se está asumiendo que se forman las expectativas racionalmente, y los estudios que suponen neutralidad al riesgo han encontrado el rechazo para la hipótesis de expectativas racionales, de tal modo Frankel y Froot (1985, 1987) generan una discusión sobre la causa de variabilidad de la prima *forward*, esto es, generalmente la prima *forward* es descompuesta como ya se menciono en dos partes una prima por riesgo y la expectativa de depreciación, Fama (1984) argumenta que la prima por riesgo es la responsable de la variabilidad de la prima *forward*, argumentando una mayor influencia por comportarse con mayor variabilidad, sin embargo Frankel y Froot (1985, 1987) contradicen estos resultados, ellos sostienen que las expectativas del tipo de cambio no son estáticas, los valores observados diferentes de cero de la prima *forward* están lejos de ser atribuidos a la prima por riesgo, ya que tienen a subestimar el grado de la expectativa depreciación, contradiciendo algunas otras investigaciones al respecto (Fama, 1984, Hodrick y Srivastava, 1985, y Bilson, 1985), sostienen que la varianza en la prima por riesgo excede la varianza en la expectativa de depreciación.

La disponibilidad de los datos en estudio permite probar cada componente de la hipótesis conjunta. La existencia de datos sobre las expectativas del tipo de cambio implica que no hay ninguna necesidad de imponer algún supuesto en la manera en que los inversionistas forman las expectativas. Empezando por la ecuación de regresión estándar:

$$s_{t+k} - s_t = \beta_0 + \beta_1(f_t^k - s_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (2.67)$$

El riesgo neutral en la HME condiciona los parámetros obtenidos $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 1$ y que el error pronosticado no debe estar correlacionado con el conjunto de información disponible al periodo t cuando las expectativas son formadas, el parámetro estimado también es:

$$\beta_1 = \frac{\text{cov}(\Delta s_{t+k}, f_t^k - s_t)}{\text{var}(f_t^k - s_t)} \quad (2.67.1)$$

o de otro modo

$$\beta_1 = 1 - \frac{\text{cov}(\varepsilon_{t+k}, f_t^k - s_t)}{\text{var}(f_t^k - s_t)} - \frac{\text{var}(\rho_t) + \text{cov}(\Delta s_{t+k}^e, \rho_t)}{\text{var}(f_t^k - s_t)} = 1 - \beta_1^{RE} - \beta_1^{RP} \quad (2.67.2)$$

donde s_{t+k}^e mide el cambio esperado en el tipo de cambio hecho en el periodo t al periodo $t+k$. El coeficiente β_1^{RE} captura la falla de la hipótesis de expectativas racionales. Si este es diferente de cero, esto implica que la covarianza entre el error pronosticado ε_{t+k} y la información disponible en el periodo t no es igual a cero (esto implicaría correlación). El coeficiente β_1^{RP} mide la variación de tiempo de la prima por riesgo. Se presume, que esta no es la medida del grado de aversión al riesgo ya que esto será igual a cero en el caso particular de una prima por riesgo constante (la varianza es cero y la covarianza es cero incluso cuando los inversionistas son adversos al riesgo) (S. Walti, 2005).

Cuando los datos están disponibles de tal forma que sea posible calcular el error pronosticado ε_{t+k} , es posible probar la fuente de la falla de la condición de la PDI calculando las siguientes ecuaciones de regresión:

$$s_{t+k}^e - s_t = \alpha + \beta^{RE}(f_t^k - s_t) + \varepsilon_{t+k} \quad \text{y} \quad f_t^k - s_{t+k} = \gamma + \beta^{RP}(f_t^k - s_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (2.68)$$

Para tal efecto la hipótesis nula que se plantea es que ambas pendientes sean cero, es decir: $H_0 : \beta^{RE} = \beta^{RP} = 0$. Frankel y Froot (1985, 1987) concluyen que el rechazo del conjunto de las hipótesis nulas que subyacen a la HME se debe principalmente a la falla del supuesto de expectativas racionales, más que a la existencia de una prima por riesgo. Por lo que

en general parece que el rechazo de la hipótesis simple de mercados eficientes tiene como raíz a ambas fallas, aversión al riesgo y una desviación ó fracaso en la hipótesis de expectativas racionales.

Frecuentemente el proceso real del tipo de cambio es cercano a una caminata aleatoria, esto sugiere que las expectativas son excesivamente especulativas. De hecho es común encontrar que los errores de predicción están significativamente correlacionados con la expectativa de depreciación se sostiene incluso mas fuertemente cuando miden las expectativas con los datos encuestados que con la prima *forward*, así ellos rechazan *expectativas racionales*, y afirman que los inversionistas deberían poner mas atención en los valores actuales de la tasa *spot* para formar sus expectativas.

CAPITULO III.

POLÍTICA CAMBIARIA Y MONETARIA EN MÉXICO, 1976-2004.

La adopción de diferentes esquemas de política cambiaria produce que los movimientos del tipo de cambio no sean tan rápidos ni claros en respuesta a la nueva información para los agentes económicos, alterando sus expectativas sobre la determinación del mismo. En general, dada la importancia del tipo de cambio en la asignación de recursos y en la transmisión de las expectativas, las características básicas que debería poseer un régimen óptimo es el reducir al máximo los movimientos bruscos, no predecibles y transitorios del tipo de cambio y ajustarse a sus movimientos permanentes. Partiendo de la condición de paridad de interés, ésta postula una relación de equilibrio entre la depreciación esperada del tipo de cambio y el diferencial de interés de recursos financieros *totalmente* comparables denominados en monedas diferentes, de tal manera, el arbitraje mueve el tipo de cambio al punto dónde el rendimiento esperado sobre la inversión en moneda domestica y extranjera es igualado. Este último punto cuestiona aquellas limitaciones que impone el régimen cambiario, en primer lugar se encuentran aquellas distorsiones que provocan las intervenciones del banco central sobre la relación entre el tipo de cambio y la tasa de interés cuando el régimen cambiario es flexible, en segundo las implicaciones de un régimen fijo, ya que los movimientos de la tasas de interés no son compensados por el tipo de cambio por lo que los rendimientos esperados tienden a disminuir y en tercero cuando el régimen cambiario impone bandas a la flotación y además esta sujeto a intervenciones, previniendo al tipo de cambio de moverse fuera de la banda e impidiendo que el tipo de cambio se ajuste a los movimientos de las tasas de interés.

La teoría económica sostiene que un tipo de cambio fijo es superior a un tipo de cambio flexible cuando la economía es vulnerable a *shocks* en la demanda de dinero, ocasionados por cambios en la tecnología, cambios en el multiplicador monetario o cambios en el portafolio de los poseedores de dinero doméstico. Autores como Andrew Crockett (2000) señalan que no se puede tener, simultáneamente, libre movilidad de capital, un tipo de cambio fijo y una política monetaria independiente. Sin embargo, ese enfoque no dice que sea imposible favorecer a uno de estos elementos en detrimento de otro. Por lo que en teoría nada impide a un país tener un régimen de tipo de cambio *intermedio*, pero ello requiere la disposición a comprometer la autonomía de la política monetaria, o bien aplicar restricciones a los flujos de capital, no obstante esto impone serias restricciones para la condición de paridad de interés.

Por el contrario, cuando un tipo de cambio flexible es superior a uno fijo cuando la economía es afectada por *shocks* en el sector real, tales como cambios inesperados en productividad o en los términos de intercambio o de otra forma si una economía se ve afectada por perturbaciones reales externas, el tipo de cambio flexible tenderá a prevalecer sobre el fijo.

De ahí que en la decisión sobre el régimen cambiario a adoptar se debe tomar en cuenta los costos y beneficios de cada opción de política, dadas las condiciones particulares de la economía.

La elección del régimen cambiario está fuertemente supeditada a los resultados financieros del sector público; en tanto que la elección de los objetivos de la política monetaria debe sujetarse a las características del esquema cambiario vigente. En particular, déficit fiscales recurrentes suelen constituir causa fundamental de desequilibrios que se acentúan cuando el gasto va acompañado de expansiones monetarias. Por esta razón, se considera que gestiones públicas recurrentemente deficitarias son inconsistentes con el mantenimiento de una paridad cambiaria fija o con la implementación de una banda o un *crawling peg* que no logre compensar los diferenciales de inflación externa-interna.

Gran parte del éxito de una política cambiaria reside en el grado de confianza o credibilidad que le asignen los agentes. Para ello, es necesario que el gobierno y la autoridad monetaria garanticen su viabilidad y sostenimiento en el largo plazo a través de la elaboración de un marco coherente de políticas. Los acontecimientos en Asia, Rusia y Brasil demuestran que los mercados castigan aquellas políticas que no son creíbles. Este es un factor particularmente importante cuando existe incertidumbre política. Además es importante que la política cambiaria sea congruente con la política monetaria. Una política monetaria restrictiva en una economía pequeña, abierta, con tipo de cambio fijo y sin restricciones a la movilidad de capitales resulta inefectiva, puesto que la oferta monetaria bajo estas condiciones es exógeno. Por otra parte, modelos sobre crisis de balanza de pagos muestran que un tipo de cambio fijo en presencia de un déficit fiscal deriva en una pérdida de reservas internacionales y altas tasas de interés reales. Tarde o temprano los agentes atacan a la moneda a sabiendas que el gobierno no es capaz de defender la paridad.

Sin embargo la aplicación de un régimen de tipo de cambio fijo ó flexible, y de la política cambiaria en general, de manera practica no depende exclusivamente de sus ventajas y desventajas del propio régimen sino de las características estructurales de la economía, los instrumentos de la política monetaria, la credibilidad de la autoridad monetaria y el grado de integración comercial con otros países (Frankel, 1997) que inciden en el comportamiento de las variables en estudio.

Bajo la hipótesis de mercados eficientes, los precios deben reflejar toda la información relevante para los agentes, en el mercado cambiario esto significa que las condiciones PDI, HI y evidentemente PCI, se sostengan de manera conjunta con el supuesto de expectativas racionales. Así, en un mercado abierto e integrado financieramente, los movimientos del tipo de cambio (que es considerado un precio) están fuertemente influenciados por las expectativas que existen de

eventos futuros en la economía. Estas condiciones dentro del enfoque de activos representan además de una condición de eficiencia una forma de determinación del tipo de cambio, haciendo referencia a la capacidad de pronosticar los movimientos en el tipo de cambio sujeto a la información disponible.

El comportamiento del tipo de cambio ha estado sujeto en los últimos veinticinco años a distintos regímenes cambiarios y cambios en la estructura financiera. En general el contexto económico ha mantenido cambios significativos, por lo que la determinación del tipo de cambio ha estado comprometido a estos cambios, las expectativas de su comportamiento futuro se han adaptado a un nuevo procesamiento de información, que debe obedecer en cada periodo de transición a nuevas respuestas. En México han estado presentes durante el periodo 1976-2005 tres mecanismos considerados como anclas nominales, en principio durante el régimen fijo del tipo de cambio y posteriormente bajo el régimen de libre flotación. Los regímenes de tipo de cambio fijo usualmente han sido justificados como un ancla para el régimen monetario nacional. Sin embargo, ahora los esquemas de *objetivos de inflación* ofrecen un ancla alternativa potencialmente mejor. Más aún, es un ancla que incorpora al tipo de cambio a través de su efecto sobre las expectativas de inflación (Andrew Crockett, 2000).

El esquema de régimen bajo el cual se encuentra y la manera en que los nuevos precios asimilan la nueva información de acuerdo al escenario económico, conforman de manera causal la forma en que se asocia el comportamiento del tipo de cambio y la tasa de interés, sea por un lado que se estreche dicha asociación o que no constituya una relación tan cercana. Algunos estudios que analizan la HME en el mercado cambiario han sugerido que los resultados que se obtienen difieren dependiendo del escenario político que rige, e incluso proponen que al analizar esta hipótesis es primordial considerar el contexto y restringir la interpretación de los resultados ha dicho contexto. En este sentido, estructuramos este capítulo en dos partes, la primera expone brevemente el tema de política cambiaria que se ha llevado a cabo dentro del período de análisis en México, la segunda presenta el esquema de política monetaria de dicha economía.

3.1. Política cambiaria

Existen dos grandes categorías de régimen cambiario, los tipos de cambio fijo y flexible, aunque existen distintos tipos de fijación y de flexibilidad. Los instrumentos para mantener el régimen cambiario son la compra-venta de divisas por parte del banco central y las tasas de interés ofrecidas para la colocación de fondos. La intervención del banco central puede ser orientada a contrarrestar solamente las fluctuaciones a corto plazo y comprar o vender divisas para

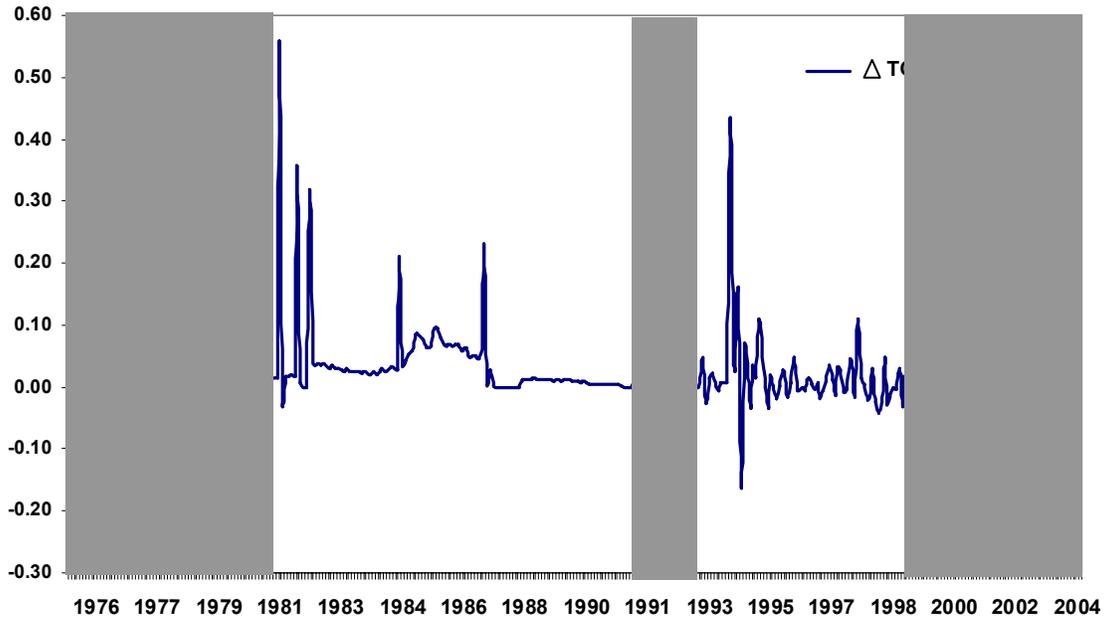
mantener los *mercados en orden*, pero también puede tratar de impedir que un tipo de cambio sobrevalorado se deprecie o que un tipo de cambio subvalorado se aprecie, por ejemplo, si el banco central desea, inducir una apreciación en el tipo de cambio, tendrá la opción de comprar su propia moneda en los mercados, ofreciendo a cambio reservas internacionales, o bien podría elevar las tasas de interés ofrecidas para inducir una entrada de capitales al país. Resulta inmediata la observación que la política monetaria y la política cambiaria están estrechamente relacionadas, en una economía abierta, si se ignora el riesgo de incumplimiento, el arbitraje en el mercado internacional de divisas impondrá que la tasa de interés doméstica se equipare a la tasa de interés internacional corregida por la expectativa de devaluación del tipo de cambio.

3.1.1. Política Cambiaria en México, 1976-2004

Hasta 1976 la política cambiaria en México se basó en el régimen de tipo de cambio fijo. Sin embargo, las bases de éste sistema se debilitaron en forma drástica, cuando en 1972 el gobierno de Estados Unidos decidió que se abandonara la relación constante entre el dólar y el oro. El ajuste cambiario efectuado en 1976 fue una secuela de problemas financieros que venían acumulándose desde años atrás. Los importantes efectos inflacionarios y contraccionistas del brusco cambio en la paridad del peso mexicano explican en gran medida el comportamiento inmediatamente posterior de los agregados macroeconómicos. Además, el financiamiento del elevado déficit presupuestal del sector público se conjugó con el debilitamiento de la captación de recursos del sistema bancario mexicano y con el extraordinario incremento de activos de mexicanos en el exterior, factores que determinaron que el sector público concurriera a los mercados internacionales de capital y obtuviera en forma conjunta un volumen, de recursos de largo plazo.

La economía se encontraba en una etapa de menor crecimiento e inflación, además presentaba una contracción en la oferta de crédito por parte de la banca comercial y una restricción en las fuentes de financiamiento externo, dando origen a condiciones de incertidumbre financiera que caracterizaron a 1976. En efecto, los agentes comenzaron a mostrar una marcada preferencia por instrumentos bancarios de gran liquidez, y se inició un proceso de conversión de activos financieros en moneda nacional por activos en moneda extranjera. Finalmente, durante los últimos meses del año, se acentuó esta tendencia y sus efectos se agravaron al conjuntarse con retiros masivos de fondos del sistema bancario.

Gráfica 3.1. Comportamiento del Tipo de Cambio durante los distintos regímenes cambiarios en México, 1976-2004.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos publicados en BANXICO.

Ante las crecientes fugas de capital y los desequilibrios fundamentales a que se ha hecho referencia, las autoridades financieras del país consideraron que el endeudamiento externo a que se tenía que recurrir para seguir apoyando el tipo de cambio era excesivo, por lo que decidieron, a partir del 31 de agosto, abandonar el tipo de cambio fijo estableciendo un régimen de flotación regulada desde un nivel inicial, encontrándose bajo un régimen de flotación fija.

La economía se caracterizó en 1977 por un crecimiento lento, por debajo del que se esperaba luego de haberse reactivado la producción a finales de 1976. La economía se encontraba fuertemente influida por las consecuencias del abandono del régimen de tipo de cambio fijo, por la baja que sufrió el valor internacional del peso a partir de 1976, y por la educación en el ritmo de colocación de pasivos bancarios que tuvo lugar durante ese año.

Intentando crear fuentes de financiamiento opcionales para empresas privadas, entró en vigor un conjunto de disposiciones que simplificaron el mecanismo del encaje legal y redujeron en el margen los requerimientos de reserva liberando fondos para incrementar la disponibilidad de crédito en moneda extranjera.

El régimen de flotación se mantuvo, cuidando que el aparato productivo conservara una adecuada relación de competitividad con el exterior con una fluctuación dentro de un marco

estable, lo cual permitió ampliar el horizonte de planeación de las transacciones con el exterior, y restablecer la inversión en el país como la mejor alternativa para los recursos del ahorrador.

Sin embargo, en 1979 el comportamiento de la economía se reflejó con una fuerte presión de la demanda agregada, la cual creció con rapidez en prácticamente todos sus componentes internos y externos. La oferta agregada respondió a este impulso con una alta tasa de incremento en el producto y en el empleo, pero también con signos de creciente rigidez, lo cual se tradujo en una elevación considerable en el ritmo de aumento de los precios. Los fuertes desequilibrios de 1979 se acentuaron en 1980.

La evolución global de los mercados cambiarios en 1980 estuvo determinada en gran parte por el comportamiento de las tasas de interés y de inflación en los países industriales. El dólar se apreció respecto a las otras monedas importantes, para después caer en los dos meses siguientes, como consecuencia de un desplome de las tasas de interés en Estados Unidos. En la segunda mitad del año se registró un nuevo fortalecimiento del dólar. De tal forma que hacia 1980 la economía se encontraba en una situación de fragilidad financiera. El incremento en las tasas de interés internacionales obligaba a un incremento de las tasas de interés internas (Banco de México, 1981) y aunado al deslizamiento creciente del tipo de cambio generó una situación de incertidumbre.

El mercado cambiario reflejó fuertes presiones sobre el valor internacional del peso a las que se intentó hacer frente: primero, con un sistema cambiario dual; después con un control cambiario integral y, finalmente, con el restablecimiento del sistema dual para evitar ataques especulativos.

En resumen, el tipo de cambio continuó un deslizamiento controlado con el objetivo de que la cotización del peso frente al dólar encontrara libremente su nivel. Como consecuencia de que el Banco de México anunciara su retiro temporal del mercado de cambio, los tipos de cambio subieron provocando una drástica revisión de las expectativas del público en relación a la inflación e interrumpieron el proceso de *desdolarización* (Banco de México, 1982). La incertidumbre sobre la evolución de los precios provocada se agudizó y trascendió al año de 1983 como uno de los aspectos más graves a que habría de enfrentarse la economía.

Al finalizar 1982 existía el peligro inminente de que la producción se estancara en mayor o menor grado en casi todas las ramas de actividad, de que el país cayera en una hiperinflación y de que se llegara a la indización de algunos precios claves para la economía.

El esquema cambiario durante 1983 incluía la operación de un mercado *controlado* y otro *libre*. En el mercado controlado se captarían las divisas susceptibles de ser controladas en la práctica. El tipo de cambio controlado fue fijado en un principio a un nivel sustancialmente

superior al resultante de la comparación de los precios entonces vigentes en México. Esto es, el tipo de cambio se fijó con un importante margen de subvaluación, buscando reubicar en México las transacciones que se habían trasladado a Estados Unidos como consecuencia de la depreciación cambiaria que afectó a las empresas endeudadas en moneda extranjera provocando una fuga de capitales.

A lo largo de 1984, la economía mexicana continuó su proceso de ajuste ante los desequilibrios que provocaron la crisis de 1982, en 1985 la economía revirtió la tendencia descendente de la inflación y el mercado cambiario volvió a mostrarse inestable, esto se debió al deterioro de los términos de intercambio y a una escasa disponibilidad de crédito externo, situación que significó una presión adicional en la economía, obligando a que los requerimientos del sector público, el crecimiento de la inversión y el consumo privados se financiaran con recursos internos, lo que provocó fuertes presiones en los mercados financieros y empujó al alza las tasas de interés internas provocando un impacto directo en la formación de expectativas de los agentes. El intento de reducir la inflación fue acompañado por una apreciación del tipo de cambio, éste comenzó a apreciarse a partir de 1980 y sobre todo entre 1986 y 1987. En diciembre de 1987 bajo el Pacto de Solidaridad Económica se fijaron los tipos de cambio libre y controlado (después de haber existido por algunas semanas un régimen transitorio de flotación controlada). La fijación de los tipos de cambio se mantuvo durante 1988. En el marco del programa de estabilización implementado desde 1988, el tipo de cambio se utilizó como un ancla nominal a fin de reducir la inflación.

En enero de 1989, después de romper la inercia inflacionaria, las autoridades regresaron a un régimen de deslizamiento controlado. De enero de 1989 a mayo de 1990, la moneda mexicana perdió un peso diariamente; de mayo a noviembre de 1990, se devaluó ochenta centavos diarios; de esta fecha hasta noviembre de 1991, el peso perdió cuarenta centavos diarios frente al dólar, del 11 de noviembre hasta el 31 de diciembre de 1991, el peso se depreció veinte centavos diarios.

En la década de los ochenta el régimen dual de tipo de cambio se orientó a reducir la especulación y tener un mayor control en el mercado de cambios, en este sentido las expectativas de los agentes adquieren un papel relevante en la instrumentación de la política económica. “En la medida en que lo realizado es congruente con lo ofrecido, se gana credibilidad, lo que contribuye a abatir las inercias y permite que se alcancen inflaciones menores” (Mancera, 1993)

Desde 1976 en adelante el esquema cambiario seguido por México ha transitado por diferentes regímenes cambiarios de una flotación administrada (1977 a 1982) un régimen de control de cambios total (septiembre a noviembre de 1982), posteriormente a un control de

cambios dual, a un sistema de desliz acelerado y nuevamente a un régimen de tipo de cambio fijo y administrado bajo los llamados Pactos. Posteriormente, a finales de 1992 se adoptó una fórmula cambiaria de bandas con un piso fijo y un techo deslizante. En general, bajo este tipo de régimen a medida que el tipo de cambio se aproxima al límite superior (inferior) la probabilidad de una intervención del banco central es mayor. La apreciación (depreciación) esperada gracias a la credibilidad de la banda sitúa al tipo de cambio en un nivel inferior (superior) al determinado por los fundamentos (*efecto Luna de Miel*). La pendiente de la curva S es horizontal en los bordes de la banda. Esto indica que la tasa de variación del tipo de cambio será menor cuando más cerca esté de los extremos. Esta característica, aunada a la ausencia de intervención intra-banda, genera que la distribución de los valores observados sea bimodal y tenga forma de U. Es decir, el tipo de cambio permanecerá más tiempo en el límite superior e inferior de la banda, donde se mueve más lentamente (*efecto Smooth Pasting*). En el límite inferior (superior) de la banda las expectativas son de depreciación (apreciación). Esto hace que el cumplimiento de la ecuación de arbitraje relacione elevados (reducidos) diferenciales de tasa de interés (interna menos externa) con tipos de cambio relativamente bajos (altos) (Svensson, 1990 y Helpman, 1994).

El cumplimiento de las propiedades del sistema de bandas dependerá, básicamente, de la credibilidad de los agentes económicos en el compromiso cambiario. En modelos con credibilidad endógena, el surgimiento o no de expectativas de realineación dependerá de la evaluación que hagan los agentes económicos de factores tales como: la volatilidad de los choques externos y su magnitud respecto a la disponibilidad de reservas internacionales, la posición del tipo de cambio al interior de la banda y la experiencia previa en cuanto a la política de intervención (Reynoso, 1995).

Si la banda no es totalmente creíble, el comportamiento de las tasas de interés ya no seguirá el sencillo razonamiento según el cual tipos de cambio relativamente altos se asocian con reducidos diferenciales de interés. De hecho, si en un determinado momento el tipo de cambio se ubica en el techo de la banda y las expectativas son de realineación, las tasas de interés podrían, más bien, mostrar una tendencia al alza con el propósito de restablecer la condición de arbitraje. Es importante hacer notar que en ausencia de credibilidad, a menor amplitud de banda, mayores serán las pérdidas de reservas internacionales ante choques en la demanda de dólares, así como también será mayor el esfuerzo estabilizador de la tasa de interés (Reynoso, 1995).

Cuando la situación del sistema financiero impide grandes variaciones de la tasa de interés, es recomendable entonces permitir una mayor fluctuación del tipo de cambio, a pesar de que esta mayor variabilidad pueda mermar el potencial estabilizador del sistema de bandas.

El modelo de Krugman (1988) basado en credibilidad perfecta e intervenciones sólo cuando el tipo de cambio llega a los límites de la banda (intervenciones marginales), implica que en un esquema de bandas cambiarias; el tipo de cambio es más estable que bajo el régimen de flotación gracias al efecto de las expectativas de devaluación (*efecto Luna de Miel*). Hay que anotar que la mayor estabilidad cambiaria no depende en forma crucial del supuesto de credibilidad completa, pues simplemente la probabilidad positiva de que el Banco central intervenga repercutiría en las expectativas devaluatorias. El diferencial de tasas de interés registra reversión hacia la media, es decir, está negativamente correlacionado con el tipo de cambio. En efecto, cuando el tipo de cambio se encuentra sobre la paridad central, las expectativas de devaluación y el diferencial de tasas de interés son negativos; a mayor distancia de la paridad central, más negativo el diferencial.

Una característica importante es la flexibilidad de la política monetaria para afectar la demanda agregada en tanto el tipo de cambio permanezca al interior de la banda. Esta es una ventaja evidente frente al régimen de tipo de cambio fijo. Así también existe una mayor volatilidad de la tasa de interés debido a las variaciones de las expectativas devaluatorias. En efecto, sobre la paridad central tales expectativas serán negativas y por debajo de la paridad central serán positivas, lo que trae consigo movimientos en la tasa doméstica de interés, haciendo que ésta sea más alta cuando existen expectativas de depreciación y más baja cuando se espera una apreciación. Este último sistema estuvo vigente hasta finales de 1994, para adoptar después el esquema de política cambiaria bajo la libre flotación adoptando una nueva ancla nominal, este hecho se puede observar en la gráfica 3.1.

Cabe indicar que desde que el Banco central dejó flotar el peso, la política cambiaria se orientó fundamentalmente, hacia la *flotación limpia*; es decir, dicha institución permitió que el peso se apreciara o depreciara en respuesta a las condiciones del mercado; sin embargo, las autoridades anunciaron que participarían en el mercado cambiario para evitar volatilidad excesiva en el tipo de cambio. Esto significa que el precio del dólar de Estados Unidos en términos de la moneda nacional se determina libremente en el mercado de divisas como resultado de la interrelación de la oferta y la demanda libre de interferencias por parte de la autoridad.

Durante el primer año de la vigencia del régimen cambiario de libre flotación adoptado después de la devaluación de diciembre de 1994, la cotización del peso frente al dólar mostró una gran inestabilidad, como resultado de un ambiente generalizado de incertidumbre macroeconómica. A partir del inicio de 1996, y al normalizarse la situación económica, dicha cotización mostró una reducción considerable en su volatilidad (Werner, 1997).

Sin alterar en su esencia el régimen de flotación cambiario, a mediados de 1996 se aprobaron dos esquemas, el primero de ellos, el *Mecanismo para la acumulación de reservas internacionales*, que respondió a la necesidad de reconstituir la reserva internacional operando a través de la subasta periódica de opciones de venta de dólares al Banco central. El segundo, *Mecanismo para la venta de dólares*, respondió a la conveniencia de inyectar liquidez al mercado en las situaciones en que hiciera falta por efecto de una demanda transitoria muy intensa.

Es importante mencionar que bajo el régimen de tipo de cambio flexible, cuando el peso mexicano experimentó fuertes depreciaciones, la liquidez del mercado de moneda extranjera se agotó. Bajo tales circunstancias, pequeños cambios en la demanda de moneda extranjera originaron depreciaciones desproporcionadas de la moneda doméstica, las cuales podrían poner en riesgo la estabilidad del nivel general de precios. Para evitar dichas depreciaciones, el banco central introdujo en 1997 un esquema contingente de venta de dólares de los Estados Unidos. De acuerdo con ese esquema, el Banco de México debía vender diariamente US\$20 millones con un precio mínimo igual a 2 por ciento por encima del tipo de cambio del día anterior. El esquema mencionado no estaba orientado a defender niveles específicos del tipo de cambio, sino a moderar la volatilidad cambiaria mediante el restablecimiento de un nivel mínimo de liquidez.

Lo anterior, con el objeto de no influir sobre el nivel o la trayectoria del tipo de cambio, sino para inducir que el tránsito de un nivel a otro fuese más suave. El llamado *Mecanismo para la venta de dólares* entró en operación en febrero de 1997 y consistió en poner diariamente mediante subasta a disposición de las instituciones de crédito hasta 200 millones de dólares, en caso de que entre la cotización de cierre de un día y la prevaleciente el siguiente el tipo de cambio se modificase en más de 2 por ciento. La vigencia del mencionado esquema de acumulación de reservas, al igual que el de su simétrico de venta de divisas mediante subasta, se suspendió por acuerdo de la Comisión de Cambios. Dicho órgano colegiado decidió la suspensión de la vigencia del mencionado *Mecanismo de acumulación de reservas internacionales* a partir del 31 de mayo de 2001. Asimismo, para actuar con simetría la Comisión de Cambios acordó suspender la vigencia del comentado *Mecanismo para la venta de dólares* a partir de julio del mismo año.

Adicionalmente a los mecanismos de intervención mencionados han contribuido a disminuir la volatilidad del tipo de cambio, lo que, a su vez, ha propiciado la reducción de presiones especulativas en los mercados financieros. Esto ha redundado en una reducción de los flujos especulativos de capitales de corto plazo (Cartens, y Werner, 1999).

En la actualidad el Banco de México ha abandonado el uso de opciones de moneda extranjera debido a la estabilidad del tipo de cambio y al aumento significativo de reservas monetarias internacionales, lo que ha redundado en un mayor acceso de los agentes económicos

privados mexicanos a los mercados internacionales de crédito. En ese contexto, el Comité de Cambios del Banco de México en 2003 dio a conocer la normativa para implementar un mecanismo que permita moderar el ritmo de acumulación de reservas monetarias internacionales, el cual debe operar independientemente del nivel y la tendencia del tipo de cambio. Este mecanismo no afecta la tendencia de mercado del tipo de cambio; es decir, respeta la flotación libre del peso mexicano.

Resulta interesante entonces destacar dos periodos en nuestro estudio, el primero comprendido de 1980 a 1994 donde se presenta un régimen cambiario fijo y *semi* fijo finalizado abruptamente con la devaluación del peso y una transición de cambio de régimen cambiario, caracterizado por la crisis económica de 1994-1995, dejando el cambio de régimen como la única salida viable, debido a que la adopción de un régimen flexible tenía la ventaja de poner en claro a los agentes económicos la existencia de un riesgo sustancial implícito en la emisión de deuda en moneda extranjera (Mishkin, 1996). Hemos visto que la experiencia en la economía mexicana ha estado caracterizada por inestabilidad y una gran incertidumbre que muestran grandes fluctuaciones en el tipo de cambio lo cual ocasiona problemas para determinar su comportamiento, a pesar de que en un régimen fijo el ajuste de los precios se debe a cambios lentos en el nivel de precios y cambios ocasionales en la paridad, la desaceleración económica a mediados de los noventa dio lugar a la adopción de un régimen flexible que da como resultado la incertidumbre generada en los agentes económicos.

Los movimientos del tipo de cambio tienen un impacto directo en la formación de expectativas de los agentes (Catalán y Galindo, 2001). Esto es, un cambio de política cambiaria tendrá un efecto inmediato sobre las expectativas del tipo de cambio sugiriendo, a partir de la implementación del régimen de flotación, que fluctuaciones cambiarias conllevan un efecto sobre las tasas de interés³³.

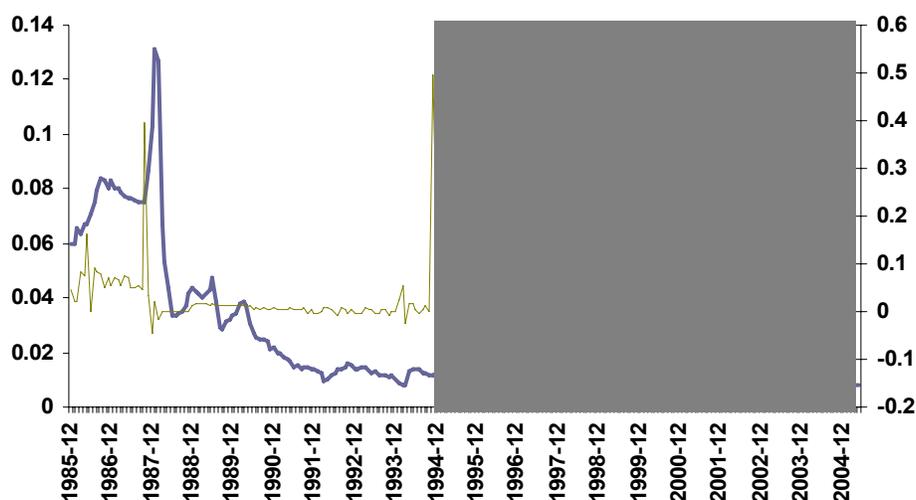
Sin embargo, ya que la HI establece que $s_t = \alpha + \beta \cdot f_{t-1} + \varepsilon_t$, donde la hipótesis nula requiere que $\alpha = 0$ y que $\beta = 1$ para que el *forward* sea un estimador insesgado del *spot*, tomando toda la información disponible en $t-1$, ante la alteración en las expectativas de los agentes económicos como respuesta de un cambio de política del régimen puede producir inestabilidad en el coeficiente, rechazando la hipótesis (Lucas, 1976). También, podemos afirmar

³³ Existen dos canales a través de los cuales estas fluctuaciones afectan las tasas de interés. Primero, dadas las posibles fluctuaciones cambiarias los inversionistas requieren que la tasa de interés interna los compense por la depreciación esperada de la moneda. Segundo, aún después de haber sido compensados por la depreciación esperada, dado que el retorno en dólares de una inversión en pesos es incierto, los inversionistas exigirán una prima que los compense por este riesgo. Se ha argumentado que la alta incertidumbre cambiaria es generada a través de estos dos canales (Werner, 1997).

que estos *shocks* en la economía pueden ocasionar desviaciones en la paridad de tasas de interés descubierta debido al riesgo cambiario que ocasiona la existencia de una prima por riesgo.

La evidencia internacional sobre el comportamiento del tipo de cambio bajo diferentes regímenes cambiarios indica que la flexibilidad cambiaria ha generado mayor volatilidad en el tipo de cambio (Mussa, 1985), podemos observar este hecho en la gráfica 3.2, para el cumplimiento de la HME se requiere que se disminuya la volatilidad del tipo de cambio. Una característica muy importante de este régimen es que desincentiva los flujos de capital de corto plazo, debido a las grandes pérdidas en las que los inversionistas pueden incurrir en dicho plazo, de acuerdo con la HME no deben obtenerse ganancias extraordinarias desplazando capitales de un país a otro, esto se ve reflejado desde el cumplimiento de la PDI, que establece que el diferencial de tasas de interés de dos países se iguala a la variación esperada del tipo de cambio.

Gráfica 3.2. Variación de la tasa de CETES a 28 días y del tipo de cambio bajo los regímenes cambiarios fijo y flotante, 1985:12-2005:5.

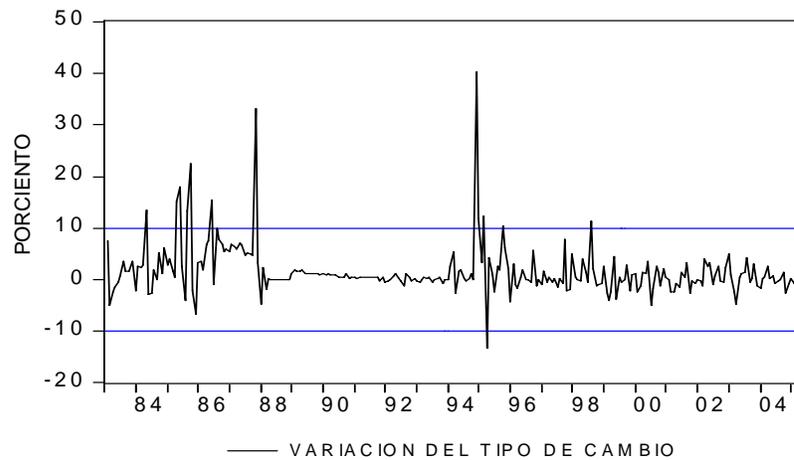


Fuente: Elaboración propia a partir de datos publicados en BANXICO.

Por otro lado, desde que el tipo de cambio se dejó flotar su trayectoria ha fluctuado de acuerdo con las fuerzas del mercado, registrándose volatilidad en el corto plazo y a veces considerables cambios de tendencia a mediano plazo. Asimismo, se ha demostrado que en general la flexibilización del régimen cambiario ha contribuido a disminuir la probabilidad de que se generen desviaciones importantes entre el tipo de cambio real y su nivel de equilibrio (Goldfajn y Valdéz, 1996).

Más recientemente se ha centrado la atención en los potenciales efectos de credibilidad de la política cambiaria, surgiendo un *trade-off* entre credibilidad y flexibilidad. Los estudios teóricos se han concentrado en analizar la relación entre regímenes cambiarios y las recientes crisis de los noventa, con la creciente integración y volatilidad del mercado de capitales. La experiencia mexicana en los últimos veinte años esta caracterizada por varios periodos de inestabilidad financiera y en particular en el mercado cambiario. Sin embargo en los últimos siete años, el comportamiento del tipo de cambio se ha manteniendo dentro de una senda crecimiento estable, según Hawkins (2003) una moneda es considerada volátil cuando la variación del tipo de cambio en un periodo determinado de tiempo (por ejemplo un mes) es superior al 10%.

**Gráfica 3.3. Volatilidad del tipo de cambio peso-dolar
1983:1-2005:5**



Fuente: Elaboración propia con datos de BANXICO

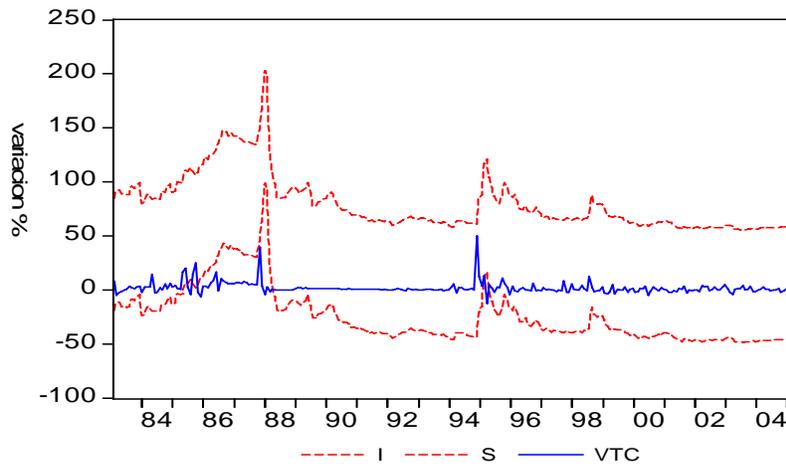
La volatilidad de los flujos de capital ha estado en la esencia de todas las crisis cambiarias de las últimas dos décadas. La secuencia típica de los eventos ha sido la siguiente: después de una revisión positiva de las perspectivas de crecimiento de un país, generalmente ocasionada por la aplicación de reformas internas, el capital comienza a entrar. Esto viene acompañado por una expansión del crédito y un aumento en el valor de los activos. Frecuentemente las autoridades establecen un tipo de cambio fijo, resisten la apreciación de la moneda y acumulan reservas, con la intención de contener las presiones inflacionarias a través de un aumento de las tasas de interés. Las altas tasas de interés internas, a la par de un tipo de cambio fijo, proveen un fuerte incentivo para las entradas de capital de corto plazo. El incremento en el valor de los activos fomenta los flujos de inversiones de cartera. Sin embargo, esta situación eventualmente se revierte. El flujo inicial de capital puede ser tan grande que resulta difícil emplearlo en forma productiva. El tipo de cambio puede haber sido presionado a un punto tal que se presente un gran déficit en la cuenta

corriente, o puede surgir incertidumbre política. Cualquiera que sea el motivo, las entradas de capital se convierten en salidas. Rápidamente se desarrolla una fuerte presión para sacar capital. Si el país no cuenta con suficientes activos líquidos, el movimiento puede resultar en una devaluación abrupta o en una interrupción del servicio de la deuda. La situación empeora cuando los sistemas bancarios nacionales son débiles (Andrew Crockett, 2000).

Sin embargo la volatilidad no es del todo un indicador confiable de la credibilidad del régimen cambiario. Una disminución en el diferencial de costos entre los mercados financieros de México y Estados Unidos asociados a una mayor estabilidad del tipo de cambio pueden indicar una mayor credibilidad en el régimen cambiario (Galindo y Catalán, 2003). Una forma de medir si los agentes económicos confían en sí la política cambiaria, es mediante las bandas de desviación estándar generadas por la hipótesis de paridad descubierta de tasas de interés, si el 68% de las variaciones del tipo de cambio se encuentran dentro de las bandas hay mayor evidencia de que el régimen cambiario es creíble (Svensson, 1993). En la gráfica IV se presenta las variaciones mensuales del tipo de cambio nominal pesos por dólar (VTC) y las bandas generadas por el diferencial de las tasas de interés de los CETES a 28 días y CEDES a un mes, para México-E.U.A respectivamente.

En primer lugar aquellos puntos que se encuentran fuera de las bandas implican una pérdida de credibilidad como consecuencia de la desviación del tipo de cambio de su paridad central. Se observa que a partir de 1985:7 y hasta 1988:8 las variaciones del tipo de cambio se encontraban fuera de las bandas, lo que denuncia un régimen cambiario no creíble, de igual manera en el periodo 1995:4-1995:5, también se observa que para el año de 1998 ante los choques de la crisis asiática, de Rusia y Brasil, hay un acercamiento hacia las bandas además, en ese año la efectividad del corto disminuyó por la posición deudora del Banco central en el mercado de dinero. En adelante la credibilidad de los agentes económicos hacia el régimen cambiario se ha mantenido hasta el 2005:5. En general en esta última etapa la disminución de la inflación y la estabilidad en el tipo de cambio han significado los logros más importantes de las acciones de la política monetaria del Banco de México. Los objetivos de inflación y sus intervenciones en el mercado de dinero, que están orientadas a enviar señales sobre la postura del Banco central (mediante la aplicación del *corto*), han tenido éxito en disminuir los choques externos e influir en las expectativas de los agentes. El régimen no obliga al banco central a intervenir en el mercado cambiario para defender un nivel específico del tipo de cambio que desde 1976 hasta 1995 había sido una característica que estaban presentes en las acciones del Banco de México.

Gráfica 3.4. Variación del tipo de cambio y bandas de desviación estándar del diferencial de tasas de interés México y Estados Unidos, 1983:1-2005:5.



Nota: DTC= variación del tipo de cambio, LS = límite superior (DIF+2 desviaciones estándar), LI= límite inferior (DIF-2 desviaciones estándar), DIF= tasa de CETES a 28 días menos Tasa de Certificados de Depósito de Estados Unidos a 1 mes.

Por otro lado, las crisis cambiarias y financieras experimentadas por el Sistema Monetario Europeo en 1992, por México en 1994-1995 y la reciente ola de crisis en los mercados emergentes en 1997-2001, han cuestionado a cerca de cuales son los regímenes óptimos y viables del tipo de cambio para economías pequeñas y abiertas, particularmente, para los mercados emergentes (Bazdresch y Werner, 2002), todas ellas caracterizadas por devaluaciones, costos de transacción, integración de bloques económicos, entre otros factores; esto ha llevado a la discusión de definir el régimen cambiario y monetario para absorber con eficiencia los choques externos y, a la vez, generar estabilidad y apoyar al crecimiento económico de corto y largo plazos (Loria, 2001).

3.2. Política monetaria en México

La paridad de tasas de interés, al tiempo que permite medir la expectativa de los mercados sobre las futuras variaciones en el tipo de cambio, impone una férrea restricción a la política monetaria. Si, ante una dada expectativa de devaluación, el gobierno intenta pagar por sus bonos o imponer en los préstamos interbancarios una tasa de interés menor a aquella consistente con la paridad de tasas de interés, los capitales tenderán a abandonar el país, buscando mayores rendimientos en el extranjero. Por otra parte, si el gobierno desea mantener fijo el tipo de cambio en un contexto de altas expectativas de devaluación, deberá estar dispuesto a dejar que las tasas de interés domésticas se eleven considerablemente por encima de los niveles internacionales.

Las fragilidades acumuladas durante los 90's mas los *shocks* negativos internos y externos que enfrentaba la economía mexicana durante 1994, dieron como resultado una crisis financiera cuando bajo algunas presiones en el mercado cambiario, el banco central no tenia gran disponibilidad para defender la paridad predeterminada y esto fue decisivo para dejar flotar al peso. Entonces, la adopción de un régimen flotante ha sido sustancialmente atribuida al objetivo de reducir las presiones especulativas en el mercado financiero.

Como consecuencia de la devaluación del peso en 1995, la credibilidad del Banco de México resultó seriamente dañada. Las críticas se concentraban principalmente en dos aspectos: (i) la falta de transparencia en la conducción de la política monetaria y en la disseminación de la información, y (ii) la incapacidad de ajustar la política monetaria antes, durante e inmediatamente después de la crisis.

Por ello, la política monetaria tuvo que convertirse en el ancla nominal. En teoría, bajo un régimen de tipo de cambio flotante, el banco central adquiere el control de la base monetaria, puesto que no tiene que sumar o restar la liquidez proveniente de intervenciones forzosas en el mercado cambiario. Al actuar directamente sobre la base monetaria, el banco central supuestamente tiene la capacidad de influir sobre las tasas de interés y el tipo de cambio y, a través de éstos, sobre el nivel general de precios. En consecuencia, a medida que el banco central reduce la inflación, la política monetaria se convierte en el ancla de la evolución del nivel general de precios. Fueron argumentos de este tipo los que hicieron que el Banco de México considerara introducir metas cuantitativas para los agregados monetarios a comienzos de 1995, cuando diseñaron el programa monetario para dicho año.

De manera consistente con lo anterior, el Banco de México estableció como meta intermedia un límite al crecimiento de la base monetaria para el año. Puesto que este programa fue anunciado justo en el inicio de la crisis, se asumió una acumulación nula de reservas, lo cual es normal bajo un régimen de tipo de cambio flexible. Por lo tanto, el límite al crecimiento de la base monetaria fue en esencia un límite a la expansión del crédito doméstico neto del banco central, lo cual en principio mantendría a los precios bajo control. Para que esta meta cuantitativa tuviera credibilidad, el Banco de México se comprometió a informar mensualmente sobre la evolución de su crédito doméstico neto.

Se puede esperar que la mayor contribución de un banco central al crecimiento económico resida en orientar la instrumentación de su política monetaria hacia el abatimiento de la inflación, empero la política monetaria no actúa directamente sobre la inflación. Cualquier disposición de política monetaria busca modificar tanto las expectativas de los agentes

económicos, como las tasas de interés y el tipo de cambio, enviando señales de dirección de la economía en particular sobre los precios. De esta manera pueden esperarse afectaciones sobre la demanda agregada, lo que a su vez incide y determina el comportamiento de los precios futuros.

Esta forma de incidir sobre los precios de manera indirecta se le conoce como *mecanismo de transmisión* de política monetaria. Ante las experiencias financieras el banco central enfrenta críticas de falta de transparencia en la conducción de la política monetaria, en la limitada diseminación de información y en la falta de determinación para restringir la política monetaria antes, durante e inmediatamente después de la crisis. A este respecto, el banco central tiene la necesidad de establecer un ancla nominal visible y estricta. Las decisiones de política monetaria inciden sobre la demanda agregada, lo cual en su conjunto determina el comportamiento futuro de la inflación. La consecuencia de tal efecto y principalmente sobre el comportamiento de la inflación depende, de la efectividad de las acciones de política monetaria para influir en los mercados financieros. Dichas acciones las realiza el banco central a través del uso de algún instrumento de política monetaria.

Existen básicamente tres canales de transmisión, el primero se refiere al efecto directo de la política monetaria sobre las tasas de interés. La influencia sobre el comportamiento de las tasas de interés repercute sobre las decisiones de inversión y ahorro y por consiguiente sobre la demanda agregada y los precios. Variaciones en las tasas de interés de corto plazo redundan en cambios en toda la curva de tasas de interés, incluso en las de largo plazo, que afectan las decisiones de inversión y de la adquisición de bienes duraderos. El segundo canal se da a través del tipo de cambio. En este escenario, la política monetaria afecta las tasas de interés, y por consiguiente se ejerce cierta influencia sobre el tipo de cambio. Por ejemplo, en un régimen de flotación del tipo de cambio, una política monetaria restrictiva presiona al alza las tasas de interés, lo cual puede propiciar una apreciación del tipo de cambio. Por su parte, la apreciación de la moneda tiene un impacto sobre las decisiones de gasto entre bienes producidos internamente y en el exterior, afectándose así la demanda agregada y por consiguiente los precios. Más aún, ajustes del tipo de cambio pueden tener un impacto directo sobre la inflación sin que necesariamente tenga que afectarse en una primera instancia a la demanda agregada. Tal sería el caso por ejemplo, en el que las empresas tuvieran deuda denominada en moneda extranjera o en el que su producción requiriera de insumos importados. En la situación referida sería de esperarse que parte del mayor costo de la divisa extranjera fuera trasladado por las empresas al precio de venta de su producto. El tercer canal del mecanismo de transmisión se da a través del efecto de la política monetaria sobre la disponibilidad del crédito. Una política monetaria más expansiva redundaría en mayores disponibilidades de crédito en la economía. Por otra parte, una restricción monetaria no

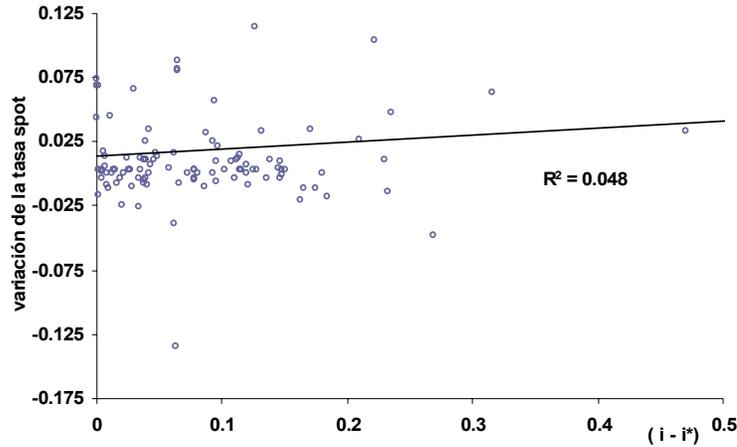
sólo puede reflejarse en mayores tasas de interés que disminuyan la cantidad demandada de crédito, sino también en una menor oferta de fondos prestables por parte de las instituciones crediticias, por considerar éstas que las mayores tasas de interés pueden dar lugar a inversiones más riesgosas de los tomadores de crédito. La mayor o menor disponibilidad de crédito en la economía tiene un efecto sobre la demanda agregada y la inflación (Mishkin, 1995).

El Banco de México utiliza como instrumento de política monetaria para afectar las tasas de interés, la determinación diaria de un objetivo para el saldo acumulado de las cuentas corrientes de la banca en el Instituto Central. El anuncio de dicho objetivo tiene como finalidad mandar una señal sobre la postura monetaria del Banco de México. Así, un objetivo de saldos acumulados negativo o “corto” implica una restricción monetaria que se traduce en una señal de incremento en las tasas de interés para el mercado de dinero; un objetivo de saldos acumulados igual a cero implica una postura neutral y un objetivo de saldos acumulado positivo o “largo” es indicativo de un relajamiento monetario, lo cual implica una señal de disminución en las tasas de interés³⁴ (Díaz de León y Greenham, 2000), así el Banco de México opera mediante el control de la liquidez.

En México la política monetaria desempeña el papel de ancla nominal bajo el esquema flexible y bajo un régimen fijo de tipo de cambio, la política monetaria es básicamente apoyo de la política cambiaria, esto debido a que el objetivo primordial de la política monetaria bajo cualquiera de los dos esquemas es el control de los precios dado que el tipo de cambio es fijo este es entonces el ancla nominal en la economía, por consecuencia el papel fundamental en el control de los precios recae incluso en la política cambiaria (Torres, 2002).

³⁴ El Banco de México tiene el compromiso de restringir su postura monetaria cuando se presenten circunstancias, externas o internas, que pongan en riesgo el cumplimiento de las metas de inflación, como podrían ser un cambio desfavorable en las expectativas de inflación o la presencia de presiones en los mercados financieros. Es importante mencionar que al materializarse algunos de estos eventos, los mercados inducirían por sí solos aumentos en las tasas de interés, los cuales se presentarían en adición al efecto que sobre dichas tasas tenga un ajuste en la postura de política monetaria. Por el contrario, si dichos eventos no han sido descontados por el mercado ni han dado lugar a un ajuste en las tasas de interés a satisfacción del banco central, sería de esperarse que tras el anuncio de una restricción monetaria se presentarían incrementos en las tasas de interés. De esta manera, un cambio en la postura de política monetaria se puede descomponer en dos efectos: 1) cuando el Banco de México reacciona ante acontecimientos que han dado lugar por sí mismos a incrementos en las tasas de interés, efecto “reacción”, y 2) cuando el Banco de México decide modificar su postura monetaria ante eventos o circunstancias que no han sido descontados por los mercados a satisfacción del Instituto Central, a lo que denominaremos política monetaria “preventiva” o “activa”. No obstante, sería poco probable que un cambio en el objetivo de saldos acumulados se debiera únicamente al efecto “reacción” o a la política monetaria “activa”. Es de esperarse que las modificaciones en la postura de política monetaria presenten ambos componentes. De acuerdo a las circunstancias, uno de los dos tendería a dominar. Es decir, aún cuando las tasas de interés hubieran sufrido incrementos en respuesta a acontecimientos observables y descontados por los mercados, el ajuste en la postura monetaria induciría aumentos adicionales en dichas tasas. Por su parte, el anuncio de un cambio en la postura de política monetaria en respuesta a presiones inflacionarias no descontadas por el mercado a satisfacción del Instituto Central, ocasionaría además de un incremento en las tasas de interés, una reacción simultánea en otras variables de mercado, lo que a su vez tendría un impacto adicional en las tasas de interés (Díaz de León y Greenham, 2000).

**Gráfica V. Paridad descubierta de tasa de interés
1985:12-2005:05**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos publicados en Banxico (tasa *spot* y tasa de interés interna) y de la Reserva Federal de St. Louise (tasa de interés de EU).

A la par, la política monetaria tiene un efecto inmediato sobre el tipo de cambio. Un cambio en la cantidad nominal de dinero en el corto plazo, es un cambio en la cantidad real de dinero que llevara a cabo un cambio en la tasa de interés. Con la tasa de interés cambiada y sin alteración en las expectativas, la tasa *spot* tiene que moverse para mantener el rendimiento internacionalmente en línea. Si la política monetaria afecta las expectativas en la tasa *spot*, entonces el ajuste de la tasa *spot* tiende a ser más pronunciado.

La inestabilidad o volatilidad del tipo de cambio surge de dos fuentes, la primera es la baja elasticidad de la demanda de dinero que implica que las fluctuaciones en la demanda u oferta de dinero produzca grandes fluctuaciones en la tasa de interés y por tanto requiera grandes movimientos en el tipo de cambio para mantener el rendimiento internacionalmente. La segunda fuente es la inestabilidad de las variables exógenas o presencia de *news* (Dornbusch, 1980). Como ya se menciono alrededor de 1995, México experimento un giro de régimen cambiario además, se liberalizaron las tasas de interés y se introdujeron nuevos instrumentos para la regulación monetaria. Generado una mayor integración de los mercados financieros y una expansión de flujos de capital, sin embargo estos flujos incrementan en momentos de certidumbre y disminuyen cuando hay incertidumbre acerca de política económica e inestabilidad de mercados internacionales (Stuart, 1998). La importancia de los flujos de capital se desprende de la relación tan estrecha con el tipo de cambio (en particular con el proveniente de EUA), así una salida brusca de capitales deprecia la moneda interna y viceversa. Lo anterior implica para las autoridades monetarias mantener un nivel estable de flujos de entrada y de salida de capitales. De

tal manera el Banco de México en particular debe o puede hacer atractiva la entrada de capitales así como mantener un flujo dinámico y moderado.

El banco central regula la liquidez y las tasas de interés nominales variando el volumen de reservas que inyecta al sistema financiero (Mantey, 1995), lo que permite al banco central hacer atractiva (poco atractiva) la entrada de capitales en el caso de instrumentar un aumento (disminución) de tasas nominales de interés vía la variación de dinero que inyecta o retira de la economía. Sin embargo el flujo de capitales es posible siempre y cuando existan agentes económicos que contemplen en su portafolio valores en este caso mexicanos como motivo de inversión (bonos, tipo de cambio o activos de algún tipo), lo que sugiere que dichos activos son considerados por los agentes como sustitutos de otras opciones posiblemente internacionales, cuando existen opciones de activos nacionales que tienen horizontes de maduración, rendimiento y riesgo similares, entonces es posible de hablar de valores o activos sustitutos. Ahora bien, en el contexto de la política monetaria y de países con régimen flotante, existe una sólida relación entre la tasa de interés y el tipo de cambio, por ejemplo el incremento en cualquier tasa de interés se considerara como una apreciación de la moneda domestica, así que el banco central utiliza a la tasa de interés como su principal instrumento de política monetaria al intentar mantener estable el nivel de precios.

Por ejemplo, si la tasa de interés domestica de un período se eleva inesperadamente, los inversionistas con un horizonte de inversión de un periodo corto, sosteniendo bonos domésticos de dos periodos, sufren una pérdida capital. Si el dinero doméstico se aprecia como resultado de este aumento, entonces los poseedores de bonos extranjeros también sufren una pérdida importante. Por consiguiente, mientras que un aumento en las tasas de interés de un período sea asociado con una apreciación del dinero doméstico, los agentes adversos al riesgo tienen un incentivo para evitar retener ambos tipos de bonos, domésticos de dos períodos y bonos extranjeros. Por lo tanto estos dos recursos son probables para ser fuertes sustitutos.

Dado que los bonos domésticos de uno y dos periodos también son probables sustitutos fuertes, los bonos domésticos de un período y los bonos extranjeros deben ser fuertes complementos indirectos. Sin embargo cuando la complementariedad indirecta domina la sustituibilidad directa entre el bono domestico de un período y los bonos extranjeros, la relación entre los tipos de cambio y los diferenciales de tasas de interés pueden ser la respuesta intuitiva a las diferencias. Es decir, sí suponemos que la tasa de interés real de un periodo en el país doméstico se eleva en relación a las tasas de interés real extranjeras de un período y si la tasas de interés domestica real de un periodo también sube con relación a sus contrapartes extranjeras, entonces el dinero doméstico se aprecia. Sin embargo, si la tasa de interés domestica real de dos

períodos no sube, entonces el dinero doméstico se deprecia. Esto es porque los agentes económicos sustituyen fuera de los bonos domésticos de dos periodos, y esto aumenta la demanda para los bonos extranjeros. A fin de alcanzar el equilibrio para los bonos extranjeros, el dinero doméstico se deprecia ahora, lo cual disminuye la demanda para los bonos extranjeros. Este resultado se debe a que la depreciación da lugar a una expectativa de que el dinero doméstico se apreciará en el futuro.

Las restricciones de la política monetaria para poder inferir sobre el comportamiento que se obtiene después de implementar cualquier decisión, puede ser el hecho de que la economía mexicana es pequeña y abierta y que esta expuesta a la volatilidad de los mercados financieros internacionales que afecta a las tasas de interés con mayor fuerza en los países emergentes, otra restricción es la formación de expectativas sobre la inflación es aquella en la que los agentes observan su pasado inmediato esto complica el control de la inflación si se tomara en cuenta que la inflación inmediata anterior no hubiera sido del todo satisfactorio para los hacedores de política monetaria o los agentes económicos; por otro lado el obstáculo que representa el efecto de las depreciaciones sobre los precios en la medida que la naturaleza del efecto mencionado depende de cómo es que los agentes económicos perciban dicha depreciación, es posible que para impedir que las variaciones cambiarias contaminen el proceso de determinación de los precios sea necesario limitar la volatilidad cambiaria, utilizando para tal efecto a las tasas de interés y por tal motivo determinándolas.

Es importante mencionar que al ser tan evidente la presencia de los mecanismos de transmisión en la trayectoria del tipo de cambio y la tasa de interés, es imperante tomar en cuenta el efecto que este produce en nuestras variables de interés dependiendo de la postura de la política monetaria. Es aquí precisamente donde surge la necesidad de realizar el proceso de determinación entre la tasa de interés y el tipo de cambio en el tiempo, si sabemos que funcionan como mecanismos de transmisión y que a su vez sirven para verificar el tiempo de reacción de la economía vía los agentes económicos, como lo son los bancos privados, dado un evento o una toma de decisión. Se necesita entonces una explicación que describa el mecanismo de transmisión por el que las acciones de política monetaria afectan el comportamiento de la inflación y de la actividad económica y de que manera interactúan.

La determinación del precio de una divisa es similar a la de cualquier otro activo, por lo que la divisa esta determinada por sus fundamentos y por las expectativas de los agentes de su desempeño futuro. De lo anterior se desprende que el modo en la que los agentes generan dichas expectativas determinara el comportamiento del precio de la divisa. Si suponemos que los agentes tienen expectativas racionales, el precio del activo cambiará cada vez que se reciba información

adicional sobre el nivel actual y el comportamiento futuro de los fundamentos que determinan el precio del activo. Los movimientos del tipo de cambio tienen un impacto directo en la formación de expectativas de los agentes, de tal forma que las señales que los agentes económicos reciben sobre el nivel actual y el curso futuro de los fundamentos provienen, principalmente, de las acciones y señales que envían las autoridades monetarias y fiscales y de los anuncios que se hacen sobre los resultados recientes del comportamiento de las variables macroeconómicas. Por ejemplo, las intervenciones de esterilización podrían tener un efecto sobre estas variables cuando dichas intervenciones sean usadas por el banco central para transmitir información al mercado sobre el curso futuro de los fundamentos (por ejemplo, podrían señalar la posibilidad de una política más laxa en el futuro). Si los participantes del mercado creen que estas intervenciones tienen un efecto señal, aún cuando los fundamentos actuales no cambien, la expectativa de estos fundamentos en el futuro se afectará, ocasionando movimientos en el tipo de cambio y en las tasas de interés (Werner, 1997 y Mussa, 1981).

El cambio en la estructura financiera en México no ha sido sin embargo un caso aislado, por el contrario es parte de un proceso de integración generalizado y como búsqueda de regímenes más eficientes, algunos países han abandonado los controles de capital. El aumento de los flujos de capital internacional y la globalización de los mercados financieros también es resultado de la revolución que se ha producido en las telecomunicaciones y la tecnología de la información, que ha reducido acusadamente los costos de transacción en los mercados financieros y ha fomentado la continuación de la liberalización y desreglamentación de las transacciones financieras internacionales. Los flujos internacionales de capitales privados financian una parte importante de los desequilibrios en cuenta corriente, pero las variaciones de estos flujos a veces parecen provocar perturbaciones macroeconómicas o ser un cauce importante a través del cual dichas perturbaciones se transmiten al sistema internacional. Los países en desarrollo y en transición están cada vez más integrados en la economía mundial, tanto en lo que se refiere al comercio de bienes y servicios como a las transacciones financieras. Partiendo de las premisas anteriores, el presente trabajo hace un intento por formular un análisis acerca de la relación existente entre nuestras variables y por otro lado verificar su determinación para el caso de México, con la finalidad de probar la importancia de tener conocimiento previo sobre el comportamiento de las variables mencionadas cuando son utilizadas como instrumentos de política monetaria. Por otro lado es imprescindible tomar en cuenta el contexto político y los efectos externos que se dieron lugar en el periodo en estudio, debido a que los cambios tanto financieros como económicos implican al parecer límites y desajustes en la HME que pueden o no ser identificables y por lo tanto deben ser considerados.

CAPITULO IV.
EVIDENCIA EMPIRICA

La literatura referente a la estructura de tasas de interés, que parte del supuesto del comportamiento racional de los agentes, establece que la tasa de interés de largo plazo es igual a la integral de las tasas presente y futuras de corto plazo, más una prima por liquidez, donde esta última tiende a desaparecer mediante el arbitraje. Mediante diversos análisis sobre la experiencia mexicana se concluye que la prima de liquidez responde a cambios en la volatilidad de las tasas de interés y que dicha prima no se elimina por arbitraje.

La teoría de la estructura de diferenciales de tasas de interés y algunos trabajos empíricos, (Shiller y McCulloch, 1987) mencionan que para una economía pequeña y abierta que presenta una estructura de tiempo exógeno de tasas de interés mundiales, la estructura de tasas de interés doméstica sigue de la estructura de diferenciales de tasas de interés. La estructura de tiempo de diferenciales de tasas de interés se relaciona mediante las condiciones de paridad de interés con la estructura de tiempo de la depreciación esperada, si los mercados importantes en este caso los financieros, domésticos y extranjeros están integrados suficientemente.

La Paridad Descubierta de Interés (PDI) establece que el diferencial de tasas de interés entre dos países debería ser igual a la variación esperada del tipo de cambio. Es decir, si los inversionistas son neutrales al riesgo y tienen expectativas racionales, entonces el pronóstico del *forward* esta implícito en el diferencial de tasas de interés.

Si se cumple la PDI, en una economía financieramente integrada con un libre flujo de capital y arbitraje perfecto se deberá cumplir la igualdad entre los rendimientos esperados, al margen de la moneda en la que estén denominados, de modo que los diferenciales de interés indicaran que los agentes en el mercado anticipan la devaluación de la divisa del país con una mayor tasa de interés, incluso a pesar del compromiso de fijación del tipo de cambio y aun mas cuando se observa un régimen cambiario flexible. Si se relajan las condiciones necesarias para el cumplimiento de la PDI, pueden obtenerse otras posibles explicaciones para la existencia de un valor (sea positivo o negativo) del diferencial de interés, tanto por la imperfecta sustituibilidad entre activos denominados en las distintas monedas, porque se asocie algún tipo de “riesgo” (por volatilidad, liquidez, o insolvencia) a los títulos denominados en alguna moneda, o por la presencia de limitaciones a la movilidad internacional de capitales, como ocurre con la introducción de controles de capital.

La relación teórica entre tasa de interés y el tipo de cambio surge de los modelos de economía abierta. En este tipo de economías y ante la inexistencia del flujo de capitales, la tasa de interés presenta una relación inversa frente al gasto, a través de la inversión y el consumo. Una mayor tasa de interés contrae la demanda agregada, con lo cual disminuye el producto y posteriormente el ingreso disponible, afectando negativamente la demanda por importaciones. La mejora en cuenta corriente genera una abundancia de divisas y una caída en el tipo de cambio.

Sí la economía es abierta y existe movilidad perfecta de capitales entre países, la tasa de interés queda determinada por la condición de paridad de tasa de interés. En este caso, si la tasa de interés excede a la determinada por la condición de paridad, y el tipo de cambio es flexible, la inminente entrada de capitales provoca que el tipo de cambio se aprecie todo lo necesario en el periodo inicial, para permitir que se cumpla la condición de paridad de tasas de interés.

Entonces, un mayor flujo de capitales, en este caso, entre México y Estados Unidos es el resultado de un creciente proceso de diversificación financiera en la búsqueda de opciones para la reducción del riesgo y para la obtención de ganancias extraordinarias. Sin embargo, no se ha conducido a la formación de un mercado eficiente donde exista un proceso de convergencia y de unificación de los mercados financieros para que sea posible la inexistencia de costos financieros diferenciados que dependen más de la evolución que de las características del mercado cambiario (Catalán y Galindo, 2003).

Estudios realizados sobre el comportamiento de las fluctuaciones cambiarias para el caso de otros países que operan en un régimen de flotación, han concluido que los movimientos de corto plazo en el tipo de cambio no son predecibles (Werner, 1997). Sin embargo, la volatilidad de estos cambios depende de la volatilidad observada en los periodos anteriores y de los movimientos cambiarios ocurridos en los últimos años.

En el capítulo III se mostró evidencia de algunos factores que han operado sobre la relación del tipo de cambio y la tasa de interés, es decir los regímenes cambiarios adoptados por México durante el periodo de estudio, la posible presencia de costos de transacción asociados al mercado cambiario, la credibilidad de los agentes económicos sobre la política cambiaria, algunos efectos de contagio, una alta volatilidad del tipo de cambio en algunos periodos, la desregulación financiera, la libre movilidad de capitales etc., estos aspectos en su mayoría aunque de diferente forma han jugado un rol importante cuando se habla de la eficiencia de mercado, estas características influyen de manera directa a la HME y por tanto son consideradas dentro del análisis.

4.1. Evidencia Empírica

La paridad de interés se basa en el enfoque monetario el cual supone además de la perfecta movilidad de capitales, que los bonos nacionales y extranjeros son sustitutos perfectos en las carteras de los agentes, es decir, que los inversionistas son indiferentes entre activos generadores de interés denominados en diferentes divisas, de manera que el tipo de cambio se determina por la oferta y la demanda de dinero nacional y extranjero.

Por lo tanto, este precio estará determinado por sus fundamentos y por las expectativas sobre la evolución futura de éstos que mantienen los agentes económicos. La forma en la cual los agentes generan dichas expectativas caracterizará en buena medida el comportamiento del precio del activo. Si suponemos que los agentes tienen expectativas racionales, el precio del activo cambiará cada vez que se reciba información adicional sobre el nivel actual y el comportamiento futuro de los fundamentos que determinan el precio del activo. Algunas de las características económicas que se considera deben estar presentes para el cumplimiento de la PDI son, neutralidad al riesgo y libre movilidad de capitales, si esto se cumple, entonces es posible que el supuesto de mercados eficientes se cumpla (en el sentido de que los precios deben reflejar toda la información disponible para los participantes del mercado). Entonces los flujos de capital deben igualar los rendimientos esperados entre los activos de los distintos países. Esto refleja el análisis de la eficiencia en el mercado cambiario y el mercado de dinero.

A fin de identificar el cumplimiento o rechazo de HME y en este último caso las posibles causas asociadas, en particular a la desviación de las condiciones PDI, PCI y HI, en este capítulo se presentan los resultados de las estimaciones econométricas, en la primera sección se presenta evidencia sobre la condición PDI para los periodos 1996:1-2005:5, 1983:1-1994:12 y 1986:1-2005:5, y en las últimas dos secciones se muestran los resultados para las condiciones PCI y HI para el periodo 1996-2005 para la experiencia del mercado cambiario peso-dólar bajo los escenarios y las experiencias recientes,

Para esta investigación los datos corresponden a observaciones mensuales para el periodo de 1983:1 a 2005:5 de las tasas de interés nominal de uno y tres meses, en el caso de las tasas de interés internas se eligieron los Cetes a 28 y 91 días; estas son promedios mensuales de las subastas semanales. Para las tasas de interés externas se eligieron los Cedex de uno y tres meses de E.U.A. Para el tipo de cambio *spot* se utilizan datos diarios a fin de periodo. Los datos fueron tomados de Indicadores Económicos del Banco de México. Es importante mencionar que para México, no hay datos de la tasa de interés nominal de tres meses para agosto de 1986, septiembre de 1986, y noviembre 1988 (no se vendieron Cetes en las subastas semanales para estos meses). Para asignar valores a estos periodos³⁵ se utilizó la metodología de Ogaki y Santaella, (2002) así que mediante un vector autorregresivo (VAR) de orden cinco para la tasa de inflación, la tasa de interés nominal de un mes, y la tasa de interés nominal de tres meses. El VAR se estimó usando los datos hasta julio de 1986, y los valores pronosticados para Agosto de 1986 y septiembre de 1986 fueron asignados a estos periodos. Posteriormente el VAR se re-estimó usando los datos hasta octubre de 1988, y el valor proyectado para noviembre de 1988 fue asignado a este período.

³⁵ Aunque en general el procedimiento regular es repetir el valor anterior se pretendió seguir con la dinámica de la tasa de interés pronosticando estos valores.

4.1.1. Paridad Descubierta de Tasas de Interés

La condición de la PDI esta representada por la ecuación:

$$s_{t,t+k} - s_t = \frac{(i_{t,k} - i_{t,k}^*)}{(1 - i_{t,k}^*)} \approx i_{t,k} - i_{t,k}^* \quad (4.1)$$

Parametrizando la ecuación³⁶:

$$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t,t+k} \quad (4.2)$$

donde $\Delta s_{t,t+k}$ es la *variación* del tipo de cambio, $i_{t,k}$ es la tasa de interés interna y $i_{t,k}^*$ es la tasa de interés externa, por lo tanto $\varepsilon_{t,t+k}$ es el termino de error del pronóstico.

Para probar de manera empírica esta ecuación es importante en primer lugar hacer un análisis sobre el comportamiento temporal de las variables, existe evidencia (Granger y Newbold, 1974 y 1977) de que algunas series económicas tienen comportamientos sistemáticos similares como resultado de su trayectoria temporal pero no debido a una relación de origen, i.e. la posible existencia de regresiones espurias, esto es, en modelos de series temporales algunas relaciones entre variables pueden no mantener entre si una relación causal y por lo tanto arrojar regresiones espurias, esto se puede observar en el carácter no estacionario de los errores de medición, ocasionado por la inexistencia de una relación causal entre las variables. La existencia de regresiones espurias se asocia con un análisis poco preciso acerca de la trayectoria de las series temporales que se están relacionando, como consecuencia de que algunas variables económicas no mantienen medias y varianzas en magnitudes similares, es decir, son crecientes o simplemente variables. Esto hace indispensable un análisis acerca del orden de integración de las series³⁷. Debido a que existen regularidades entre algunas variables económicas que permiten relacionarlas. *El requisito de estacionariedad no es una mera curiosidad estadística, sino que tiene importantes implicaciones para la modelización de las series de tipos de cambio* (Baillie y Bollerslev, 1989).

En este caso la manera de comprobar que la condición PDI representada por la ecuación (4.2) mantiene una relación de equilibrio de largo plazo entre la variación del tipo de cambio y el diferencial de tasas de interés y que además es una especificación correcta para ser estimada, es

³⁶ Esta ecuación parametrizada representa la forma empírica habitual en la que la PDI suele especificarse para su comprobación empírica.

³⁷ El orden de integración indica cuantas veces tiene que ser diferenciada una serie de tiempo para que mantenga un comportamiento estacionario.

identificando la presencia de una combinación lineal entre el conjunto de variables que genere un proceso estocástico estacionario, es decir que exista un vector de cointegración³⁸ que permita inferir que el conjunto de variables tienden a moverse simultáneamente en el tiempo y que las desviaciones respecto a esta tendencia representan una serie estacionaria (Engel y Granger, 1987).

Por lo que en todo estudio empírico es una condición necesaria el análisis del orden de integración de las variables. De tal modo se busco determinar el orden de integración de cada una de las variables consideradas por medio de pruebas de raíz unitaria. Estas pruebas permiten tener un conocimiento previo acerca de las relaciones que se pueden encontrar. Si las series que sugiere la condición PDI tienen orden de integración $I(0)$, se puede inferir que las variables son estacionarias, por lo tanto es viable la especificación de la ecuación (4.2), además es muy probable que la variación del tipo de cambio nominal mantenga una relación de largo plazo con los diferenciales de interés. Este último punto es de gran interés para la prueba de eficiencia, ya que si es posible encontrar una relación de equilibrio de largo plazo esta se deberá a que el término $\varepsilon_{t,t+k}$ en la ecuación (4.2) es un proceso estocástico estacionario y por tanto estable. Cuando todas las series tienen orden de integración $I(1)$, es necesario aplicar un método de cointegración multivariado que permita estimar un vector de cointegración. En un modelo multivariante no se precisa que cada una de las variables explicativas sea del mismo orden de integración que el regresando, basta con que exista una combinación entre las variables explicativas que sea integrada del mismo orden que y_t (variable dependiente) y cointegre con esta variable. De otra manera una combinación lineal entre variables que tienen orden de integración $I(1)$ podría ser de orden de integración $I(0)$, por lo tanto seguir un proceso estacionario.

En los cuadros 4.1, 4.2 y 4.3 se presentan los resultados de los contrastes de raíz unitaria para tres periodos 1996:1-2005:5, 1983:1-1994:12 y 1986:1-2005:5 respectivamente, las pruebas que se aplicaron son: Dickey-Fuller Aumentada (ADF) (1981), Phillips-Perron (1988) y Kwiatkowski-Phillips-Shimdt-Shin (KPSS) (1992), en las primeras dos pruebas, se estimaron tres especificaciones con constante, tendencia y sin constante ni tendencia, en el caso exclusivo de la prueba ADF se verifico su significancia estadística utilizando el *procedimiento de lo general a lo específico*. En principio se estimo el modelo con (k) número de rezagos comenzando con la raíz cúbica del número de datos, después se selecciono la especificación en la cual la última variable retardada era estadísticamente significativa, de acuerdo al procedimiento conocido como *t-sig* (Ng y Perron, 1995). Este procedimiento se realizo para las tres especificaciones (con constante, constante y tendencia y sin constante y sin tendencia). La prueba KPSS (KPSS, 1992) tiene como hipótesis nula que la serie es estacionaria (Maddala y Kim, 1998) y fue estimada bajo dos

³⁸ Analizar una relación de cointegración entre dos o más variables equivale a analizar la estacionariedad del error aleatorio del modelo que las relaciona.

especificaciones con constante y constante y tendencia, comenzando con la raíz cuadrada del número de datos y de igual manera se comprobó su significancia estadística, de esta forma se demostró la existencia de raíces unitarias en las series.

Las variables están en logaritmos, de esta manera s_t representa el logaritmo del tipo de cambio nominal, $i1_t$ y $i3_t$ es el logaritmo de la tasa de interés interna (CETES) de uno y tres meses respectivamente y $i1^*_t$, $i3^*_t$ corresponden a las tasas de interés externa (CEDES) de uno y tres meses también en logaritmos. Por lo que $(i1_t - i1^*_t)$ evidentemente es el diferencial de tasas de interés de un mes y el operador Δ indica que la serie está diferenciada una vez.

De acuerdo a las pruebas ADF, P-P el tipo de cambio es no estacionario cuando estas pruebas son especificadas sin constante y ni tendencia, y la prueba KPSS indica el rechazo de estacionariedad con constante y/o alrededor de una tendencia, el tipo de cambio puede considerarse como una serie de orden de integración $I(1)^{39}$, así mismo este conjunto de pruebas revela que la expectativa de depreciación de la moneda Δs_t tiene orden de integración $I(0)$. Sin embargo, en el caso del diferencial de la tasa de interés de un mes, los resultados indican que es una serie no estacionaria de orden de integración $I(1)$ y solo la prueba KPSS con un componente de constante y tendencia cambia su significancia estadística hacia el rechazo de la hipótesis nula. Estos resultados, tienen implicaciones importantes en términos del análisis de cointegración, y cuestionan directamente los resultados que se pudieran obtener con la ecuación (4.2). Por lo que se considera esta representación de la ecuación PDI una mala especificación (Felmingham y Leong, 2005), debido a que el lado izquierdo de la ecuación que corresponde a la depreciación del tipo de cambio (primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio) se puede considerar que es de orden de integración $I(0)$ de acuerdo con los resultados obtenidos, ya que solo la prueba KPSS con constante rechaza que la tasa de depreciación es estacionaria, mientras que el lado derecho que corresponde al diferencial de interés es de orden $I(1)$ indicando que la ecuación (4.2) no está balanceada.

³⁹ Como se puede observar la prueba ADF y PP rechazan la hipótesis nula de no estacionariedad cuando se especifican con constante y alrededor de una tendencia, sin embargo se comprobó que estos componentes no son estadísticamente significativos al 5% por lo que se puede considerar que la serie del tipo de cambio tiene un orden de integración $I(1)$.

Cuadro 4.1. Prueba de raíces unitarias, tasas de interés interna y externa, a un mes y tres meses, tipo de cambio *forward* y tipo de cambio spot para una muestra de 1986:1-2005:5.

Variable	ADF			PP(6)			KPSS(15)	
	A	B	C	A	B	C	η_{μ}	η_{τ}
s_t	-3.6754(0)	-5.1408(0)	1.2758(1)	-3.4708	-4.4474	1.0331	1.446	0.221
Δs_t	-13.0165(0)	-12.3392(0)	-11.5348(0)	-13.256	-12.787	-12.196	0.516	0.100
$i1_t$	-2.7983(1)	-1.8111(1)	0.3740(1)	-2.5108	-1.6315	0.5129	1.087	0.132
$\Delta i1_t$	-12.2989(0)	-12.3205(0)	-12.3092(0)	-12.1093	-12.134	-12.133	0.059	0.051
$i3_t$	-2.7820(1)	-1.8485(1)	0.3832(1)	-2.5395	-1.7015	0.4915	1.058	0.135
$\Delta i3_t$	-11.6295(0)	-11.6496(0)	-11.6350(0)	-11.484	-11.507	-11.507	0.059	0.050
$i1^*_t$	-2.2863(3)	-1.7535(3)	0.1294(3)	-1.6896	-1.3630	0.5012	0.822	0.142
$\Delta i1^*_t$	-3.2971(12)	-3.3358(12)	-3.3484(12)	-12.159	-12.169	-12.153	0.061	0.063
$i3^*_t$	-1.6455(1)	-1.4031(1)	0.4297(1)	-1.6794	-1.3769	0.4595	0.818	0.140
$\Delta i3^*_t$	-8.5148(0)	-8.5254(0)	-8.5182(0)	-8.8331	-8.8395	-8.8285	0.062	0.063
$i1_t - i1^*_t$	-3.0269(1)	-1.7308(0)	0.4381(0)	-2.7821	-1.7746	0.4266	1.088	0.128
$\Delta i1_t - i1^*_t$	-13.1930(0)	-13.2175(0)	-13.2127(0)	-13.067	-13.095	-13.094	0.054	0.045
$i3_t - i3^*_t$	-3.0297	-2.0046(1)	0.3057(1)	-2.7809	-1.8416	0.4157	1.054	0.133
$\Delta i3_t - i3^*_t$	-12.1295(0)	-12.1521(0)	-12.1430(0)	-11.979	-12.005	-12.007	0.053	0.045
Dint1	-3.4728(0)	-4.8578(0)	1.3542(1)	-3.313	-4.197	1.131	1.454	0.216
Δ Dint1	-12.9370(0)	-12.3287(0)	-11.5587(0)	-13.151	-12.728	-12.169	0.495	0.094
Dint3	-3.4497	-4.8285(0)	1.3549(1)	-3.2966	-4.1774	1.1357	1.455	0.217
Δ Dint3	-12.9320(0)	-12.3295(0)	-11.5636(0)	-13.140	-12.723	-12.169	0.493	0.094
tr1	-3.0295(1)	-1.7328(0)	0.4371(0)	-2.7845	-1.7764	0.4261	1.087	0.128
Δtr1	13.1960(0)	-13.2205(0)	-13.2158(0)	-13.070	-13.098	-13.097	0.054	0.045
tr3	-3.0323(1)	-2.0070(1)	0.3052(1)	-2.7831	-1.8436	0.4152	1.053	0.133
Δtr3	-12.1307(0)	-12.1534(0)	-12.1444(0)	-11.980	-12.006	-12.008	0.053	0.045

Notas: Negrillas indican rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron, en una muestra de T=500, son de -3.42 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2.87 únicamente la constante (modelo B) y -1.95 sin constante y sin tendencia (modelo C), (Maddala y Kim, 1998, p.64). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos utilizados en la prueba. η_{μ} y η_{τ} representan los estadísticos de la prueba KPSS, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel ó alrededor de una tendencia determinística, respectivamente. Los valores críticos al 5% en ambas pruebas son de 0.463 y 0.146, respectivamente (Kwiatkowski et. al. 1992). Las variables Dint1 y Dint3 corresponden a las ecuaciones; $Dint1 = \{(i1_t - i1^*_t)/(1 + i1^*_t)\} + s$ y $Dint3 = \{(i3_t - i3^*_t)/(1 + i3^*_t)\} + s$, y $tr1 = i_t^1 - i_t^{1*}/1 + i_t^{1*}$, $tr3 = i_t^3 - i_t^{3*}/1 + i_t^{3*}$.

Los resultados muestran grandes similitudes en las trayectorias entre las tasas de interés internas de uno y tres meses, en ambos casos se comprueba que tienen orden de integración I(1), de la misma manera las tres pruebas señalan que las tasas de interés externas para los mismos plazos tienen orden de integración I(1), con excepción de la prueba KPSS alrededor de una tendencia que rechaza la hipótesis nula de estacionariedad, teóricamente se esperaría que el diferencial de tasas de interés tuviera orden de integración I(0), sin embargo esto no es así, el comportamiento histórico del diferencial de interés es muy grande en algunos periodos y con signo positivo, debido a que la tasa de interés interna ha sido marcadamente mayor a lo largo de las dos muestras. En general la evidencia reporta que en la ecuación (4.2) los componentes tienen distintos órdenes de integración. Este hecho podría provocar resultados erróneos o poco precisos al someterlo al análisis de cointegración o dificultar la identificación de una relación estable de largo plazo (Maddala y Kim, 1998). A fin de que todas las variables sean del mismo orden de integración se consideró la siguiente transformación:

A partir de la ecuación (4.1) teórica de la PDI que parametrizada corresponde a la ecuación (4.2), incorporamos s_t al elemento derecho y reparametrizando la ecuación obtenemos:

$$s_{t+k} = \alpha + \beta \left(s_t + \frac{i_{t,k} - i_{t,k}^*}{1 + i_{t,k}^*} \right) + \mu_{t+k} \quad (4.3)$$

$I(1) \qquad \qquad \qquad I(1)$

Al someter las variables de esta reespecificación al mismo conjunto de pruebas, se observó que s_{t+k} y $s_t + \frac{i_{t,k} - i_{t,k}^*}{1 + i_{t,k}^*}$ tienen el mismo orden de integración, es decir I(1), las tres pruebas señalan que el componente $s_t + \frac{i_{t,k} - i_{t,k}^*}{1 + i_{t,k}^*}$ tiene raíz unitaria pero, es estacionaria en primeras diferencias de modo que esta puede ser una manera más eficiente de especificar la ecuación de la condición PDI. Este mismo procedimiento se aplicó para los diferenciales de interés de tres meses, los resultados arrojados por las pruebas son muy similares a los reportados para los diferenciales de interés de un mes, esto es, antes y después de la reespecificación el componente de diferenciales de interés de tres meses es de orden de integración I(1), solo la prueba KPSS especificada alrededor de una tendencia acepta la hipótesis nula de estacionariedad, entonces es posible considerar que es no estacionaria. Se concluye de los resultados del conjunto de pruebas, que para ambas especificaciones el orden de integración de los componentes de los diferenciales de interés es I(1). Entonces ya que el tipo de cambio tiene orden de integración I(1)

es posible realizar la estimación de la ecuación (4.3) y esta representaría una buena especificación, por lo que se puede pensar en una relación de cointegración entre el tipo de cambio y los diferenciales de interés más el tipo de cambio rezagado un periodo debido a que ambos lados de la ecuación tienen el mismo orden de integración I(1).

Los resultados señalan que el orden de integración de las variables para todos los periodos de muestra (1986:1-2005:5, 1983:1-1994:12 y 1996:1-2005:5) son muy similares, es decir se comprobó que el tipo de cambio y el diferencial de interés más el tipo de cambio rezagado tienen orden de integración I(1) en las tres muestras. Por lo que se decidió utilizar la misma ecuación de la PDI en los tres periodos señalados, en virtud de que la transformación de la ecuación (4.2) en la ecuación (4.3) permite un mejor análisis en términos del procedimiento de cointegración, ya que es posible estimar la relación de equilibrio entre las variables representada por la condición PDI. Además esta transformación solo implica una reparametrización que tiene como finalidad equilibrar *empíricamente* la ecuación de la condición PDI, es decir hacer comparables las trayectorias temporales y de esta manera obtener una relación de la cual sea posible hacer algunas inferencias, no obstante la ecuación es la misma.

Cuadro 4.2. Prueba de raíces unitarias, tasas de interés interna y externa, a un mes y tres meses, y tipo de cambio spot para una muestra de 1983:1-1994:12.

Variable	ADF			PP(5)			KPSS(10)	
	A	B	C	A	B	C	η_{μ}	η_{τ}
s_t	-0.7140(0)	-1.9284(0)	-0.4043(4)	-0.8503	-1.7250	-0.8292	1.223	0.334
Δs_t	-7.6732(0)	-7.6765(0)	-2.2512(3)	-8.0109	-8.1103	-7.1746	0.348	0.139
$i3_t$	-2.4594(1)	-1.4098(1)	0.2195(1)	-2.2220	-1.1096	0.4307	1.091	0.233
$\Delta i3_t$	-8.0233(0)	-8.0639(0)	-8.0712(0)	-7.8410	-7.8851	-7.9070	0.111	0.096
$i3^*_t$	-1.3196(1)	-1.3083(1)	0.2042(1)	-1.3584	-1.2148	0.2530	0.868	0.146
$\Delta i3^*_t$	-7.7180(0)	-7.7195(0)	-7.7395(0)	-7.7563	-7.7624	-7.7861	0.118	0.117
$I3_t - i3^*_t$	-2.5318(1)	-1.4409(1)	0.2130(1)	-2.2955	-1.1450	0.4230	1.079	0.222
$\Delta i3_t - i3^*_t$	-8.4279(0)	-8.4708(0)	-8.4788(0)	-8.2397	-8.2876	-8.3114	0.102	0.083
Dint3	-0.7153(0)	-1.6894(0)	0.0301(1)	-0.8875	-1.5040	-0.4824	1.222	0.329
Δ Dint3	-7.2171(0)	-7.2747(0)	-6.1760(0)	-7.6572	-7.7592	-6.8338	0.298	0.137

Notas: Negrillas indican rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron, en una muestra de T=500, son de -3.42 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2.87 únicamente la constante (modelo B) y -1.95 sin constante y sin tendencia (modelo C), (Maddala y Kim, 1998, p.64). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos utilizados en la prueba. η_{μ} y η_{τ} representan los estadísticos de la prueba KPSS, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel ó alrededor de una tendencia determinística, respectivamente. Los valores críticos al 5% en ambas pruebas son de 0.463 y 0.146, respectivamente (Kwiatkowski et. al. 1992). Las variables Dint1 y Dint3 corresponden a las ecuaciones; $Dint1 = \{(i1_t - i1^*_t)/(1 + i1^*_t)\} + s$ y $Dint3 = \{(i3_t - i3^*_t)/(1 + i3^*_t)\} + s$, y $tr1 = i_t^1 - i_t^1 * / 1 + i_t^1 *$, $tr3 = i_t^3 - i_t^3 * / 1 + i_t^3 *$.

De acuerdo con estos criterios se decidió emplear la especificación (4.3) como vehículo para probar la condición PDI, esta ecuación se estimó para las tres muestras, las primeras dos comprenden el periodo 1996:1-2005:5, 1983:1-1994:12 respectivamente y la tercera de 1986:1-2005:5.

Para esta nueva especificación se consideraran las mismas restricciones en los parámetros que se han descrito hasta ahora. Por lo que los coeficientes de la condición PDI deben de tomar los valores de $\alpha = 0$ y $\beta = 1$ ya que si esto se satisface empíricamente es posible aceptar la hipótesis de paridad y de no ser así se reconocería que existen ineficiencias como distintos costos de transacción asociados al mercado de divisas y oportunidades de arbitraje que son aprovechadas por los agentes, así los diferenciales de interés no se ajustan a la variación del tipo de cambio, por lo que una apreciación inesperada podría generar rendimientos mayores a los esperados, si la desviación de la PDI se sostiene hay forma de mantener este tipo de rendimientos de manera sostenida.

Ahora bien, existe una amplia discusión abordada en el capítulo II acerca de aquellos métodos, técnicas de estimación, sincronía y periodización adecuados para conseguir resultados eficientes acerca de esta condición, así que se eligió un conjunto robusto de técnicas considerando que cumplen con algunas de las características y exigencias abordadas por distintos estudios en el caso de mercados extranjeros.

En general, al trabajar con variables integradas no está garantizada la relación de equilibrio entre ellas, siendo posible hallar resultados aparentemente satisfactorios pero de naturaleza espuria. Si además únicamente se utilizan métodos de estimación uniecuacionales y de carácter estático, como mínimos cuadrados ordinarios, la presencia de raíces unitarias entre las variables conduce a importantes sesgos en la estimación de los coeficientes, debido a que no siguen distribuciones estándar, lo cual también impide realizar inferencias. Por lo que, el método de comprobación de la ecuación (4.3) es abordado con distintas técnicas de estimación. Adicionalmente se considero tomar tres periodos de muestra, esto ultimo debido a aquellas características heterogéneas del mercado cambiario descritas en el capítulo tres, ya que tales características aportaran información relevante en términos comparativos acerca de algunas cuestiones que impactan el mercado de cambios; como los distintos regímenes cambiarios a los que se ha sometido la economía mexicana, la liberalización financiera, los periodos de crisis ó los episodios de volatilidad, esto como ya se ha mencionado puede tener implicaciones interesantes para el estudio de la PDI.

Cuadro 4.3. Prueba de raíces unitarias, tasas de interés interna y externa, a un mes y tres meses, tipo de cambio *forward* y tipo de cambio *spot* para una muestra de 1996:1-2005:3.

Variable	ADF			PP(5)			KPSS(11)	
	A	B	C	A	B	C	η_{μ}	η_{τ}
s_t	-2.3966(0)	-1.6671(0)	1.4265(0)	-2.3849	-1.6446	1.6110	0.890	0.100
Δs_t	-10.9111(0)	-10.9287(0)	-10.7781(0)	-10.981	-10.992	-10.792	0.117	0.061
f_t	-3.2915(0)	-1.8448(0)	0.8556(0)	-3.1121	-1.6034	1.3021	0.092	0.864
Δf_t	-15.1579(0)	-15.1990(0)	-15.0747(0)	-15.673	-15.671	-15.247	0.056	0.084
$i1_t$	-1.8839(0)	-1.8563(0)	0.8386(0)	-2.1236	-1.8665	0.8113	0.916	0.092
$\Delta i1_t$	-10.22411(0)	-10.1711(0)	-10.1201(0)	-10.220	-10.169	-10.124	0.164	0.080
$i3_t$	-1.5089(0)	-1.7426(0)	1.0588(0)	-1.9199	-1.7625	0.9041	0.926	0.094
$\Delta i3_t$	-9.5478(0)	-9.4796(0)	-9.3957(0)	-9.5796	-9.5270	-9.4665	0.163	0.085
$i1^*_t$	-1.2978(2)	-1.2491(2)	0.1598(2)	-0.9411	-1.0608	0.3742	0.747	0.135
$\Delta i1^*_t$	-4.0173(1)	-3.9886(1)	-3.9959(1)	-6.2968	-6.2814	-6.2871	0.152	0.148
$i3^*_t$	-1.1312(1)	-1.0968(1)	0.1188(1)	-0.8870	-1.0522	0.3200	0.734	0.130
$\Delta i3^*_t$	-5.0030(0)	-4.9922(0)	-5.0110(0)	-5.0528	-5.0419	-5.0582	0.157	0.152
$i1_t - i1^*_t$	-2.6772(0)	-2.1567(0)	0.6753(0)	-2.8419	-2.1429	0.7282	0.916	0.091
$\Delta i1_t - i1^*_t$	-10.8445(0)	-10.8120(0)	-10.7759(0)	-10.867	-10.825	-10.781	0.150	0.057
$i3_t - i3^*_t$	-2.3424(0)	-1.9632(0)	0.9189(0)	-2.6621	-1.9856	0.8545	0.938	0.086
$\Delta i3_t - i3^*_t$	-10.1334(0)	-10.0920(0)	-10.019(0)	-10.138	-10.103	-10.044	0.142	0.058
$Dint1$	-2.3893(0)	-1.6549(0)	1.4130(0)	-2.3844	-1.6308	1.5897	1.627	0.162
$\Delta Dint1$	-10.8555(0)	-10.8749(0)	-10.7299(0)	-10.920	-10.933	-10.742	0.109	0.057
$Dint3$	-2.3901(0)	-1.6559(0)	1.4125(0)	-2.3853	-1.6319	1.5893	0.887	0.099
$\Delta Dint3$	-10.8630(0)	-10.8824(0)	-10.7374(0)	-10.928	-10.941	-10.750	0.114	0.061
$tr1$	-2.8028(0)	-2.3527(0)	0.7472(0)	-2.9804	-2.3448	0.8068	0.731	0.090
$\Delta tr1$	-10.9100(0)	-10.8382(0)	-10.7769(0)	-10.9448	-10.853	-10.781	0.203	0.069
$tr3$	-2.4628(0)	-2.1580(0)	0.9924(0)	-2.7653	-2.1653	0.9346	0.746	0.084
$\Delta tr3$	-10.2007(0)	-10.1330(0)	-10.039(0)	-10.196	-10.134	-10.055	0.187	0.068
$f_t - s_t$	-4.8775(3)	-3.7624(3)	-2.7009(2)	-11.8919	-10.885	-9.3433	0.632	0.070
$\Delta f_t - s_t$	-13.6277(1)	-13.6936(1)	-13.7572(1)	-28.044	-28.056	-27.832	0.485	0.055

Notas: Negrillas indican rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron, en una muestra de T=500, son de -3.42 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2.87 únicamente la constante (modelo B) y -1.95 sin constante y sin tendencia (modelo C), (Maddala y Kim, 1998, p.64). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos utilizados en la prueba. η_{μ} y η_{τ} representan los estadísticos de la prueba KPSS, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel ó alrededor de una tendencia determinística, respectivamente. Los valores críticos al 5% en ambas pruebas son de 0.463 y 0.146, respectivamente (Kwiatkowski et. al. 1992). Las variables Dint1 y Dint3 corresponden a las ecuaciones; $Dint1 = \{(i1_t - i1^*_t)/(1 + i1^*_t)\} + s_t$ y $Dint3 = \{(i3_t - i3^*_t)/(1 + i3^*_t)\} + s_t$, y $tr1 = i_t^1 - i_t^1 * / 1 + i_t^1 *$, $tr3 = i_t^3 - i_t^3 * / 1 + i_t^3 *$

De tal manera las técnicas que se emplean con objeto de comparar y minimizar la posibilidad de sesgo y error en la técnica de estimación son: mínimos cuadrados ordinarios (MCO), mínimos cuadrados completamente modificados (FM-OLS por sus siglas en inglés), este método fue diseñado para tratar series de tiempo de variables en niveles que no tienen el mismo orden de integración sin que los parámetros pierdan eficiencia, además esta diseñada para corregir el sesgo de la autocorrelación y el posible sesgo de simultaneidad cuando alguno de los regresores no es débilmente exógeno⁴⁰. Algunos de los sesgos en las estimaciones como el llamado de “segundo orden” o sesgo de “endogeneidad” se producen cuando existe correlación contemporánea entre los residuos y alguna de las variables explicativas. Aunque Stock (1987) demostró que en presencia de cointegración los estimadores mínimos cuadráticos son superconsistentes, incluso cuando existe correlación contemporánea entre los residuos y las variables explicativas, este sesgo puede ser importante en muestras finitas, y la inferencia se ve invalidada debido a las propiedades no estándar de sus distribuciones. Para garantizar dichas propiedades asintóticas, puede llevarse a cabo la corrección semiparamétrica propuesta por Phillips y Hansen (1990) en el método completamente modificado, el cual es válido cuando no existe más de un vector de cointegración. De este modo, el método FM-OLS, garantiza buenas cualidades en los parámetros estimados, y la posibilidad de realizar contrastes de hipótesis.

De igual manera se estimo el método de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS por sus siglas en inglés) (Soc y Watson, 1993) estos estimadores tienen la cualidad de calcular vectores de cointegración eficientes además de hacer posible el uso de sistemas que incluyen componentes determinísticos y relaciones entre variables con distinto orden de integración. Además debido a que las estimaciones por MCO sufren de un sesgo asintótico de segundo orden cuando se obtiene un vector de cointegración entre s_{t+k} y $f_{k,t}$, por otra parte el estadístico t no es asintótico a una normal (Weike, Nelson y Yangru, 1997), de la misma manera se utilizo el método de cointegración Phillips y Ouliers (1990) (COINTPO) esta técnica plantea un contraste invariante ante la normalización de los vectores de cointegración, así también se considero el procedimiento de cointegración de Johansen (1995) por medio de este procedimiento es posible encontrar relaciones de cointegración simultáneas del número de relaciones estimadas, además de tomar en cuenta las dinámicas de corto plazo del sistema al estimar los vectores de cointegración. Finalmente el método general de momentos GMM (IV) esta técnica no pierde consistencia en los parámetros y permite el uso de variables instrumentales (IV) las cuales son consideradas como el

⁴⁰ Se define como variable exógena aquella que se determina fuera del sistema analizado sin la posibilidad de perder información relevante con respecto al modelo especificado. Por lo tanto la exogeneidad busca resolver problemas como la especificación arbitraria del modelo, la selección y el uso de las variables y las críticas sobre la carencia de confiabilidad de los parámetros ante modificaciones de política económica, buscando finalmente modelos bien especificados, mejores proyecciones y simulaciones de políticas económicas (Galindo, 1997).

conjunto de información con las que los agentes forman sus expectativas acerca de la variable a explicar. Para representar el conjunto de información relevante se eligieron: *el diferencial de inflación entre México y E.U.A.*; cuando existe una brecha importante este coeficiente representa expectativas de depreciación, *la razón reservas internacionales a importaciones*; esta medida evalúa la capacidad de pago que tiene un país respecto a los requerimientos de importaciones como parte de su demanda, de tal modo que la variación de esta razón anticipa presiones sobre el tipo de cambio, *la variación del tipo de cambio*; variaciones pronunciadas en el tipo de cambio se asocian con inestabilidad financiera, aunado a que se considera volátil una moneda cuando varía más del 10 por ciento Hawkins (2003) y *la variación de la cuenta corriente*; ya que un déficit continuo en la balanza por cuenta corriente de un país anticipan el riesgo de *crisis* financiera, todas ellas rezagadas cuatro periodos. Sin embargo al comprar su aportación informativa al modelo finalmente se eligieron las tres primeras debido al hecho de que la variación de la cuenta corriente aportaba mayor información al modelo que el diferencial de precios, es decir los resultados obtenidos aproximaban el parámetro del diferencial de tasas de interés mas a la unidad.

El Cuadro 4.4 presenta y sintetiza los resultados de las estimaciones para la PDI para el periodo de 1996:1 a 2005:5, es claro que existe una relación de equilibrio entre la tasa de depreciación del tipo de cambio y el diferencial de interés de uno y tres meses como lo postula la condición de paridad de interés descubierta, la evidencia sugiere en una primera revisión que la condición de paridad se sostiene debido a que los coeficientes estimados se aproximan a uno en todos los casos y son estadísticamente significativos. Sin embargo un segundo análisis sobre el comportamiento de los residuales pronosticados revelan un comportamiento poco satisfactorio, es decir al realizar una prueba sobre la forma en que se distribuyen los errores encontramos que estos no mantienen una distribución normal, por lo cual la condición PDI en general no se sostiene cuando se analiza este primer periodo, pese que los coeficientes bajo cualquiera de las técnicas descritas cumplen con los signos y valores esperados.

La interpretación sobre los resultados de las estimaciones de la PDI en realidad no es concluyente, debido a que los errores de las estimaciones presentan un sesgo importante y una distribución marcadamente *leptocurtica*⁴¹, esto ha sido interpretado como la existencia de una prima por riesgo variante en el tiempo que no permite estimaciones del todo insesgadas y que existe una mayor probabilidad de observaciones extremas respectivamente, además existe evidencia acerca de otros factores que influyen para el fracaso de la PDI, como el problema peso, burbujas especulativas (Lewis, 1995) y comportamiento irracional de los participantes del mercado así como heterogéneo (Frankel y Froot, 1987). De esta manera y dada la similitud de los resultados obtenidos mediante las distintas técnicas de cointegración, es posible concluir la

⁴¹ Esto se puede observar mediante el estadístico Jarque y Bera sobre el supuesto de normalidad presentado en el Anexo.

existencia de una relación causal de largo plazo entre el tipo de cambio y el diferencial de las tasas de interés, o que la diferencia de los rendimientos entre ambos países mas el tipo de cambio actual poseen información relevante (aunque no del todo determinante) sobre el tipo de cambio adelantado, debido a que el coeficiente del diferencial de interés es muy cercano a uno y conjuntamente significativo.

El procedimiento de Johansen (1988) permite sostener la existencia de una relación de largo plazo, ya que se rechaza la hipótesis nula de cero vectores de cointegración de acuerdo con el estadístico de la traza. Sin embargo un coeficiente significativo y una relación de largo plazo no son condiciones suficientes para satisfacer la HME en el mercado cambiario, como lo corroboran fuertes desviaciones de medición en algunos periodos y sesgos importantes en los errores. Los resultados en este periodo son muy similares para la tasa de interés de uno y tres meses, en ambos casos los errores de pronóstico revelan una posible falla en la formación de expectativas (MacDonald, 2000), de esta manera los resultados obtenidos por esta técnica no son suficientes para determinar que la condición de paridad descubierta de interés no se cumple pero por otro lado no es posible tampoco argumentar que esta condición se sostiene empíricamente en el caso de México. Si bien el rechazo de la HME vía la PDI no se satisface, pero resulta claro que dicha condición si representa una relación de equilibrio y que los diferenciales de tasas de interés en el caso mexicano explican en buena medida los movimientos del tipo de cambio en el largo plazo.

Cuadro 4.4.

<i>PDI</i> (1996:1-2005:5)	MCO	GMM(VI)	Johansen	FMOLS	COINTPO	DOLS
Coefficiente β (1 mes)	1.0018	1.0034	0.9994	1.0032	1.0021	1.0018
Coefficiente β (3 meses)	1.0017	1.0021	0.9994	1.0036	1.0020	1.0017

Nota: Estos valores son los coeficientes del diferencial de interés, cuando la ecuación se especifica sin constante y sin tendencia.

Así mismo, bajo las técnicas FM-OLS y DOLS se estimó el término constante α , sin embargo es estadísticamente no significativo (*ver cuadro 4.5 y 4.6*). El coeficiente del diferencial de interés reportado por estas técnicas también tienen el valor y signo adecuado, esto significa que la relación de los diferenciales de interés con la tasa de depreciación en el largo plazo es directa o de otra forma que un aumento positivo del diferencial de interés depreciara la moneda interna y de manera inversa una disminución del diferencial de interés tendrá un efecto positivo en la moneda doméstica. El efecto de los diferenciales de interés sobre el tipo de cambio (peso-dólar) de acuerdo con los valores obtenidos parece ser de una magnitud equivalente. Así una variación en el diferencial es asimilado por una variación proporcional en el tipo de cambio, este hecho en el contexto del modelo de paridad implicaría que los diferenciales de interés proporcionan información consistente a los movimientos del tipo de cambio, no obstante el

término de error no se comporta como una distribución normal. En el procedimiento FM-OLS el estadístico L_c reporta constancia global de la relación de largo plazo para ambos plazos de tasas de interés, es decir que los parámetros son consistentes en el transcurso del tiempo y no presentan cambios ante la normalización.

En el caso de la técnica MCO y GMM las estimaciones no reportan el coeficiente de la constante debido a que no resultaba ser estadísticamente significativo y tampoco aportaba información relevante al modelo, si bien esto implica bajo los criterios de la condición PDI la ausencia de una prima por riesgo cambiario, al no resultar significativa se prefirió omitir, ya que de acuerdo con algunas investigaciones (Frankel y Froot, 1989) la prima por riesgo es la consecuencia de la ineficiencia del mercado cambiario o la irracionalidad de parte de los participantes del mismo. Debido a que en la estimación por el GMM, el número de instrumentos es mayor que el número de parámetros a estimar se aplicó una prueba estadística con la finalidad de determinar si el modelo está sobreidentificado, dicha prueba muestra en primer lugar, que los datos son coherentes con la modelización propuesta, de modo que el contraste clásico de sobreidentificación se supera claramente (*ver cuadro 4.5 y 4.6*). Por lo anterior las variables seleccionadas constituyen un conjunto de información relevante para predecir las variaciones del tipo de cambio. Estos procedimientos permitieron obtener resultados muy cercanos a los previstos por la teoría, por su lado el método GMM(IV) incorpora la condición de ortogonalidad.

Finalmente el procedimiento COINTPO reporta que la tasa de depreciación y el diferencial de tasas de interés cointegran con un vector de cointegración muy cercano al valor de uno, para ambos plazos de tasas de interés (1 y 3 meses). Cuando esta técnica se especifica sin un término constante o alrededor de una tendencia el coeficiente de la pendiente se encuentra por arriba de uno (aunque muy ligeramente), por el contrario cuando se introducen en el modelo cualquiera de estos componentes el coeficiente reduce su valor aunque de la misma manera se aproxima mucho al valor de uno. Este hecho puede indicar que al no considerar una prima por riesgo en el modelo (suponiendo que esta no es demandada por los agentes), la apreciación del tipo de cambio es más que proporcional a una variación del diferencial de tasas de interés, es decir que ante un aumento de las tasas de interés internas y como resultado de la relación directa con el diferencial de interés la moneda se deprecia en una mayor proporción que el aumento de la tasa de interés interna. De manera alternativa cuando la ecuación (4.3) se especifica introduciendo un término constante (suponiendo una prima por riesgo) los resultados indican que la moneda interna se deprecia de manera menos que proporcional ante un aumento de la tasa de interés interna. Hay que recordar que cuando el diferencial de tasas de interés aumenta, se requiere de una tasa de cambio mayor, para mantener la condición de paridad; es decir, para que el rendimiento de activos domésticos y de activos externos (medido en una misma moneda) sea igual. De esta forma, el inversionista se

cubre financieramente, eliminando el riesgo que se origina en la volatilidad de la tasa de cambio, por lo que al introducir una prima por riesgo si esta resulta estadísticamente significativa se considera que la PDI no se sostiene.

Por otro lado, se aplico la prueba de *Wald* con el objetivo de comprobar que los coeficientes estimados del diferencial de tasas de interés y el término constante tienen el valor de uno y cero respectivamente como lo indica la teoría. Con este fin se define como hipótesis nula elasticidad unitaria entre el diferencial de interés y la variación esperada del tipo de cambio y un valor nulo para el componente constante, los resultados presentados en el cuadro 4.4 no rechazan la hipótesis nula para el diferencial de interés de un mes de $\beta=1$ así como de que $\alpha=0$, para muestra 1996:1-2005:5, no obstante esta prueba revela la estimación por GMM no rechaza la hipótesis nula de $\beta=1$ al 10% pero si al 5% de significancia, por el contrario los resultados obtenidos para el diferencial de interés de tres meses indican el rechazo de elasticidad unitaria e incluso que el termino constante sea igual con cero en algunos casos (GMM(IV), COINTPO y DOLS al 5% de significancia), no obstante en el caso de estimaciones con los métodos MCO, JOHANSEN y FM-OLS la hipótesis nula no se rechazan, los datos muestran información acerca de movimientos proporcionales pero no resultan del todo contundentes, debido a que el componente distinto de cero se asocia con una prima por riesgo, sin embargo en algunos casos como DOLS esta no es estadísticamente significativa de acuerdo con el estadístico *t* de *Student*, en sus respectivos casos, pero en el caso de la técnica DOLS el estadístico *t* y la prueba de *Wald* señalan que la prima por riesgo no solo es significativa sino que además es distinta de cero, esta evidencia sugiere la existencia de una prima por riesgo demandada por los inversionistas que causaría una desviación de la condición PDI.

Cuadro 4.5

PARIDAD DESCUBIERTA DE TASAS DE INTERES				
Prueba de Wald sobre Restricción en los Parámetros				
PERIODO 1996:1-2005:5				
	PLAZO 1 MES		PLAZO 3 MESES	
	$\beta=1$	$\alpha=0$	$\beta=1$	$\alpha=0$
MCO	$\chi^2(1)=0.6768(0.4107)$		$\chi^2(1)=0.6295(0.4275)$	
GMM(VI)	$\chi^2(1)=3.154722(0.0757)**$		$\chi^2(1)=3.001987(0.0831)*$	
FMOLS	$\chi^2(1)=1.6930(0.1959)$	$\chi^2(1)=1.8750(0.1737)$	$\chi^2(1)=1.6617(0.2000)$	$\chi^2(1)=1.8350(0.1783)$
DOLS	$\chi^2(1)=0.4401$	$\chi^2(2)=2.3763$	$\chi^2(1)=14.8121**$	$\chi^2(2)=14.1979**$
COINTPO	$\chi^2(1)=0.3870$	$\chi^2(2)=9.9482**$	$\chi^2(1)=14.7665**$	$\chi^2(2)=16.6225**$
JOHANSEN	$\chi^2(1)=0.4041$		$\chi^2(1)=0.3819$	

NOTA: (**)Indica Rechazo de la Hipótesis Nula al 5%, (*) Indica Rechazo de la Hipótesis Nula al 10%. Los datos en negritas indican una prueba de parámetros conjunta para $\beta=1$, $\alpha=0$.

Bajo el análisis del primer periodo, encontramos que existe una relación de equilibrio representada por los procedimientos de cointegración, esto obedece a que el diferencial de interés contiene información importante como ya se señaló sobre el tipo de cambio futuro, no obstante la evidencia muestra que en algunos periodos esta relación se vio afectada por diversas anomalías, algunas de las cuales provocaron cambios significativos en la trayectoria del tipo de cambio, así como en las tasas de interés, implicando desajustes en esta relación de equilibrio que no son registrados por los procedimientos propuestos. Lo anterior plantea problemas sobre la distribución de los errores, sin embargo los desajustes del nivel de equilibrio o los cambios en las trayectorias temporales del tipo de cambio y el diferencial de tasas de interés, de acuerdo con los resultados son de carácter estacionario, y por tanto *transitorios*.

Existen diversas causas asociadas a la inestabilidad cambiaria, por un lado se encuentran aquellas asociadas a los choques externos, por ejemplo la crisis asiática iniciada en 1997 y que se extendió hasta 1998, repercutió en el mercado de divisas mexicano con presiones contra el peso, provocando en este periodo eventos de alta volatilidad. Hasta, las que refieren a la vulnerabilidad del sistema financiero mexicano, y que justificarían el comportamiento seguido de la crisis de 1995. Por otra parte, las explicaciones basadas en el análisis fundamental, muestran que la corrección del tipo de cambio nominal respecto a la paridad de equilibrio basada en los diferenciales inflacionarios de México y Estados Unidos ha continuado.

Por otro lado las señales que los agentes económicos reciben sobre el nivel actual y el curso futuro de los fundamentales provienen, principalmente, de las acciones y señales que envían las autoridades monetarias y fiscales y de los anuncios que se hacen sobre los resultados recientes del comportamiento de las variables macroeconómicas. Cuando las autoridades monetarias llevan a cabo intervenciones en el mercado cambiario, se presentan alteraciones en las expectativas de los agentes sobre el comportamiento futuro de los determinantes fundamentales del tipo de cambio y las tasas de interés, afectando el comportamiento de éstas variables de manera real.

La dinámica anterior enmarca como es que las decisiones no anticipadas por parte del banco central relativas a las tasas de interés o la probabilidad que los agentes asignan a intervenciones en el mercado cambiario contribuyen en la formación de expectativas sobre el comportamiento futuro del tipo de cambio, provocando en los agentes sobre reaccionen al momento de formar sus expectativas, por ejemplo durante los últimos meses de 1997, el efecto de las operaciones de esterilización sobre las tasas de interés fue estadísticamente significativo. Además, hay evidencia que durante los periodos en los cuales existe la posibilidad de que ocurran estas intervenciones, las tasas de interés son ligeramente más elevadas que en los periodos en los que esta posibilidad no se presenta. Este resultado puede reflejar ciertas distorsiones de carácter

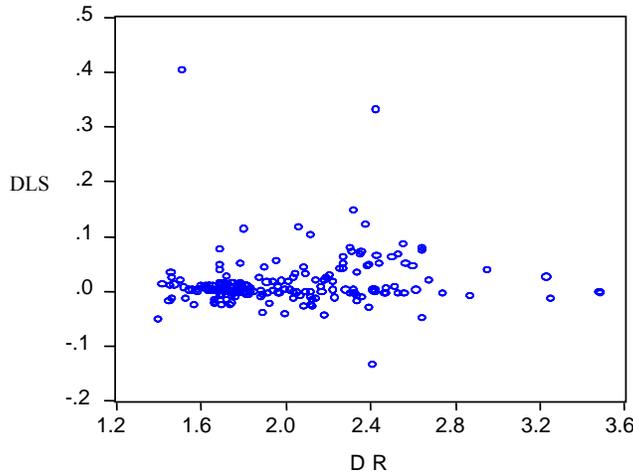
temporal que surgen en el mercado de dinero al realizarse las operaciones de esterilización (Werner, 1997).

Por su parte Nelson y Young-Kyu (2003) indican que la condición PDI esta sujeta a ser violada en la dirección de la anomalía de la prima *forward* solo en épocas de intervención, además las probabilidades de intervención sobre del tipo de cambio aumentan cuanto mas grande es la magnitud del diferencial de tasas de interés. Ellos examinaron si la anomalía de la prima *forward* se intensifica durante periodos de intervención y definieron un periodo de intervención como uno en el cual un banco central intervino dentro de un periodo de tiempo, clasificando las observaciones como si ellas fueran obtenidas dentro o fuera de un periodo de intervención. De esta forma argumentan que la anomalía *forward* surge como resultado de intervenciones del banco central no anticipadas en el mercado cambiario. Concluyen que las desviaciones de la PDI no reflejan oportunidades de ganancias no explotadas o riesgo sistémico y si que los participantes del mercado aunque intentan aprender acerca de las reglas subyacentes solo son capaces de hacerlo de manera lenta.

La razón para políticas de estabilización es que una moneda débil implica expectativas de intervenciones futuras para reducir el suministro de dinero y fortalecer la moneda, y expectativas de apreciaciones futuras llevan a un fortalecimiento inmediato de la moneda.

Alguno de estos argumentos son una posible causa de las desviaciones de la PDI en periodos cortos, en donde de manera transitoria provocan sesgos en los diferenciales de interés como estimadores óptimos de la variación del tipo de cambio. Este hecho puede representarse esquemáticamente en el grafico 4.1, algunos valores se apartan demasiado de lo que sugiere la teoría, ya que en condiciones en que la PDI se cumple la distribución debe guardar una marcada relación directa y lineal, de esta manera aquellas observaciones que se encuentran alejadas de manera importante del cuerpo grueso de la distribución, pueden ser explicadas en algún sentido como aquellos periodos donde el tipo de cambio no se sujeto a la condición PDI, sea por un lado por intervenciones no anticipadas o asociadas a una alta volatilidad del tipo de cambio.

Gráfica 4.1. Depreciación esperada vs. Diferencial de interés de un mes.



Fuente: Elaboración propia con datos de BANXICO.

Hay evidencia que en México incluso las intervenciones esterilizadas han tenido efectos sobre estas variables cuando dichas intervenciones son usadas por el banco central para transmitir información al mercado sobre el curso futuro de los fundamentos (por ejemplo, podrían señalar la posibilidad que en el futuro se implemente una política más restrictiva o mas relajada). Si los participantes del mercado creen que estas intervenciones tienen un efecto señal, aún cuando los fundamentos actuales no cambien, la expectativa de estos fundamentos en el futuro se afectará, ocasionando movimientos en el tipo de cambio y en las tasas de interés. No sólo las intervenciones esterilizadas no han evitado la fortaleza de la moneda nacional en algunos periodos, sino que además hay cierta evidencia de que dichas intervenciones han redundado en tasas de interés internas ligeramente mayores (Werner y Bazdresch, 2002).

En algunas ocasiones el sesgo en los residuales estimados puede estar asociado a una prima por riesgo que varia en el tiempo demandada por los agentes al invertir en activos mexicanos como resultado del riesgo que implica mantenerlos en su portafolio cuando las condiciones mercado y el contexto cambiario son inciertas. Existen varias explicaciones sobre una prima variable, una hipótesis al respecto sugiere que dicha prima por riesgo es *racional*. De acuerdo con esta hipótesis el dólar es una divisa altamente riesgosa cuando $\rho_{k,t} > 0$ ⁴² ya que una prima esta siendo pagada a los poseedores de activos denominados en dólares. Desde esta perspectiva podemos considerar que el peso es una divisa que implica mayor riesgo en comparación al dólar. Por ejemplo Engel (1992) proporciona una explicación en la cual la prima por riesgo es una compensación para la covarianza del riesgo entre el consumo y el tipo de cambio. Su razonamiento empieza notando que ese consumo incluye los gastos sobre bienes

⁴² Donde $\rho_{k,t}$ representa una prima por riesgo variable.

domésticos y extranjeros. Así, si el valor del dólar esta positivamente correlacionado con el consumo, el dólar proporciona una protección escasa contra el riesgo. Esta historia particular de la prima por riesgo evidentemente implica que el signo de $\rho_{k,t}$ depende de si la covarianza entre el consumo y el tipo de cambio es positiva o negativa.

Otra alternativa a la interpretación de la prima por riesgo es presentada por Gourinchas y Tornell, (1996) quienes presentan un modelo en el cual los agentes se comprometen en aprender acerca de las dinámicas permanentes y transitorias de las tasas de interés y racionalizan la previsibilidad del exceso de ganancia esperada así como del retraso de la sobre reacción del tipo de cambio seguida a los *shocks* monetarios.

Es necesario hacer énfasis que el periodo de análisis estuvo sujeto a cambios económicos importantes, en los que destacan: el cambio de régimen cambiario que en 1995 dejó de ser fijo y se permito un régimen de libre flotación y en la estructura financiera, que en general mantuvo muchos cambios como consecuencia de la liberalización financiera; desregulación de la tasa de interés activa y pasiva bancaria, eliminación del encaje legal obligatorio, inicio de la apertura a la inversión extranjera de portafolio, además dejó de existir el control monetario por regulación directa y dio paso a una regulación monetaria indirecta por medio de operaciones de mercado abierto y el anuncio explícito de límites al crédito interno del Banco de México, inicio de la apertura al capital externo (desregulación de la IED, apertura de los mercados financieros a la inversión de cartera, permiso a la inversión extranjera en la banca), privatización de la banca comercial etc. En el contexto cambiario después de 1982 se paso de un régimen de control de cambios dual a un sistema de desliz acelerado y nuevamente a un régimen de tipo de cambio fijo y administrado bajo los llamados *Pactos*, posteriormente, en 1992 se adoptó una fórmula cambiaria de bandas con un piso fijo y un techo deslizante hasta 1994, de tal manera que de 1988 a 1994 el tipo de cambio mantuvo una trayectoria estable y en adelante muestra una trayectoria mas inconsistente, por lo menos hasta el 2000, de este periodo en adelante las variaciones del tipo de cambio se han mantenido por debajo del 10%.

Todos estos cambios representan razones por las cuales el tipo de cambio podría no ser explicado de manera contundente por los diferenciales de interés por lo menos hasta antes del régimen de libre flotación y de desregulación financiera, ya que además antes de 1994 el tipo de cambio se utilizaba como ancla nominal para reducir los niveles de inflación y a partir de la adopción del régimen de libre flotación como consecuencia de la crisis de balanza de pagos de 1994-1995, la política monetaria ha asumido el papel del ancla nominal de la economía, de esta manera el tipo de cambio al parecer no era sensible a movimientos importantes de la tasa de interés y mantenía un comportamiento arreglado con la finalidad de controlar los niveles de

inflación. Ya que lo que se espera es que una reducción en la tasa de interés de corto plazo deprecie la moneda, hasta antes de 1994 esta relación causal no parece ser tan estrecha.

Un tema importante y crucial es comprobar si es posible que un determinado régimen cambiario provoque de manera inequívoca el rechazo de la condición PDI, esta condición postula una relación de equilibrio entre la depreciación esperada del tipo de cambio y el diferencial de interés de recursos financieros *totalmente* comparables denominados en monedas diferentes, si esto es así, el arbitraje mueve el tipo de cambio al punto dónde el rendimiento esperado sobre la inversión en moneda doméstica o extranjera es igualado. Este último punto cuestiona aquellas limitaciones que impone el régimen cambiario; en primer lugar se encuentran aquellas distorsiones que provocan las intervenciones del banco central sobre la relación tipo de cambio-tasa de interés cuando el régimen cambiario es flexible, en segundo las implicaciones de un régimen fijo, ya que los movimientos de las tasas de interés no son compensados por el tipo de cambio por lo que los rendimientos esperados tienden a disminuir y en tercero cuando el régimen cambiario impone bandas a la flotación y está sujeto a intervenciones, previniendo al tipo de cambio de moverse fuera de la banda e impidiendo que el tipo de cambio se ajuste a los movimientos de las tasas de interés, además bajo un sistema con bandas cambiarias existe algún grado de independencia monetaria de los bancos centrales, incluso si hay libre movilidad relativa de capital.

Los regímenes del tipo de cambio limitados con bandas han sido modelados tradicionalmente como si tuvieran tasas de cambio completamente fijas, con libre movilidad de capital resultando que el diferencial entre las tasas de interés domésticas y extranjeras es cero (en ausencia de riesgos de devaluación) y una pérdida completa de autonomía monetaria para las economías pequeñas a esto Svensson (1990), argumenta que existe evidencia de lo contrario y que esto no necesariamente se presenta de manera generalizada.

Esta incapacidad de ajuste del tipo de cambio no permitía una relación mediada por el mercado vía el arbitraje con una tasa de interés que puede mantener variaciones permanentes, por lo menos hasta 1995 año que en México deja flotar el peso y en el mercado de dinero se implementa el uso de saldos acumulados con la intención de afectar la tasas de interés (vía el retiro de dinero de la economía “corto”), estas dos características marcan una relación más estrecha entre la tasa esperada de depreciación y la tasa de interés, iniciando así un proceso de acusada causalidad entre estas dos variables, en donde el tipo de cambio parece ser más sensible a los movimientos de la tasa de interés y en donde ambas variables mantienen cambios en su trayectoria similares.

Algunos de los hechos anteriores fomentan en el tipo de cambio variaciones importantes en su trayectoria, este hecho es una posible explicación del orden de integración de esta variable

así como del diferencial de interés, por tal motivo se estimó la PDI para un periodo donde el régimen cambiario presentó distintos cambios y el sistema financiero se sujetó a regulaciones por parte de las autoridades monetarias en particular en el mercado de dinero. Además aunque bajo un esquema de bandas a la flotación permite a los agentes tener cierta certidumbre acerca de las variaciones del tipo de cambio, en México no parece que los movimientos del tipo de cambio compensen las variaciones de las tasas de interés durante este periodo y dicha certidumbre genere un acercamiento hacia la HME.

La aproximación de la PDI para dos muestras adicionales, nos permitirá afinar diferencias entre los cambios de régimen. La primera analiza en el periodo precedente al régimen de libre flotación y la segunda muestra abarca diferentes regímenes cambiarios, con la finalidad de capturar aquellas dinámicas que imponen los cambios de régimen y las implicaciones de diferentes mecanismos de política monetaria en México.

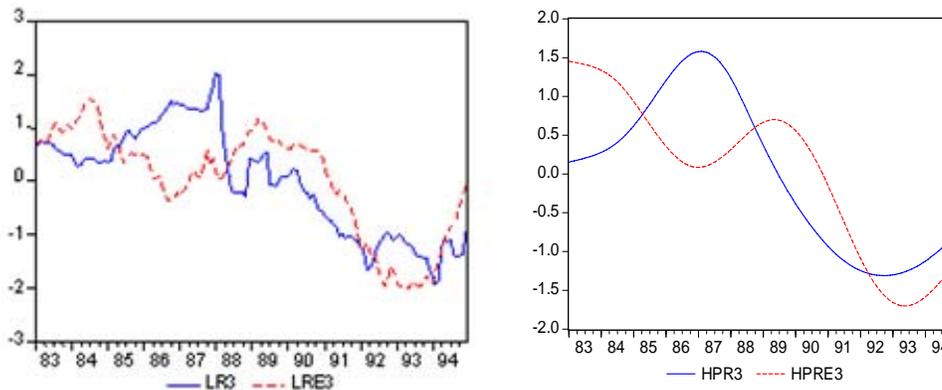
En el cuadro 4.6 se reportan los resultados obtenidos de la ecuación (4.3) del periodo 1983:1-1994:12, en este caso un régimen fijo y de bandas a la flotación no presentaron tampoco evidencia importante, no obstante los coeficientes tienen los signos y valores esperados, los parámetros obtenidos pierden eficiencia debido a que la distribución de los errores no se distribuyen normal por lo que no representan argumentos importantes en términos de la hipótesis de eficiencia. En principio las tasas de interés interna y externa no presentan una aparente relación directa debida a la independencia de las trayectorias de los CETES y CEDES, uno de los supuestos teóricos en el marco de la condición de paridad de interés es integración de los mercados financieros, esto se traduce en muchas ocasiones en movimientos equivalentes entre las tasas de interés, en la grafica 4.2 y 4.3 es posible apreciar que a finales de 1987 y en adelante la tendencia de las tasas de interés interna y externa mantienen movimientos semejantes, este proceso de convergencia en los movimientos de las tasas de interés esta asociado al proceso de liberación financiera⁴³.

Cabe señalar, que los instrumentos que representan a las tasas de interés son de corto plazo en ausencia de algún instrumento interno de mayor madurez con suficientes observaciones como para ser probada de manera empírica. Recientes investigaciones sobre la PDI (Menzie y Meredith, 2004) han argumentado que esta condición se mantiene cuando son utilizados periodos de maduración de largo plazo para la tasa de interés. Además encontraron que la constante que indicaría una prima por riesgo no es significativa y que el coeficiente del diferencial de tasas de interés es muy cercano a uno indicando el comportamiento de un *random walk*, el argumento a

⁴³ La ruptura del modelo económico dio la pauta del cambio hacia la liberalización financiera como una fórmula de inserción en el proceso globalizador, en el marco de buscar una integración de servicios, reducir la volatilidad de las tasas de interés e intentar atraer más capital externo debido al insuficiente ahorro interno que generaba el país. En México este proceso de liberalización financiera vivió su momento más importante en 1985, cuando, estimulado por el desarrollo del mercado de valores se autorizó a los bancos a participar en este mercado con operaciones similares a las de las casas de bolsa.

este respecto es que en el corto plazo, los *shocks* en el mercado de cambios llevan a la política monetaria a respuestas que producen una correlación negativa entre los tipos de cambio y las tasas de interés contrariamente a la hipótesis del insesgamiento bajo la condición de la PDI. En contraste en el largo plazo, tipos de cambio y tasas de interés son determinadas por los fundamentales macroeconómicos.

Grafico 4.2 Tasas de CETES Y CEDES de tres meses y filtro Hodrick-Prescott 1983:1-1994:12



Fuente: Elaboración propia con datos de BANXICO y FED.

El valor del coeficiente obtenido con el procedimiento GMM(IV) introduce una interesante característica, en contraste con las otras técnicas, ya que si bien el parámetro no se aparta demasiado de la unidad si representaría un sesgo en la predicción de las variaciones del tipo de cambio en función de los diferenciales de tasas de interés, así ante un incremento en un punto porcentual de la tasas de interés se espera entonces una depreciación de la moneda en una mayor magnitud en este periodo. Por otro lado los resultados indican que el modelo esta bien especificado y que las restricciones sobreidentificadas cumplen con el supuesto de ortogonalidad, un hecho interesante es que en comparación a las estimaciones para la muestra 1996-2005 el sesgo en los residuales parece disminuir.

Cuadro 4.6

PARIDAD DESCUBIERTA DE TASAS DE INTERES: MÉXICO-EE.UU. PERIODO 1983:1-1994:10					
PLAZO 3 MESES					
MCO	$\beta = 1.0457 (0.0000)$			$R^2 = 0.9954$	
	NORMALIDAD J-B = 506.88 (0.0000)			HETEROCEDASTICIDAD ARCH (12) = F: 0.934(0.5158)	
	ERROR CUADRÁTICO MEDIO (RMSE) = 0.0917			AUTOCORRELACION L-M (12) = F: 15.1114(0.0000)	
GMM(VI)	$\beta = 1.1514 (0.0000)$			NORMALIDAD J-B = 22.4011 (0.0000)	
	t = 11.3157			SOBRE IDENTIFICACION: $\chi^2 = 1.8312 (0.6081)$	
FMOLS	$\beta = 1.0702$		t = 19.6631 (0.0000)		$R^2 = 0.9977$
	$\alpha = -0.0590$		t = -10.0146 (0.0000)		ESTADISTICO L_c = 552.91
DOLS	$\beta = 1.04577 (0.0000)$			CON CONSTANTE	
	$R^2 = 0.9954$			$\beta = 1.0585 (0.0000)$ $\alpha = -0.0558 (0.0000)$	
	NORMALIDAD J-B = 659.341 (0.0000)			$R^2 = 0.9977$	
				NORMALIDAD J-B = 989.395 (0.0000)	
COINTPO	$\beta = 1.0481$	VAR(4)	$\beta = 1.05977$	VAR(4)	$\beta = 1.0770$ VAR(4)
	<i>Sin Cte. ni Tend.</i>		<i>Con Constante</i>		<i>Con Cte. y Tend.</i>
	VALOR CRITICO:		VALOR CRITICO:		VALOR CRITICO:
	$P_Z = 71.2751 > P_Z^C = 61.8949$		$P_Z = 89.7619 < P_Z^C = 109.2784^*$		$P_Z = 124.3933 > P_Z^C = 114.5502$
JOHANSEN	$\beta = 1.0173$		VAR(4)		
			Traza	Prob.	
			r=0	27.618	(0.000)**
			r≤1	0.0237	(0.924)
	NORMALIDAD J-B = 2216.82 [0.0000]				
	HETEROCEDASTICIDAD ARCH(12)=F:0.1701 [0.9944]				
	AUTOCORRELACION L-M(12) = F: 0.9415[0.4920]				

NOTA: (VI=4) Se utilizaron cuatro rezagos en las variables instrumentales en las estimaciones correspondientes. En el procedimiento de Johansen los asteriscos indican rechazo * al 5% y ** al 1%, de la hipótesis nula de r=0 vectores de cointegración y en la técnica COINTPO los asteriscos (*) denotan rechazo de la hipótesis nula de no cointegración, el orden del VAR(4) indica el número de rezagos utilizados para generar el vector de cointegración, para determinar el número correcto de rezagos se utilizaron los criterios Hannan-Quinn, Akaike y Schwartz, tanto para la técnica de Johansen como para la de COINTPO.

El procedimiento de Johansen, (1988), y el método COINTPO con constante permiten sostener una relación de equilibrio establecida por la PDI durante el régimen fijo y limitado por bandas, sin embargo en este periodo no parece sostenerse la HME, es decir por un lado permite reconocer una relación de cointegración pero por otro los residuales no sustentan el supuesto de normalidad, por lo que en algunos periodos los errores respaldan choques en el tipo de cambio que lo desviaron de su trayectoria, ahora bien de acuerdo con el concepto de cointegración los residuales deben ser estacionarios, por lo que puede inferirse que el tipo de cambio regreso a su trayectoria inicial manteniendo una relación de equilibrio con el diferencial de interés en el largo plazo, aunque dinámicas de corto plazo provoquen el rechazo de la HME. Los resultados de la técnica COINTPO no rechazan la hipótesis de cointegración cuando se considera un componente

de tendencia y cuando la constante no es incluida, esto puede ser evidencia de algún costo financiero asociado al comercio de divisas.

Para cada caso se estimaron las series de residuales y se comprobó como es su distribución, en algunos periodos los residuales tienen magnitudes extremas y un comportamiento leptocurtico. Así pese una relativa estabilidad del tipo de cambio de acuerdo a los regimenes cambiarios observados en este periodo, al igual que en la muestra 1996-2005 existen algunas observaciones que no es posible capturar mediante cualquiera de nuestros procedimientos, algunas conjeturas interesantes surgen de estos hechos, sin embargo continuando con el análisis se realizaron estimaciones para una tercera muestra, ya que es posible obtener mayor información acerca de los problemas de la distribución de los errores, estimando una muestra que contenga mayor evidencia acerca de los hechos económicos ocurridos en México.

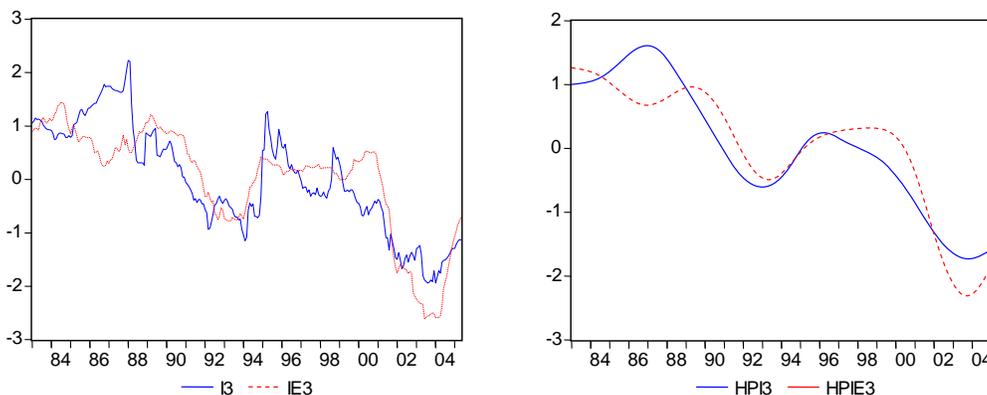
Los procedimientos FM-OLS y DOLS indican también que existe una prima por riesgo o costos de transacción representada por desajustes temporales de las estimaciones y la constante, ya que en este periodo resulto estadísticamente significativa y distinta de cero, el signo de la prima revela que esta prima es demandada por invertir en activos internos, pero esta en realidad no es la razón por la cual se pueda considerar el rechazo de la HME. Adicionalmente el estadístico L_c (bajo la técnica FM-OLS) indica nuevamente que los coeficientes son estables.

Al final del capítulo dos discutimos algunas teorías a las cuales se les suele relacionar con el desvío de la PDI, las cuales pueden ser inequívocamente interpretadas como evidencia de una prima de riesgo, solo en el caso donde el supuesto de eficiencia se sostenga, así mismo se explicaron y desarrollaron la forma en que se suele identificar la raíz de dichas desviaciones. Algunas de estas explicaciones constituyen fenómenos que se asocian a perturbaciones en cualquiera de los supuestos de la HME, como la falla en las expectativas.

Las crisis cambiarias experimentadas por el sistema monetario europeo en 1992 se les suele relacionar con fuertes periodos de alta volatilidad del tipo de cambio peso-dólar, los *shocks* externos en el 1998 como consecuencia de la crisis asiática y la crisis del 1995 han sido interpretadas como algunas de las explicaciones acerca del desvío de la condición PDI, y cuestionan la factibilidad de mantener un régimen cambiario flexible. Las autoridades monetarias al enfrentar presiones contra el peso como consecuencia de choques externos o ataques especulativos elevan las tasas de interés (este tipo de intervenciones tienen origen desde la aplicación de los saldos acumulados). La trayectoria del peso mexicano ha mostrado ciertos periodos de tranquilidad que luego han dado paso a periodos extremadamente volátiles. Los periodos de alta volatilidad están asociados con altas de depreciaciones representadas por saltos periódicos como consecuencia de presiones especulativas, Werner y Bazdresch (2002) encontraron evidencia acerca de los efectos sobre el tipo de cambio de dos regimenes, en uno de

ellos el tipo de cambio no presenta una tendencia marcada además lo consideran poco volátil y en otro encuentran depreciaciones positivas y alta volatilidad⁴⁴. Estas son consideraciones que los participantes del mercado toman en cuenta al invertir en valores denominados en moneda interna y dependiendo del rendimiento esperado, así como de la volatilidad de los valores exigen un mayor rendimiento esperado si hay una mayor volatilidad.

Grafico 4.3 Tasas de CETES Y CEDES de tres meses y filtro Hodrick-Prescott 1983:1-2005:5

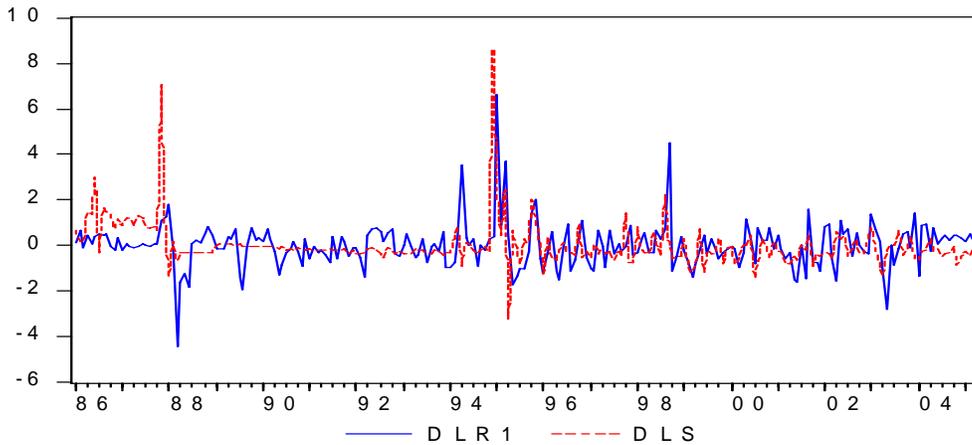


Fuente: Elaboración propia con datos de BANXICO y FED.

El régimen cambiario de libre flotación adoptado en México después de la devaluación de diciembre de 1994 presentó durante el primer año una gran inestabilidad, la cotización del peso frente al dólar inicio con abruptos movimientos y una trayectoria aceleradamente creciente, como resultado de un ambiente generalizado de incertidumbre macroeconómica. A partir del inicio de 1996, y al normalizarse la situación económica, dicha cotización mostró una reducción considerable en su volatilidad, además es posible que los participantes en este mercado aprendieran acerca de la dinámica implicada por este régimen, de modo que las expectativas sobre el comportamiento futuro de este precio se modero.

⁴⁴ Adicionalmente indican que el tipo de cambio esta por lo general, en un estado de baja volatilidad el 82.7% del tiempo entre 1996-1999 (Werner y Bazdresch,2002).

**Grafico 4.4. Variación del tipo de cambio y la tasa de interés interna
(Cetes 28 días) 1986:1-2005:5.**



Fuente: Elaboración propia con datos de Banco de México.
Nota: Las series de los datos están normalizados.

La ausencia de activos de largo plazo y la entrada de capitales de corto plazo plantean problemas de inestabilidad financiera. Una economía es más vulnerable cuando los flujos de capital que recibe son de corto plazo, ya que este tipo de capital por lo regular es capital especulativo. Un ejemplo de esto es la inversión en portafolios la cual es inversión de corto plazo en busca de ganancias especulativas, de tal modo la salida abrupta de capitales también esta asociada a la volatilidad del tipo de cambio. En algunos estudios la falla de la condición PDI se atribuye a burbujas especulativas, que provocan periodos en donde la tasa de interés y el tipo de cambio no se sujetan a una trayectoria cercana y como consecuencia periodos donde los errores de medición son muy altos y no pueden ser identificados con precisión algunos movimientos repentinos en las variables, debido a que las expectativas de devaluación o depreciación toman dimensiones extremas. El inicio de este fenómeno se presenta cuando el precio del tipo de cambio mantiene una tendencia a la alza, en este punto la demanda por este activo y ante una oferta inelástica provoca el recalentamiento del mercado y atrae la especulación; a medida que el precio sigue subiendo, los compradores escasean y el impulso ascendente del precio aminora. En ese punto, si los poseedores del activo y, las entidades financieras, advierten que si el precio del activo volviera a bajar, su balance se encontraría en una situación muy inestable, en ese momento el mercado es muy sensible y vulnerable a cualquier mala noticia, si los poseedores más informados, empiezan a liquidar sus posiciones, entonces inicia la presión a la venta. Hasta que al final las presiones contra la moneda cobran sentido y se presenta una mala noticia, provocando un cambio generalizado de las expectativas respecto a los activos que todos querían comprar pocos meses atrás. La ausencia de contrapartidas para las operaciones de venta y la súbita falta de liquidez del mercado propicia la caída del precio a niveles no previstos, generando variaciones

que no son consistentes con la trayectoria que mantenía hasta antes de este fenómeno, la presión especulativa genera tal reacción contra la moneda, que el diferencial de tasas de interés no podría explicar *per-se* la magnitud de esta variación, debido a que le es ajena en cierto sentido.

Incluso los costos asociados a un cambio de régimen, la falta de credibilidad sobre ese cambio de régimen y la desconfianza en las autoridades monetarias (debido por un lado a la suspicacia sobre la sostenibilidad de la política cambiaria o un giro precipitado en la conducción de la política monetaria) suelen tener efectos sobre las expectativas y el comportamiento del tipo de cambio. Un claro ejemplo de este efecto es el denominado problema del peso, esta anomalía en el mercado cambiario se asocia con una distorsión en las expectativas o en la falla del supuesto de expectativas racionales.

Por su parte Bilson (1981) interpreta las desviaciones de la PDI como evidencia de ineficiencias en el mercado más que como primas por riesgo. El muestra que las reglas comerciales basadas en las ecuaciones estimadas de beneficio un periodo adelante son económica y estadísticamente significativas. Al interpretar las ganancias de las reglas comerciales, los investigadores se han preguntado si estas ganancias son simplemente primas por riesgo. Bilson calcula la razón de intercambio ganancia/riesgo: por cada dólar que el especulador espera hacer, el rango de los límites de confianza de una pérdida de 1 a una ganancia de aproximadamente 3 unidades. Esto representa un muy favorable intercambio ganancia/riesgo. Hodrick y Srivistava (1984) examinan reglas comerciales igual que Bilson y encuentran algo menos que favorable al intercambio prima/riesgo.

Sin embargo Marston (1995) argumenta que estos resultados, debido a la metodología utilizada, no son aceptable y limita el avance en la evaluación de tales reglas de comercio. Incluso si las reglas de comercio generan ganancias ajustadas al riesgo, esto no implica necesariamente ineficiencias de mercado. Las ganancias por reglas comerciales pueden deberse a errores de pronóstico sistemáticos inclusive si los participantes del mercado están procesando la información en una manera racional. Hay por lo menos dos razones para los errores de pronósticos sistemáticos pero racionales.

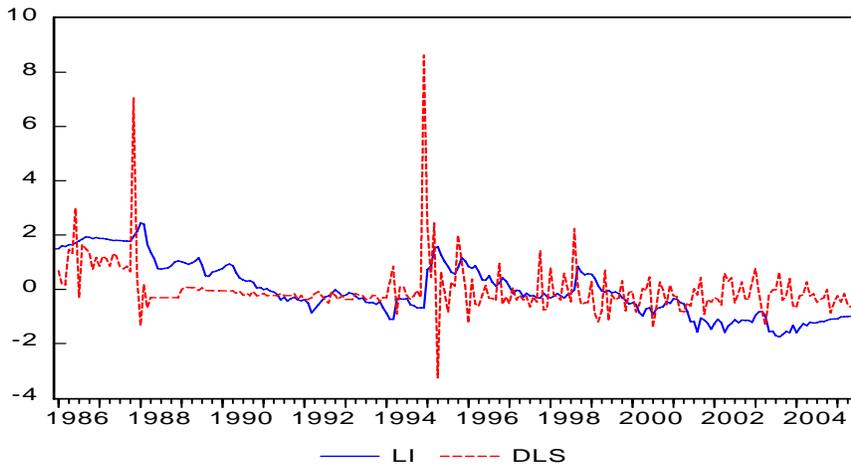
Primero, tal vez hay cambios discretos en regímenes que son esperados pero no realizados en un periodo de muestra particular. Este fenómeno corresponde al problema peso, este problema se puede encontrar en periodos de tipo de cambio fijo cuando hay posibilidades de cambios en la paridad, aunque también se pueden presentar en periodos de tipo de cambio flexible si esperan cambios importantes en los regímenes de política. Si los mercados participantes anticipan un cambio de régimen, ellos pueden sobre-estimar o sub-estimar sistemáticamente cambios en el tipo de cambio hasta que el cambio de régimen ocurra. Los errores de pronóstico pueden ser también sistemáticos debido a que los participantes del mercado

pueden estar aprendiendo acerca de los cambios de régimen que han tenido lugar Marston, (1995).

El problema del peso surge cuando existe en los inversionistas una alta incertidumbre acerca de un cambio futuro de un régimen determinado a otro. Esto es debido a que un sistema económico nuevo implicara posibles variaciones en los fundamentales e implica un nuevo aprendizaje, en general este problema ha sido usado para explicar varias situaciones dónde hay una pequeña probabilidad positiva de un evento importante y los inversionistas toman en cuenta esta probabilidad al fijar los precios del mercado. De esta manera las expectativas en el transcurso del dicho aprendizaje podrían estar sobradas y provocar movimientos inesperados en las variables realizadas. Este fenómeno tuvo lugar en México en 1995 y provoco fuertes incrementos en el tipo de cambio, estos incrementos al parecer fueron asimilados aunque en una magnitud menor por la tasa de interés, indicando un acercamiento en la relación tipo de cambio-tasa de interés. Sin embargo los movimientos del tipo de cambio no fueron asimilados de forma consistente por los diferenciales de interés, por lo menos no de manera significativa hasta principios de la flexibilización del peso, aun incluso cuando la variación del tipo de cambio se redujo a principios del 1997 con respecto de 1995 y la tendencia de los diferenciales de interés disminuyo, las variaciones del tipo de cambio no son explicadas de manera clara, como se aprecia en la grafica (4.5).

Este último argumento toma sentido con los cambios sobre el régimen cambiario y es posible capturarlo en una muestra más amplia, por tal motivo se considero dentro del análisis, para la misma especificación, bajo los mismos criterios y técnicas de estimación ya descritos.

**Grafico 4.5 Variación del tipo de cambio y el diferencial de interés de un mes
1985:12-2005:5**



Fuente: Elaboración propia con datos de BANXICO y la reserva federal de E.U.A.

En el cuadro 4.7 se muestran los resultados sintetizados de las estimaciones para la muestra 1986:1-2005:3 las estimaciones obtenidas son consistentes con las de una muestra menor, así los coeficientes obtenidos para este último periodo se aproximan considerablemente a los valores teóricos, debido a que los coeficientes de las tasas de interés son muy cercanos a uno y significativos, pero se vuelve a presentar el mismo problema de normalidad en los errores, arrojando estimaciones que no son eficientes, de tal manera que es posible que el cambio de régimen y el proceso de apertura y desregulación financiera hayan provocado ataques especulativos que a su vez generaron periodos de alta inestabilidad en el peso. Como se puede observar el error cuadrático medio reportado en la técnica MCO es muy alto, indicando el bajo poder predictivo del modelo lo que implica que el diferencial de interés no ha sido suficiente para poder pronosticar el tipo de cambio un periodo adelante.

El hecho de que la relación haya sido positiva en promedio durante el segundo lustro de los noventa hasta el 2005, justifica el signo del coeficiente obtenido, así para ambos plazos de madurez de tasas de interés, la relación es proporcional, en gran medida debido al componente rezagado del tipo de cambio, sin embargo la variación o crecimiento de la tasa *spot* es explicado exclusivamente por los diferenciales de interés, por lo que las variaciones de la tasa de interés son seguidas por depreciaciones, el ajuste del tipo de cambio a la condición PDI hasta antes de 1995, parece tener un menor impacto, es decir las desviaciones halladas sobre esta condición en la muestra 1983-1994, constituyen un enérgico rechazo de esta condición, manifestada en dos puntos principales, coeficientes más alejados del valor teórico y errores de medición marcadamente mayores, en relación con los resultados obtenidos en la muestra 1996-2005.

Cuadro 4.7

<i>PDI</i> (1986:1-2005:5)	MCO	GMM(VI)	Johansen	FMOLS	COINTPO	DOLS
Coficiente β (1 mes)	1.002913	1.0014295	1.0014	1.0032	1.00342	1.00295
Coficiente β (3 meses)	1.002856	1.00135844	1.0000	1.0030	1.00336	1.00289

Nota: Estos valores son los coeficientes del diferencial de interés, cuando la ecuación se especifica sin constante y sin tendencia.

Empleamos también la prueba de *Wald* para corroborar el valor de los coeficientes estimados de esta última muestra (1986:1-2005:5), los resultados se reportan en el cuadro (4.5), los datos en este periodo no rechazan la hipótesis nula sobre la restricción de los parámetros para ambos plazos de los diferenciales de interés, los coeficientes del diferencial de interés de uno y tres meses son muy cercanos al valor teórico de la condición PDI, no obstante la discusión del capítulo dos aporta argumentos de los cuales se desprende que la evidencia mostrada en esta sección es necesaria pero no suficiente para el sostenimiento de la HME, en particular en el caso de la regresión por el método DOLS el término constante es estadísticamente significativo y la prueba de *Wald* no rechaza la hipótesis nula de $\alpha = 0$, esta evidencia aporta argumentos en favor

de la PDI, en virtud de que las variaciones del tipo de cambio son proporcionales a una variación del diferencial de interés y la prima por riesgo es nula y se consideraría que existe una relación de equilibrio representado la teoría de paridad de interés, empero los residuales pronosticados tienen una distribución leptocúrtica que representa una violación de los supuestos básicos de regresión. Es imprescindible destacar que la falla del supuesto de normalidad descartaría por completo la validez de esta prueba, no obstante aunque no se presume completamente válido el supuesto asintótico sobre las distribuciones *en este caso* (por el número limitado de datos), la prueba de *Wald* se estimó con la intención incorporar algún tipo de información extra.

Cuadro 4.8.

PARIDAD DESCUBIERTA DE TASAS DE INTERES Prueba de Wald sobre Restricción en los Parámetros PERIODO 1986:1-2005:5				
PLAZO 1 MES			PLAZO 3 MESES	
	$\beta=1$	$\alpha=0$	$\beta=1$	$\alpha=0$
MCO	$\chi^2(1)=1.9401(0.1637)$		$\chi^2(1)=1.8668(0.1718)$	
GMM(VI)	$\chi^2(1)= 1.3902(0.2383)$		$\chi^2(1)= 1.2322(0.2669)$	
FMOLS	$\chi^2(1)= 0.0201(0.8872)$	$\chi^2(2)=\mathbf{0.5124(0.4748)}$	$\chi^2(1)= 0.0199(0.8877)$	$\chi^2(2)=\mathbf{0.4945(0.4826)}$
DOLS	$\chi^2(1)=1.3435$	$\chi^2(2)=\mathbf{1.5936}$	$\chi^2(1)=1.3595$	$\chi^2(2)=\mathbf{2.0637}$
COINTPO	$\chi^2(1)=1.1873$	$\chi^2(2)=\mathbf{0.1438}$	$\chi^2(1)=1.5508$	$\chi^2(2)=\mathbf{1.0499}$
JOHANSEN	$\chi^2(1)=1.3931$		$\chi^2(1)=0.0000$	

NOTA: (**)Indica Rechazo de la Hipótesis Nula al 5%, (*) Indica Rechazo de la Hipótesis Nula al 10%. Los datos en negritas indican una prueba de parámetros conjunta para $\beta=1$, $\alpha=0$.

La falla de la condición PDI ha sido atribuida en algunos estudios importantes (McCallum, 1994 y Engel, 1996) a que la prima *forward* o el diferencial de la tasa de interés, esta negativamente correlacionado con el rendimiento futuro del tipo de cambio. Aun cuando muchas investigaciones se han concentrando en estudiar la anomalía de la prima *forward*, una parte importante del fenómeno ha quedado vagamente explicado, por lo que algunos autores como Mark y Young-Kyu (2003) argumentan que tal anomalía emerge como resultado de las intervenciones poco anticipadas del banco central en el mercado de cambio extranjero, por lo que desviaciones de PDI no representan oportunidades de ganancia ni compensación por riesgo. Ellos argumentan que hay varias razones para pensar que este argumento es válido; primero, teorías de la prima por riesgo dan una explicación pobre cuando son confrontadas por los datos, las investigaciones empíricas de valuación de activos que explican la anomalía en términos de una riesgo variante en el tiempo característicamente encuentran que la covarianza entre el rendimiento del tipo de cambio y el crecimiento del consumo (en modelos ínter temporales de valuación de activos) es insignificante y muy pequeña para explicar los resultados. Las teorías *cuasi* racionales como aquéllas que hacen énfasis en la inclusión de ruido de riesgo del agente pueden explicar la anomalía de la prima a plazo pero no se prestan hacia la identificación y comprobación directa.

Segundo, es posible que cualquier predicción de ganancia por la anomalía de la prima *forward* no sea económicamente significativa.

Una de las primeras conclusiones debido a los resultados empíricos y de acuerdo con el argumento de Hakkio y Mark Rush (1989) es que los errores de la estimación no solo deben ser estacionarios si no que están obligados a ser ruido blanco para que se pueda sostener la HME. Lo anterior puede ser interpretado como una prueba determinante de la hipótesis de eficiencia ya que un sesgo por parte de los errores indicaría también el uso ineficiente de la información por lo menos en periodos de ajuste político, crisis económica y ante efectos externos negativos.

Como ya se menciona al estimar la PDI con la muestra completa (1985:12-2005:5), es posible capturar el efecto que pudo haber tenido un cambio de régimen sobre la hipótesis, pero además es posible apreciar el impacto de la crisis de 1995 y los efectos de la crisis asiática en el 1998. Un ejemplo ilustrativo de la importancia de la relación entre el tipo de cambio y las tasas de interés viene dado de los eventos en México debido a las consecuencias de la crisis Rusa de 1998. Ogaki y Santaella (2002) indican que lo que solía ser una curva del rendimiento de apariencia normal antes de la crisis Rusa, se volvió altamente invertida ante el ataque de la crisis así el peso mexicano se vio bajo mucha presión de venta y se depreciaba muy rápidamente. De tal manera que, por lo menos durante este episodio la conducta de las tasas de interés no se conformó a la sabiduría convencional. Es más, la consecuencia de estos grandes cambios en la curva de rendimiento fue una gran pérdida capital para los poseedores de instrumentos a corto plazo, especialmente en los bancos mexicanos. Los efectos entonces provocados sobre la condición PDI son directos, induciendo a una desviación de esta condición.

Los resultados en general no generaron evidencia concluyente acerca de la HME, la violación de distribución normal en los residuales limita de manera inequívoca cualquier conclusión sobre la PDI, la ineficiencia de los estimadores no permiten hacer algún tipo de inferencia, pero de cualquier modo si revela una probable limitación de los procedimientos utilizados para pronosticar y modelar empíricamente la condición PDI. No obstante si aporta información sobre una relación de equilibrio de largo plazo con desajustes temporales.

Existe evidencia Baldwin (1990) acerca de que la relación entre la expectativa del tipo de cambio y los diferenciales de interés⁴⁵ podría no ser lineal debido a la presencia de costos de transacción, intervenciones del banco central y límites a la especulación, en algunos casos se ha mostrado que incluso pequeños costos de transacción generaran una banda en la cual no tendrá lugar el comercio y por lo tanto el cambio esperado del tipo de cambio *spot* no será afectado por los diferenciales de interés.

⁴⁵ Así mismo la prima *forward*.

Cuadro 4.9.

PARIDAD DESCUBIERTA DE TASAS DE INTERES: MÉXICO-EE.UU. PERIODO 1996:1-2005:5						
	PLAZO 1 MES			PLAZO 3 MESES		
MCO	$\beta=1.001844(0.000)$	$R^2 = 0.962498$		$\beta=1.001778(0.000)$	$R^2 = 0.962530$	
	NORMALIDAD J-B = 69.657(0.0000)			NORMALIDAD J-B = 69.354(0.0000)		
	HETEROCEDASTICIDAD ARCH (8)=F:0.696(0.695)			HETEROCEDASTICIDAD ARCH (8)=F:0.699(0.692)		
	AUTOCORRELACION L-M (8) = F: 0.852(0.560)			AUTOCORRELACION L-M (8) = F: 0.847(0.563)		
	ERROR CUADRÁTICO MEDIO (RMSE) = 0.226612			ERROR CUADRÁTICO MEDIO (RMSE) = 0.226515		
GMM(VI)	$\beta=1.0034143(0.0000)$			$\beta=1.00212992(0.0000)$		
	t = 565.1			t = 613.6		
	NORMALIDAD J-B = 64.35811(0.0000)			NORMALIDAD J-B = 64.06497(0.0000)		
	SOBRE IDENTIFICACION: $\chi^2= 11.5424(0.3989)$			SOBRE IDENTIFICACION: $\chi^2= 9.6062(0.5661)$		
FMOLS	$\beta=1.0032 (0.0000)$	t = (63.4779)		$\beta=1.0036 (0.0000)$	t = (63.4770)	
	$\alpha=-0.0111$	t = (-0.0728)		$\alpha= -0.0148$	t = (-0.0976)	
	ESTADISTICO L_c = 71.63632			ESTADISTICO L_c = 74.57766		
DOLS	$\beta=1.00184 (0.0000)$	$R^2 = 0.962498$		$\beta=1.00178 (0.0000)$	$R^2 = 0.962530$	
	NORMALIDAD J-B = 94.95065 (0.0000)			NORMALIDAD J-B = 94.41591 (0.0000)		
	CON CONSTANTE			CON CONSTANTE		
	$\beta=0.97564 (0.0000)$	$\alpha=0.25337 (0.1492)$		$\beta=0.97594 (0.0000)$	$\alpha=0.24985(0.1550)$	
	$R^2 = 0.963203$			$R^2 = 0.963215$		
	NORMALIDAD J-B = 82.10340 (0.0000)			NORMALIDAD J-B = 81.71578 (0.0000)		
COINTPO	$\beta=1.00212$	$VAR(4)$ Sin Cte. ni Tend.		$\beta=1.00206$	$VAR(4)$ Sin Cte. ni Tend.	
	VALOR CRITICO: $P_z = 71.2751 < P_z^C = 99.3492^*$			VALOR CRITICO: $P_z = 71.2751 < P_z^C = 99.3822^*$		
	$\beta=0.99399$	$VAR(4)$ CON CONSTANTE		$\beta=0.99429$	$VAR(4)$ CON CONSTANTE	
	VALOR CRITICO: $P_z = 89.7619 < P_z^C = 100.4769^*$			VALOR CRITICO: $P_z = 89.7619 < P_z^C = 100.5189^*$		
	$\beta=0.99863$	$VAR(4)$ CON CONST. Y TEND.		$\beta= 0.99861$	$VAR(4)$ CON CONST. Y TEND.	
	VALOR CRITICO: $P_z = 124.3933 > P_z^C = 104.3127$			VALOR CRITICO: $P_z = 124.3933 > P_z^C = 104.3528$		
JOHANSEN	$\beta= 0.99944$	$VAR(4)$		$\beta=0.99945$	$VAR(4)$	
		Traza	Prob.		Traza	Prob.
	r=0	16.404	(0.009)**	r=0	15.891	(0.011)*
	r≤1	2.2662	(0.155)	r≤1	2.3023	(0.151)
	NORMALIDAD J-B =716.5578 [0.0000]			NORMALIDAD J-B = 713.4338 [0.0000]		
	HETEROCEDASTICIDAD ARCH(12)=F:1.0583 [0.40]			HETEROCEDASTICIDAD ARCH (12)=F: 1.059 [0.40]		
	AUTOCORRELACION L-M(12) = F:0.66118 [0.7947]			AUTOCORRELACION L-M(12) = F: 0.6567 [0.7987]		

NOTA: (VI=4) Se utilizaron cuatro rezagos en las variables instrumentales en las estimaciones correspondientes. En el procedimiento de Johansen los asteriscos indican rechazo * al 5% y ** al 1%, de la hipótesis nula de r=0 vectores de cointegración y en la técnica COINTPO los asteriscos (*) denotan rechazo de la hipótesis nula de no cointegración, el orden del VAR(4) indica el número de rezagos utilizados para generar el vector de cointegración, para determinar el número correcto de rezagos se utilizaron los criterios Hannan-Quinn, Akaike y Schwartz, tanto para la técnica de Johansen como para la de COINTPO.

Otro argumento es presentado por Lyons (2001) en su hipótesis sobre los límites a la especulación, desarrolla un estudio sobre las dinámicas no lineales en la condición PDI e indica que existe una banda de inacción para el coeficiente de la pendiente, tal como las que existen dentro de las instituciones financieras, las cuales podrían no tener incentivos para implementar una estrategia monetaria ya que una estrategia de compra y venta de acciones, tendría una alta ganancia por unidad de riesgo, es solo cuando la estrategia monetaria tiene una razón *Sharp* (La razón *Sharp* se define como: $\frac{E[R_s - R_{r,f}]}{\sigma_s}$, donde $E[R_s]$ es el rendimiento esperado sobre la estrategia, $R_{r,f}$ es la tasa de interés libre de riesgo y σ_s es la desviación estándar de los rendimientos para la estrategia) más alta que el nivel inicial, cuando la desviación de la PDI será lo suficientemente alta para ser vista como una gran oportunidad por lo tanto no se puede esperar que la PDI se mantenga cuando la razón *Sharp* esta dentro de una banda de inacción pero el regreso a la condición PDI podría acelerarse con la estrategia monetaria de razón *Sharp*. Lo que implica para los valores pequeños de la razón (prima/descuento *forward*) el coeficiente del intercepto y la pendiente se alejen de los valores teóricos de la condición PDI, y para grandes primas plantearan valores consistentes con la PDI en la ecuación (4.3). Estos argumentos implican que los límites para la especulación crean una banda de razones *Sarph* y por lo tanto una banda para la prima *forward* donde la PDI no se sostiene y las tasas spot y forward pueden no estar relacionadas e incluso mantenerse en direcciones opuestas, pero se puede esperar el regreso a la condición PDI cuando la prima *forward* (y por lo tanto los ratios *Sarph* de estrategia monetaria) llega a ser más y más grande.

Baillie y Rehim (2004) encontraron evidencia similar sujeta aun criterio distinto e indican que la relación de los rendimientos del tipo de cambio y la prima *forward* rezagada puede ser caracterizada por un modelo no lineal lo cual permite variaciones de tiempo de la relación PDI y el retorno no lineal hacia la PDI para nueve de los mas importantes tipos de cambio respecto al dólar, la dinámica no lineal que encuentran, se caracteriza principalmente por regímenes que dependen de si la prima sobre el dólar es lo suficientemente alta, si es pequeña y dentro los límites de la banda, y si es negativa y suficientemente grande (es decir el dólar es evaluado a un descuento suficientemente grande) el régimen mas bajo esta caracterizado por desviaciones persistentes de la PDI, el régimen medio el cual puede ser considerado como un régimen de transición entre dos regímenes extremos es un poco menos frecuente y el régimen mayor donde la PDI donde la PDI se mantiene, la dinámica no lineal que ellos encuentran indica que la relación *spot-forward* es asimétrica en el sentido de que el ajuste hacia la condición PDI ocurre solo cuando el dólar es evaluado como una prima que es lo suficientemente grande para atraer capital especulativo y/o inducir a los inversionistas a tomar decisiones (cambiar sus portafolios o cambiar

entre activos denominados en dólares o activos denominados en otras monedas) que causaran ajustes en dirección de la PDI. Según Baillie y Rehim (2004) los modelos estimados sugieren que la relación entre el tipo de cambio *spot* y *forward* puede ser caracterizado por un equilibrio en el cual, cuando la prima sobre una determinada moneda es mas pequeña que el nivel inicial, entonces hay una desviación estadísticamente significativa de la PDI y por lo tanto ocurre la anomalía de la PDI, mientras que cuando la prima es mas alta que en un principio las desviaciones de la PDI desaparecen de acuerdo al tamaño de la prima.

Esto es consistente con las implicaciones generales de otros trabajos teóricos sobre las características de las dinámicas de tipo de cambio en presencia de costos de transacción y/o en presencia de límites a la especulación en el mercado cambiario. Su evidencia también indica que hasta antes de finales de los ochentas, y aproximadamente después de 1994, la relación PDI esta mejor caracterizada por desviaciones persistentes aun entre los que se sostenía la PDI. Ellos explican parcialmente a su vez, porque los estudios que utilizan datos hasta antes de finales de 1980 han rechazado la condición PDI de forma contundente y aquellas investigaciones con datos de la década de los noventa han hallado rechazos mas débiles de la PDI, así mismo señalan que las estimaciones de regresión convencionales podrían generar la conocida anomalía de la PDI o el enigma de la prima *forward*, además sostienen que existe previsibilidad del exceso de ganancia del tipo de cambio sobre la base de la prima *forward* rezagada.

Cuadro 4.10

PARIDAD DESCUBIERTA DE TASAS DE INTERES PERIODO 1986:1-2005:5		
	PLAZO 1 MES	PLAZO 3 MESES
MCO	$\beta = 1.002913(0.0000)$ $R^2 = 996038$ NORMALIDAD J-B = 2776.7(0.0000) HETEROCEDASTICIDAD ARCH (12)=F: 1.79(0.050) AUTOCORRELACION L-M (12) = F: 1.759(0.056287) ERROR CUADRÁTICO MEDIO (RMSE) = 0.2248	$\beta = 1.002856(0.0000)$ $R^2 = 0.996043$ NORMALIDAD J-B = 2777.8(0.0000) HETEROCEDASTICIDAD ARCH (12)=F:1.79(0.051) AUTOCORRELACION L-M (12) = F:1.7594(0.05634) ERROR CUADRÁTICO MEDIO (RMSE) = 0.2247
GMM(VI)	$\beta = 1.0014295(0.0000)$ t = 552.47 NORMALIDAD J-B = 2576.911(0.0000)	$\beta = 1.0013584470(0.0000)$ t = 555.40 NORMALIDAD J-B = 2587.17(0.0000)
FMOLS	SOBRE IDENTIFICACION: $\chi^2 = 9.720124(0.7166449)$ $\beta = 1.0032(0.0000)$ t = (233.3437) $\alpha = 0.0044$ t = (0.1441)	SOBRE IDENTIFICACION: $\chi^2 = 9.772402(0.5509686)$ $\beta = 1.0030(0.0000)$ t = (233.8509) $\alpha = 0.0039$ t = (0.1277)
DOLS	ESTADISTICO $L_c = 99.72274$ $\beta = 1.00295(0.0000)$ $R^2 = 0.996035$ NORMALIDAD J-B = 2873.99453 (0.0000) CON CONSTANTE $\beta = 1.00015(0.0000)$ $\alpha = 0.02292(0.4342)$ $R^2 = 0.996046$	ESTADISTICO $L_c = 102.31973$ $\beta = 1.00289(0.0000)$ $R^2 = 0.996040$ NORMALIDAD J-B = 2881.67533 (0.0000) CON CONSTANTE $\beta = 1.00016(0.0000)$ $\alpha = 0.02234(0.4458)$ $R^2 = 0.996050$
COINTPO	NORMALIDAD J-B = 2840.52392 (0.0000) $\beta = 1.00342$ VAR(4) Sin Cte. ni Tend. VALOR CRITICO: $P_Z = 71.2751 < P_Z^C = 228.1736^*$ $\beta = 1.00216$ VAR(4) CON CONSTANTE VALOR CRITICO: $P_Z = 89.7619 < P_Z^C = 228.1089^*$ $\beta = 0.99488$ VAR(4) CON CONST. Y TEND.	NORMALIDAD J-B = 2848.49514 (0.0000) $\beta = 1.00336$ VAR(4) Sin Cte. ni Tend. VALOR CRITICO: $P_Z = 71.2751 < P_Z^C = 228.2020^*$ $\beta = 1.00217$ VAR(4) CON CONSTANTE VALOR CRITICO: $P_Z = 89.7619 < P_Z^C = 228.1409^*$ $\beta = 0.99464$ VAR(4) CON CONST. Y TEND.
JOHANSEN	VALOR CRITICO: $P_Z = 124.3933 < P_Z^C = 229.6190^*$ $\beta = 1.0014$ VAR(4) Traza Prob. r=0 27.089 (0.000)** r≤1 0.45291 (0.501) NORMALIDAD J-B = 2716.38192(0.0000) HETEROCEDASTICIDAD ARCH(12)=F: 1.074 [0.39] AUTOCORRELACION L-M(12) = F: 0.6784 [0.7787] VAR(5)	VALOR CRITICO: $P_Z = 124.3933 < P_Z^C = 229.6897^*$ $\beta = 1.0000$ VAR(4) Traza Prob. r=0 1289.9 [0.000]** r≤1 1.7286 [0.221] NORMALIDAD J-B = 2703 [0.0000] HETEROCEDASTICIDAD ARCH (12)=F: 1.065[0.39] AUTOCORRELACION L-M(12) = F: 0.6613[0.7946] VAR(4)

NOTA: (VI=4) Se utilizaron cuatro rezagos en las variables instrumentales en las estimaciones correspondientes. En el procedimiento de Johansen los asteriscos indican rechazo * al 5% y ** al 1%, de la hipótesis nula de r=0 vectores de cointegración y en la técnica COINTPO los asteriscos (*) denotan rechazo de la hipótesis nula de no cointegración, el orden del VAR(4) indica el número de rezagos utilizados para generar el vector de cointegración, para determinar el número correcto de rezagos se utilizaron los criterios Hannan-Quinn, Akaike y Schwartz, tanto para la técnica de Johansen como para la de COINTPO.

Por otro lado ellos encuentran que la dinámica no lineal es consistente con implicaciones generales de los modelos con costos de transacción, comerciantes heterogéneos, y la hipótesis de límites a la especulación (en el sentido que los negociantes del tipo de cambio tomaran decisiones que inducirán al ajuste hacia la PDI solo cuando desviaciones de la razón PDI sobre la prima *forward* es suficientemente grande). Aunque sus resultados también son consistentes con la banda de inacción argumentada por otros estudios como el de Lyons (2001), ellos no intentan probar directamente esta hipótesis. En este sentido, existe evidencia en donde se sugiere que para caracterizar la relación PDI, es necesario ampliar los criterios con los cuales se pretenda probar empíricamente esta condición, en este caso motivada por la hipótesis de límites a la especulación, para comprender la naturaleza de la condición de eficiencia del tipo de cambio.

En general hay evidencia consistente entre distintos estudios donde reportan dinámicas asimétricas similares en la relación PDI, por ejemplo Bansal y Dahlquist (2000) muestran que la respuesta del tipo de cambio difiere dependiendo de si el diferencial de tasas de interés es positivo o negativo, entonces cuando el diferencial de interés es positivo, el coeficiente de la pendiente de la prima *forward* es negativo y por lo tanto la PDI suele rechazarse, por el contrario cuando el valor del diferencial de interés es negativo la pendiente de la prima *forward* en la hipótesis de insesgamiento es positivo y la probabilidad de que la PDI se sostenga es mayor. Los resultados de Baillie y Rehim (2004) identifican dinámicas no lineales en conjuntos de datos distintos al igual que algunos otros estudios. En particular la evidencia que encuentran indica que las desviaciones de la PDI son caracterizadas por dos regímenes uno interno con desviaciones persistentes de la PDI y uno externo don de la PDI se sostiene contrasta su evidencia con los ellos, en que su modelo de desviaciones de la PDI implica que para desviaciones positivas y negativas o para primas positivas y negativas se llevara a cabo el ajuste hacia la PDI. En otras palabras, el modelo exponencial que ellos utilizan implica que las desviaciones de la PDI serán corregidas de una manera simétrica mientras que estos resultados implican una dinámica asimétrica la cual es consistente con la evidencia reportada en la literatura empírica. Todas las evidencias indican que la dinámica de la PDI sea más complicada de lo que uno podría pensar bajo una especificación lineal para entender mejor estas complicaciones Baillie y Rehim (2004).

Por otra parte, la teoría de la Paridad de Interés implica que si las tasas de interés interna son mayores que las tasas de interés externas la moneda externa se estaría vendiendo a premio en el mercado *forward*. Por el contrario, si la tasa de interés interna fueran menores que las tasas de interés externas la moneda externa se estaría vendiendo a descuento, Baillie y Rehim (2004) argumentan que cuando el dólar es evaluado a descuento o cuando la prima en dólares es pequeña, entonces existirán significativas y persistentes desviaciones de la HME y por lo tanto la

PDI no se sostiene, por el contrario en periodos en los que la prima *forward* es positiva y suficientemente grande el ajuste hacia la PDI es rápido y la PDI parece sostenerse.

Aun así se presenta evidencia a saber si estas complicaciones pueden estar igualmente presentes en las condiciones HI y PCI. Por ejemplo el rechazo de la PCI indicaría *empíricamente* que los diferenciales de tasas de interés no explican de manera contundente la variación esperada del tipo de cambio (no obstante mantienen una relación de equilibrio), y por lo tanto la hipótesis de eficiencia solo pondría representarse como la hipótesis de insesgamiento, por otro lado una forma de comprobar si una vez que los agentes se han cubierto del riesgo cambiario, los diferenciales de interés son compensados por variaciones de la prima *forward* de tal modo que las expectativas de depreciación sean explicadas mediante los movimientos de las tasas de interés, es estimando la condición PCI, esta última condición puede aportar información adicional acerca de cuales son algunos de los argumentos por los cuales la HME no se sostiene.

4.3. Hipótesis de Insesgamiento

La hipótesis de insesgamiento esta representada por el valor futuro del tipo de cambio *spot* en función de el tipo de cambio *forward*, si la tasa *forward* es el mejor estimador del tipo de cambio *spot* futuro, entonces los operadores trabajan con expectativas racionales y el mercado del tipo de cambio es eficiente. El argumento anterior requiere entonces que la tasa *forward* sea un estimador con elasticidad unitaria del valor futuro del tipo de cambio *spot*.

Al suponer que los agentes son *neutrales al riesgo*, se entiende que la prima por riesgo es igual a cero, y que los agentes utilizan toda la información disponible racionalmente, tal que la expectativa de ganancias de los especuladores es cero, estas son propiedades comúnmente impuestas en la teoría internacional de los modelos macroeconómicos. En general esta combinación de supuestos es resumida al decir que el mercado que sostiene estas condiciones es eficiente.

Ya se ha discutido que la aceptación de la hipótesis de insesgamiento implica que el tipo de cambio *spot* y *forward* se mueven juntos en el tiempo y entonces se dice que están cointegrados.

Sin embargo también se ha comprobado que esta característica esta lejos de ser el mas importante al evaluar la HME.

De esta manera es posible precisar algunas restricciones que se deben (o se deberían) verificar cuando se acepta que el mercado es eficiente y que en el caso particular de la hipótesis de insesgamiento resultan imprescindibles:

- el coeficiente de la tasa *forward* o del vector de cointegración de la tasa *forward* f_t debe de ser 1 ya que de no ser así, la tasa *forward* no sería un estimador insesgado de la tasa *spot* futura,
- no debe existir una prima por riesgo variante bajo condiciones de neutralidad al riesgo, el término de error deberá ser estacionario o incluso ruido blanco, $s_{t+1} - f_t = u_t$ suponiendo que la primera hipótesis se verifica, las series del tipo de cambio *spot* y *forward* no se apartarán en el transcurso del tiempo.
- La hipótesis de expectativas racionales debe cumplirse, esto implicara que los agentes de determinado mercado no cometen errores sistemáticos.

Este conjunto requisitos pueden estar relacionados en la HI cuando se consideran costos de transacción igual a cero, implicando que la tasas *forward* y *spot* están cointegradas. De este modo el comportamiento de la hipótesis de insesgamiento puede representarse de la siguiente manera:

$$s_{t+1} = a + bf_t + e_t \quad (4.4)$$

No obstante se ha considerado los argumentos sobre el orden de integración de cada una de estas series, con la finalidad de determinar que esta especificación es adecuada se aplico el mismo conjunto de pruebas de raíces unitarias enumeradas en la sección anterior. Los resultados obtenidos sobre el orden de integración de las tasas *forward* y *spot* revelan que ambas series son no estacionarias y tienen el mismo orden de integración I(1) por lo que la especificación (4.4) es viable. Asimismo para comprobar empíricamente la HI se utilizaron las mismas técnicas de estimación que ya se han descrito. Los datos utilizados son mensuales y corresponden al tipo de cambio *spot*⁴⁶ y *forward* con vencimiento a un mes del mercado de derivados (MEXDER) y del mercado de Chicago, para el periodo de 1996:1-2005:5.

En esta sección se analiza empíricamente si el tipo de cambio *forward* en México ha sido un estimador insesgado del tipo de cambio *spot* durante el periodo 1996:1 a 2005:5.

Bajo esquemas de un mercado con ausencia o insuficiencia de información el mercado *forward* es utilizado para ayudar a los agentes a formar sus expectativas sobre el comportamiento (en este caso) del tipo de cambio *spot* futuro, de esta manera se genera un proceso especulativo que da como resultado un sesgo significativo en el mercado *forward-spot*. Un sesgo en el mercado de futuros puede tener diversas causas, como la intervención del banco central, problemas en el procesamiento de la información, la presencia de un riesgo variable o burbujas especulativas o incluso el conocido problema del peso (Galindo y Perrotini, 1996).

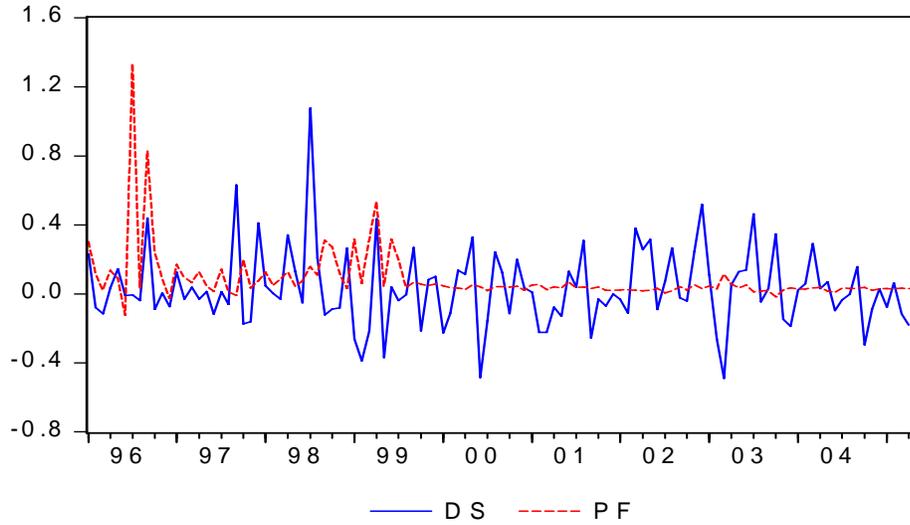
⁴⁶ Los datos de la tasa *spot* proceden de la misma fuente.

En el cuadro 4.12 se presentan de manera resumida los resultados de las estimaciones para la condición HI, los resultados abarcan el periodo 1996:1 a 2005:5⁴⁷, los coeficientes β de la tasa *forward* tienen un valor cercano a uno, esto indicaría que la HI se satisface en este punto, el procedimiento de Johansen y COINTPO revelan que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre estas dos tasas y FM-OLS sostiene que coeficiente es consistente en el transcurso del tiempo. Esta ecuación también se estimó por el método GMM y se enriqueció con un conjunto de información bajo el cual los agentes económicos podrían basarse para formar sus expectativas (para este fin se utilizaron las mismas variables instrumentales que en la condición PDI), este procedimiento también revela un coeficiente muy aproximado a uno y estadísticamente significativo, para esta última técnica el coeficiente de sobreidentificación indica que el término de error no está correlacionado con alguno de los instrumentos (*ver cuadro 4.13*), es claro que bajo cualquier técnica incluyendo MCO y DOLS los coeficientes no se alejan significativamente del valor uno, esto puede conducir a estimaciones insesgadas del tipo de cambio *spot*, sin embargo pese que los errores de estimación son $I(0)$ presentan un fuerte sesgo, es importante decir que estos sesgos o despuntes de los errores están relacionados con oportunidades de arbitraje en algunos periodos, no obstante en estos periodos notables errores de medición coinciden con fenómenos de alta volatilidad del tipo de cambio, crisis internas o efectos de contagio en el periodo de estudio, que a su vez provocaron ataques especulativos y presiones contra el peso.

Al igual que en la condición de paridad descubierta se empleó la prueba de *Wald* para comprobar que los valores estimados de los coeficientes son $\beta=1$ y $\alpha=0$, es importante aclarar que la restricción sobre los parámetros en el contexto de la HI es imprescindible, ya que este hecho representa de manera directa la precisión que tienen las expectativas de los agentes sobre los movimientos futuros del tipo de cambio. El cuadro 4.11 muestra los valores estimados para esta prueba. La evidencia indica el rechazo de la hipótesis nula, por lo que las expectativas que los agentes han formado para el tipo de cambio futuro fallan de manera sistemática, además la falla en los residuales en el contexto de su comportamiento no normal revelaría que las fallas no son del todo aleatorias, por lo que es posible que algunos agentes obtengan beneficios provenientes de procesos no aleatorios, con lo que se violaría la HEM.

⁴⁷ Todos los datos están en logaritmos.

Grafica 4.6 Variación del tipo de cambio y prima forward 1998-2005



Fuente: Elaboración propia con datos de MEXDER y BANXICO

La trayectoria del tipo de cambio en México mantuvo variaciones no anticipadas por los agentes, este argumento se puede esquematizar en la grafica 4.6. Se puede observar que los movimientos de la prima *forward* son de menor magnitud que la variación del tipo de cambio. La dinámica anterior señala una falla consistente de las expectativas de los agentes, o de otra manera que los agentes económicos son sorprendidos con la magnitud de depreciación o apreciación de la moneda, por aquellos periodos en los que no es posible explicar las variaciones del tipo de cambio futuro mediante la tasa *forward* y en donde existe la posibilidad de que los movimientos del tipo de cambio no sean explicados con el procedimiento presente (HI) y si vía otros argumentos, es decir la falla en la identificación de algunos periodos no se debe traducir necesariamente como un fracaso en la HME y si como la ausencia de conocimiento certero acerca del comportamiento empírico del tipo de cambio. Las variaciones en más del 5% en la prima *forward* manifiestan que la depreciación esperada mantuvo un comportamiento de alta volatilidad al inicio del régimen flexible hasta principios del año 2000, en adelante los movimientos de la prima reduce su volatilidad, sin embargo no sigue la trayectoria de las variaciones del tipo de cambio *spot*, el hecho de que las variaciones de la prima *forward* sean en general positivas hace pensar que los inversionistas apuestan mas por devaluaciones del peso que por apreciaciones, generando el sesgo de la tasa *forward*. La tasa *forward* presenta una disminución en su volatilidad en general, esto genera en los resultados que el cuerpo fuerte del sesgo en los residuales se presente antes del año 2000, este es un dato interesante, ya que en fechas cercanas a un cambio de gobierno se esperan regularmente fuertes devaluaciones o de otro modo que las expectativas de devaluación se incrementen. A pesar de las elecciones presidenciales del año 2000 en México se pudo apreciar que, a pesar de que la tasa de interés

interna se incrementó de manera significativa con las políticas restrictivas establecidas por el Banco de México, el tipo de cambio se comporto de forma impredecible en relación con la PDI, ya que no sólo mantuvo su cotización frente al dólar, sino que se apreció (Hernández, 2003).

Cuadro 4.11.

HIPOTESIS DE INSEGAMIENTO			
Prueba de Wald sobre Restricción en los Parámetros			
PERIODO 1996:1-2005:5			
SIN CONSTANTE		CON CONSTANTE	
	$\beta=1$	$\beta=1$	$\alpha=0$
MCO	$\chi^2(1)=4.9236(0.0265)**$	$\chi^2(1)=0.0133(0.9082)$	$\chi^2(1)=1.24e-05(0.9972)$
GMM(VI)	$\chi^2(1)=3.5500(0.0595)*$	$\chi^2(1)=0.2587(0.6109)$	$\chi^2(1)=0.4091(0.5223)$
FMOLS		$\chi^2(1)=1.0703(0.3031)$	$\chi^2(1)=0.7942(0.3747)$
DOLS	$\chi^2(1)=4.7271**$		$\chi^2(2)=4.2774$
COINTPO	$\chi^2(1)=4.7078**$		$\chi^2(2)=53.3477**$
JOHANSEN	$\chi^2(1)=4.2631**$	$\chi^2(1)=87.3138**$	$\chi^2(1)=59.6092**$

NOTA: (**)Indica Rechazo de la Hipótesis Nula al 5%, (*) Indica Rechazo de la Hipótesis Nula al 10%. Los datos en negritas indican una prueba de parámetros conjunta para $\beta=1$, $\alpha=0$.

Estos resultados indican que la tasa *forward* es entonces estimador sesgado del tipo de cambio *spot* futuro y además una alta probabilidad de la presencia de una prima de riesgo variable en el tiempo. Hay que recordar que el mercado *forward* es útil para los agentes económicos en la medida que ellos se pueden cubrir del riesgo de devaluaciones en particular en periodos de inestabilidad, en este sentido los coeficientes estimados sin constante resultan ser menores (aunque no de manera significativa) que uno indicando que los agentes se cubrieron debido tal vez a la desconfianza en este precio en los periodos de inestabilidad. La eficiencia entonces en este mercado es mermada por muchos factores, la volatilidad, la falta de credibilidad en la política cambiaria, la alta frecuencia de intervenciones del banco central⁴⁸ y en los regimenes en periodos determinados.

Cuadro 4.12

HI (1996:1-2005:5)	MCO	GMM(VI)	Johansen	FMOLS	COINTPO	DOLS
Coefficiente β^*	0.997287	0.9964874	0.99630	1.0340	0.99468	0.99429
Coefficiente β (Constante)	0.999919	0.983160	1.0604		1.02182	0.99421

Nota: (*) Estos valores son los coeficientes de la tasa forward, cuando la ecuación se especifica sin constante y sin tendencia.

Ahora bien, la evidencia en este estudio muestra que los coeficientes de los procedimientos de cointegración son muy cercanos a uno, aunque se observa que ligeras desviaciones generan sesgos importantes en la tasa *forward*, esto es evidente al analizar la serie de estas desviaciones y encontrar violaciones en los supuestos básicos de regresión, Maynard

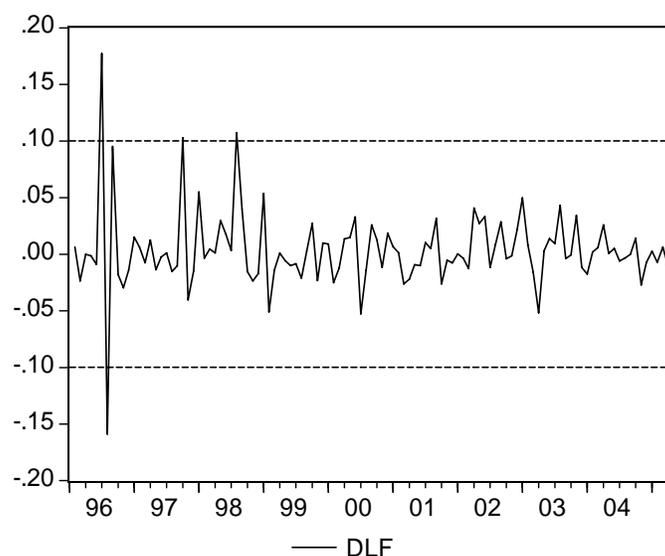
⁴⁸ Ante presiones sobre el tipo de cambio el banco central tiende a aumentar las tasas de interés incrementando por tanto el rendimiento, evitando así ataques especulativos contra el peso (Catalán, 2001).

(2003) encuentra que incluso desviaciones pequeñas del vector del cointegración real del valor teórico puede rendir sesgos sustanciales en las pruebas subsecuentes como en la prueba de causalidad de Granger, modelos de rendimientos etc. Por ejemplo en el caso del procedimiento de Johansen (1991) este es derivado bajo el supuesto de que los errores están normalmente distribuidos, cuando este supuesto es violado, el estimador del método de Johansen no es más un estimador eficiente en particular cuando los errores se distribuyen de forma leptocurtica y con colas pesadas (Crowder y Chanwit, 2003). Aunque también es cierto que no es posible negar de acuerdo con los resultados que las trayectorias de la tasa *forward* y *spot* mantienen trayectorias muy similares por lo que se respalda una relación de equilibrio.

En los regímenes del tipo de cambio fijo, los bancos centrales tienen un interés evidente por evaluar la credibilidad del régimen y la probabilidad de ataques especulativos futuros. Para este propósito, usan los diferenciales entre las tasas de interés domésticas y extranjeras, tasas de cambio *forward*, precios del tipo de cambio y precios de opciones para estimar expectativas de reordenamientos y otros cambios de régimen. Con los tipos de cambio flexibles y distintos objetivos de inflación, los bancos centrales tienen también un gran interés en evaluar la credibilidad del régimen y las expectativas del mercado sobre el futuro de la política monetaria. Esto se debe a que las expectativas de los agentes sobre el comportamiento del tipo de cambio futuro impone en algunas ocasiones incrementos inesperados en los valores reales, este hecho señala aquellos periodos en donde la falta de credibilidad sobre el régimen cambiario se tradujo en desviaciones de la HI, en el capítulo tres se indicó que alrededor de 1995 y 1998 los agentes no confiaban en la sostenibilidad del régimen cambiario y como resultado las expectativas sobre los movimientos del tipo de cambio (caracterizado por la tasa *forward*) presentaron fuertes desviaciones de la tasa *spot* redundando en el rechazo de la HI en estos periodos.

En conclusión la HME sujeta a la HI no se sostiene por lo que el precio *forward* no es del todo un estimador insesgado de la tasa *spot* futura, no obstante mantienen una relación de equilibrio, esta relación al igual que la condición PDI tiene desajustes que se pueden considerar como transitorios. Por lo que en el mercado cambiario es posible obtener rendimientos extraordinarios por los agentes que participan en el mercado de manera sostenida durante periodos relativamente cortos aunque no de forma continua.

Los resultados revelan que el mercado no ha sido eficiente ya que posiblemente existe información que ha sido mal procesada y que existen eventos en la economía mexicana que han provocado que las expectativas de los agentes este subestimadas o sobradas, es decir que existen cambios inesperados que toman por sorpresa a los actores económicos de tal forma que no toman previsiones, sea por subestimar o sobre-dimensionar el marco económico.

Grafico 4.7. Variación del tipo de cambio forward peso-dólar 1996:1-2005:5

Fuente: Elaboración propia con datos de MEXDER.

La probabilidad que los agentes asignan a un cambio de régimen que implique mayor volatilidad puede explicar el sesgo de la tasa *forward* como estimador de la tasa *spot*. Esto significa que la mayor parte de su variabilidad se explica en función de las alteraciones que se produzcan directamente en el precio de las monedas.

El manejo de una muestra amplia, con periodos heterogéneos, puede traernos problemas de cambios estructurales. Si esto es cierto, lo indicado sería emplear una metodología alternativa. Por ejemplo, este modelo no nos permite caracterizar los periodos de tranquilidad observados antes de los anuncios, los periodos de alta especulación ni las intervenciones no anunciadas de los gobiernos. Por otro lado desconocemos cómo reaccionaría el modelo ante sorpresas en las variables fundamentales, también es posible que la incorporación de variables que revelen información adicional como sugiere la modelación de *news* o si respondería de la misma forma con tipos de cambio a plazos distintos.

Otro de los aspectos que habría que destacar, es que independientemente del método con que se genera la información anticipada sobre los tipos de interés, los costos de transacción diferenciados repercuten en el comportamiento heterogéneo de los agentes. Una explicación razonable de este fenómeno incluiría sin duda el hecho de que nos referimos a dos monedas con características muy distintas en el contexto internacional, e inmersas en un sistema de libre flotación. Además, estamos relacionando el peso con la moneda internacional por excelencia, el dólar estadounidense, así el mercado presenta características especiales en términos de integración, volumen de negociación y eficiencia, en tal circunstancia es probable que las

condiciones todavía no sean suficientes para el sostenimiento de la HME, sin embargo es posible reconocer un posible acercamiento⁴⁹.

⁴⁹ Este punto se justifica debido a que se estimó la HI para el periodo 200-2005 y se encontró que esta hipótesis se sostiene de manera contundente, ya que cumple con los supuestos de regresión, del mismo modo la prueba de *Wald* no rechaza la hipótesis de elasticidad unitaria, de esta manera a partir de esta fecha es posible considerar que el tipo de cambio forward es un estimador insesgado del tipo de cambio spot futuro y por ende que el grado de integración entre EE.UU. y México apunta hacia un mercado eficiente. Cabe mencionar que estos resultados no se reportaron.

Cuadro 4.13

		Hipótesis de inestabilidad. PERIODO 1996:1-2005:5	
		ESTANDAR	CON CONSTANTE
MCO	$\beta = 0.997287(0.0000)$ $t = 815.81$ $R^2 = 0.945658$	$\beta = 0.999919(0.0000)$ $t = 43.7545$ $R^2 = 0.945664$	
	NORMALIDAD J-B = 277.3131(0.0000)	NORMALIDAD J-B = 276.6886(0.0000)	
	HETEROCEDASTICIDAD ARCH (12)=F: 1.79(0.050)	HETEROCEDASTICIDAD ARCH (12)=F:0.33 (0.979)	
	AUTOCORRELACION L-M (12) = F: 0.6098(0.8293)	AUTOCORRELACION L-M (12) = F:0.6143 (0.8254)	
	ERROR CUADRÁTICO MEDIO (RMSE) = 0.0198	ERROR CUADRÁTICO MEDIO (RMSE) = 0.0198	
GMM(VI)	$\beta = 0.9964874 (0.0000)$	$\beta = 0.983160 (0.0000)$ $\alpha = 0.127810(0.6109)$	
	$t = 534.51$	$t = 37.34$ $t = 0.5087$	
	NORMALIDAD J-B = 104.7590(0.0000)	NORMALIDAD J-B = 106.84(0.0000)	
FMOLS	SOBRE IDENTIFICACION: $\chi^2 = 8.878905 (0.6330689)$	SOBRE IDENTIFICACION: $\chi^2 = 9.091509 (0.5234416)$	
		$\beta = 1.0340 (0.0000)$ $t = (43.9345)$	
		$\alpha = -0.3818$ $t = (-1.6755)$	
		ESTADISTICO $L_c = 1.32026$	
DOLS	$\beta = 0.99429 (0.0000)$ $R^2 = 0.947785$	$\beta = 0.99421 (0.0000)$ $\alpha = 0.00077 (0.0007)$	
	NORMALIDAD J-B = 149.31359 (0.0000)	$R^2 = 0.947785$	
		NORMALIDAD J-B = 149.35270 (0.0000)	
COINTPO	$\beta = 0.99468$ VAR(4) ESTANDAR	$\beta = 1.02182$ VAR(4) CON CONSTANTE	
	VALOR CRITICO: $P_z = 71.2751 < P_z^C = 107.5755^*$	VALOR CRITICO: $P_z = 89.7619 < P_z^C = 108.8193^*$	
		$\beta = 0.91494$ VAR(4) CON CONST. Y TEND.	
		VALOR CRITICO: $P_z = 124.3933 > P_z^C = 113.6678$	
JOHANSEN	$\beta = 0.99630$	$\beta = 1.0604$ $\alpha = -0.14667$	
	Traza Prob.	Traza Prob.	
	$r=0$ 18.553 [0.004]**	$r=0$ 26.812 [0.004]**	
	$r \leq 1$ 2.4361 [0.139]	$r \leq 1$ 5.2100 [0.271]	
	NORMALIDAD J-B = 277.4712(0.0000)	NORMALIDAD J-B = 196.6147 [0.0000]	
	HETEROCEDASTICIDAD ARCH(12)=F: 0.371 [0.97]	HETEROCEDASTICIDAD ARCH (12)=F: 0.941[0.51]	
	AUTOCORRELACION L-M(12) = F: 0.68974 [0.7573]	AUTOCORRELACION L-M(12) = F: 0.72061[0.7277]	
	VAR(3)	VAR(3)	

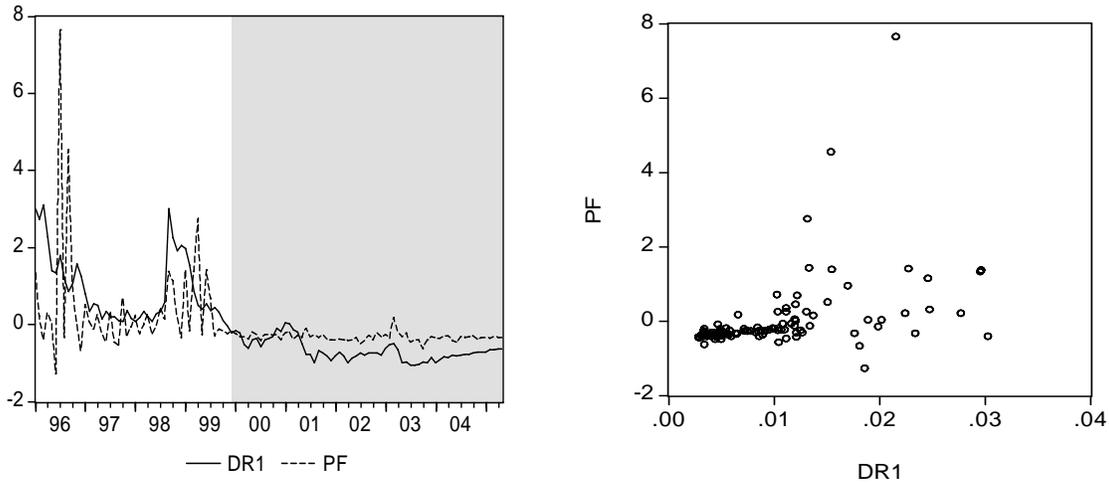
NOTA: (VI=4) Se utilizaron cuatro rezagos en las variables instrumentales en las estimaciones correspondientes. En el procedimiento de Johansen los asteriscos indican rechazo * al 5% y ** al 1%, de la hipótesis nula de $r=0$ vectores de cointegración y en la técnica COINTPO los asteriscos (*) denotan rechazo de la hipótesis nula de no cointegración, el orden del VAR(4) indica el número de rezagos utilizados para generar el vector de cointegración, para determinar el número correcto de rezagos se utilizaron los criterios Hannan-Quinn, Akaike y Schwartz, tanto para la técnica de Johansen como para la de COINTPO.

4.4. Paridad Cubierta de Tasas de Interés

En el capítulo II se ha formulado la teoría subyacente de la condición PCI, de modo que la paridad cubierta de tasas de interés señala que dado que existen flujos internacionales, libres de todo tipo de restricciones, entonces, se tenderán a igualar los rendimientos de una inversión a nivel domestico o en el extranjero, al ser medidos en una moneda en común. Así el diferencial de tasas de interés entre dos activos idénticos en todo aspecto, excepto la moneda de denominación, debería ser cero, una vez que se haya hecho la cobertura del riesgo en el mercado *forward* correspondiente. La condición de paridad cubierta de tasas de interés debe cumplirse siempre que los mercados sean eficientes, en el sentido de que exista la posibilidad de un arbitraje de interés cubierto. Las ganancias de esta operación están libres de riesgo, pues todos los precios son conocidos y acordados desde el principio.

Existen muchos estudios donde se ha considerado la falla de la prima del tipo de cambio *forward*, durante la era de flotación, como estimador insesgado de los cambios futuros en el tipo de cambio *spot*. Con la condición de la paridad cubierta de tasas de interés se obtiene la posibilidad de cómo obtener arbitraje sin riesgo, tal falla estaría estrechamente relacionada con la violación de la paridad de interés descubierta y con la falla de HI.

Gráfico 4.7. Prima forward y Diferenciales de tasas de interés 1996:1-2005:5 y Prima forward vs. Diferencial de tasas de interés de un mes México E.U.A



Fuente: Elaboración propia con datos de BANXICO (Indicadores económicos), MEXDER y CME.

Al estudiar el desarrollo de la prima *forward* y el diferencial de los rendimientos de las tasas de interés en el mercado peso-dólar los datos parecen mantener una relación directa, sin embargo la teoría económica sostiene que no solo deben mantener una relación estrecha y directa, sino que deben de ser iguales bajo la condición de la PCI y que además una no se debe alejar

demasiado de la otra, esto sin embargo en el mercado cambiario mexicano no parece ocurrir por lo menos de manera tan rigurosa.

La condición de paridad cubierta de tasas de interés PCI esta representada como sigue:

$$f_{t,k} - s_t = \frac{(i_{t,k} - i_{t,k}^*)}{(1 + i_{t,k}^*)} \approx i_{t,k} - i_{t,k}^* \quad (4.5)$$

Esta ecuación indica que la prima *forward* es igual al diferencial de interés, para comprobar empíricamente esta condición una especificación común es:

$$f_{t,k} - s_t = \alpha + \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + u_t \quad (4.6)$$

Análogamente a las otras dos condiciones manejadas en este trabajo (HI y PDI) los datos se sujetaron a la prueba de raíces unitarias (ADF, PP y KPSS) los resultados indican que la prima *forward* tiene orden de integración I(0) y como ya se menciono el diferencial de tasas de interés

$\frac{(i_{t,k} - i_{t,k}^*)}{(1 - i_{t,k}^*)}$ de uno y tres meses tienen orden de integración I(1), de forma similar se transformo la

ecuación (4.6) y se obtuvo la ecuación:

$$f_{t,k} = \alpha + \beta \left[s_t + \frac{(i_{t,k} - i_{t,k}^*)}{(1 - i_{t,k}^*)} \right] + \mu_{t+k} \quad (4.7)$$

Esta ecuación representa entonces una mejor especificación debido a que ambos componentes de la ecuación mantienen el mismo orden de integración I(1), por lo que su estimación correspondería a la condición PCI. El cuadro 4.14 presenta los resultados que se obtuvieron, esta condición también se estimo por las mismas técnicas descritas y para el periodo de 1996:1-2005:5. Las restricciones sobre esta ecuación y referidas en el capítulo II para considerar que la PDI se cumple son $\hat{\alpha} = 0$ y $\hat{\beta} = 1$, si esto se cumple entonces debe considerarse que la PCI se sostiene.

El gráfico (4.2) plantea la paridad cubierta de tasas de interés en México para el periodo señalado, esta relación entre la prima *forward* y la variación de las tasas de interés de un mes no se comportan como lo predice la teoría económica, lo que debería mantenerse dentro de las bandas planteadas por Frenkel y Levich (1977)⁵⁰ mantiene una dispersión muy marcada, este

⁵⁰ Ellos indican que las bandas están determinadas por la PCI \pm desviaciones que no impliquen ser incompatibles con la aprobación de ella.

hecho nos da una idea de los resultados de manera anticipada acerca de las estimaciones obtenidas.

El aparente rechazo de la PCI es resultado de problemas similares a los de las dos condiciones anteriores (PDI, HI), el uso de técnicas como FM-OLS y COINTPO implicaba tener estimadores asintóticos, sin embargo la alta volatilidad del tipo de cambio en determinados periodos, ofrece resultados con sesgos importantes en los errores de predicción. Para el procedimiento GMM(IV) se utilizó el mismo conjunto de información que en las dos condiciones anteriores, de igual manera los resultados acerca de si el modelo está sobreidentificado se superan claramente (*ver cuadro 4.16*), de tal manera las variables elegidas corresponden a información relevante para la formación de expectativas sobre el comportamiento del tipo de cambio, los coeficientes estimados por este método resultaron estadísticamente significativos distintos de uno.

El estimador máximo verosímil de Johansen indica la existencia de equilibrio entre la prima *forward* y el diferencial de tasas de interés, de aquí se deduce que los movimientos del diferencial de interés contienen información relevante para prima *forward*, aunque esta relación sujeta a desviaciones temporales.

Cuadro 4.14

<i>PCI</i> (1996:1-2005:5)	MCO	GMM(VI)	Johansen	FMOLS	COINTPO	DOLS
Coefficiente β (Estándar)	1.0063	1.0094	1.0065	0.9669	1.0074	1.0072
Coefficiente β (Constante)	1.0062	1.0093	1.0065	0.9673	1.0073	1.0072

Nota: Estos valores son los coeficientes del diferencial de interés, cuando la ecuación se especifica sin constante y sin tendencia.

Durante los regímenes cambiarios flotantes los costos de transacción en promedio incrementan. Los costos de transacción juegan un papel similar dentro de las desviaciones sobre la paridad de interés durante los periodos de régimen cambiario fijo y flotante, no así durante los periodos de turbulencia. Para Frenkel y Levich (1977) las clasificaciones en los periodos de análisis de la PCI deberá estar en función de la duración de los periodos de turbulencia más que por el tipo de régimen en el que se analiza esta condición. Lo anterior podría ser una clara explicación acerca del incumplimiento de la PCI ya que un análisis más profundo posiblemente permitiría omitir los efectos provocados por periodos de alta turbulencia y así poder verificar esta condición o tomar esta información como parte del modelo. Es posible que el hecho del incumplimiento de la hipótesis de insesgamiento se manifieste de manera más clara en el rechazo de la PCI, ya que si el tipo de cambio *forward* no es un estimador insesgado de el valor futuro del tipo de cambio *spot* es posible también que la prima *forward* este sobrevaluada provocando el sesgo en esta condición, esto podría deberse a que la información contenida en el diferencial de las tasas de interés no es interpretada de manera correcta.

Tomar en cuenta los costos de transacción en el mercado cambiario como límite superior de la discrepancia del arbitraje triangular, se basa en el supuesto que la estructura de costos permanece estable durante el periodo de revisión. Es solo bajo este supuesto que es posible interpretar menores desviaciones de un arbitraje triangular como estando dentro de una banda neutral tal que los costos de transacción exceden las ganancias de arbitraje. Es importante por tanto tomar en cuenta los periodos durante los cuales las condiciones entre un país y otro fueron similares, cuando hay un tipo de cambio flexible no hay obligación para mantener una tasa específica, en este caso los periodos deben ser escogidos de acuerdo con el grado de volatilidad de la razón f/s (Frenkel y Levich, 1977).

Teóricamente se ha argumentado que si el coeficiente de la pendiente del diferencial de interés es uno, entonces las variaciones de la prima *forward* tenderán en promedio a ajustarse de manera proporcional a los movimientos de los diferenciales de interés, por lo que los coeficientes de la condición PCI representada por la ecuación (4.6) se sujeto a la prueba de *Wald*, la hipótesis nula es la de elasticidad unitaria entre el diferencial de interés y la prima *forward*, los resultados de esta prueba se presentan en el cuadro 4.15. Los datos en general rechazan la hipótesis nula, en primer lugar el coeficiente de los diferenciales de las tasas de interés de uno y tres meses no mantienen una relación proporcional con la prima *forward*, por lo que según los resultados la expectativa de depreciación no es explicada por los movimientos de la tasa de interés, esto representa evidencia en contra de la paridad cubierta y por ende de la hipótesis de eficiencia, además el rechazo de esta condición de manera alternativa implicaría que el diferencial de tasas de interés no explica los movimientos futuros del tipo de cambio como lo predice la teoría cuando se contrasta empíricamente, lo anterior se traduce como ineficiencias en el mercado cambiario.

En general y de acuerdo con los resultados, los diferenciales de tasas de interés mantienen movimientos que no son proporcionales a los cambios en la tasa *forward*, los desequilibrios entre estas dos variables se manifiestan en el hecho, de que ante un aumento de la tasa de interés interna la depreciación esperada aumenta en una mayor magnitud, así la volatilidad de la prima *forward* se incrementa, por el contrario si la tasa de interés externa aumenta, entonces la depreciación esperada tiende a disminuir en menor proporción que la variación del diferencial de interés, lo anterior se traduce en una mayor probabilidad de depreciación a la que se podría haber presentado en su momento. Al rechazar esta condición se explican los sesgos en las dos condiciones anteriores, puesto que si la tasa *forward* no es igual a los diferenciales de tasas de interés, entonces tal desequilibrio mediría de manera directa el desvío de la PDI.

Cuadro 4.15.

PARIDAD CUBIERTA DE TASAS DE INTERES				
Prueba de Wald sobre Restricción en los Parámetros				
PERIODO 1996:1-2005:5				
PLAZO 1 MES			PLAZO 3 MESES	
	$\beta=1$	$\alpha=0$	$\beta=1$	$\alpha=0$
MCO	$\chi^2(1)=20.7636(0.0000)**$		$\chi^2(1)=20.42477(0.0000)**$	
GMM(VI)	$\chi^2(1)=62.839081(0.0000)**$		$\chi^2(1)=62.964630(0.0000)**$	
FMOLS	$\chi^2(1)=7.2502(0.0081)**$	$\chi^2(1)=10.7552(0.0013)**$	$\chi^2(1)=7.1157(0.0087)**$	$\chi^2(1)=10.5548(0.0015)**$
DOLS	$\chi^2(1)=19.0625**$	$\chi^2(2)=32.0195**$	$\chi^2(1)=64.1692**$	$\chi^2(2)=64.3791**$
COINTPO	$\chi^2(1)=19.0027**$	$\chi^2(2)=86.8486**$	$\chi^2(1)=64.0455**$	$\chi^2(2)=18.1539**$
JOHANSEN	$\chi^2(1)=19.5788**$		$\chi^2(1)=19.6274**$	

NOTA: (**)Indica Rechazo de la Hipótesis Nula al 5%, (*) Indica Rechazo de la Hipótesis Nula al 10%. Los datos en negritas indican una prueba de parámetros conjunta para $\beta=1, \alpha=0$.

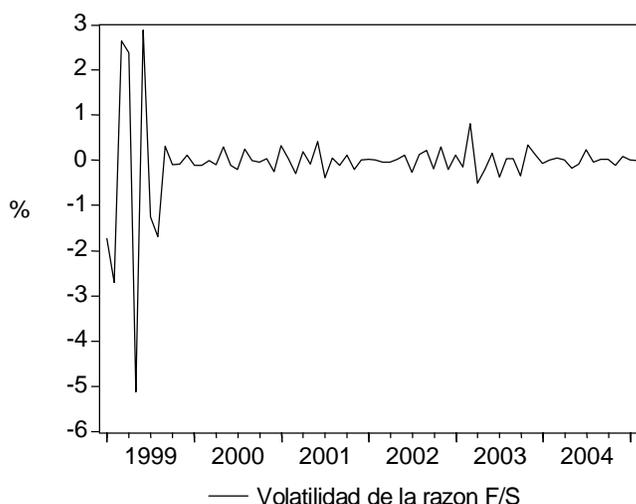
El rechazo en esta condición implicaría también ineficiencias en el mercado cambiario, por lo que la información contenida en los diferenciales de interés es importante, mas no suficiente para medir los cambios en el tipo de cambio, aunque toda vez que los diferenciales de interés resultan un componente imprescindible en la formación de las expectativas del tipo de cambio. También al parecer y sujeto a los datos estimados podemos deducir que el equilibrio en este mercado es consistente más no continuo. A reserva de las intervenciones de las autoridades monetarias, los cambios de régimen y algunos choques tanto internos como externos, no es posible sin embargo rechazar de manera tajante la HME y si pone en duda la modelación propuesta podría no ser capaz de capturar toda la información contenida en las variables.

Cuadro 4.16.

PARIDAD CUBIERTA DE TASAS DE INTERES: MÉXICO-EE.UU. PERIODO 1996:1-2005:5						
PLAZO 1 MES				PLAZO 3 MESES		
MCO	$\beta=1.006311$	$t = 900.1517$	$R^2 = 0.988970$	$\beta=1.006251(0.0000)$	$t = 902.2179$	$R^2 = 0.989020$
	NORMALIDAD J-B = 2380.792(0.0000)			NORMALIDAD J-B = 2369.190(0.0000)		
	HETEROCEDASTICIDAD ARCH (12)=F: 1.64(0.096)			HETEROCEDASTICIDAD ARCH (12)=F: 1.64 (0.094)		
	AUTOCORRELACION L-M (12) = F: 1.4654(0.1517)			AUTOCORRELACION L-M (12) = F: 1.4547 (0.1561)		
GMM(VI)	ERROR CUADRÁTICO MEDIO (RMSE) = 0.1627			ERROR CUADRÁTICO MEDIO (RMSE) = 0.1626		
	$\beta=1.009423$	(0.0000)		$\beta=1.009354$	(0.0000)	
	$t = 454.53$			$t = 455.25$		
	NORMALIDAD J-B = 133.9165(0.0000)			NORMALIDAD J-B = 133.6040(0.0000)		
	SOBRE IDENTIFICACION: $\chi^2 = 6.990264$ (0.79987137)			SOBRE IDENTIFICACION: $\chi^2 = 6.978077$ (0.80085606)		
FMOLS	$\beta=0.9669$	(0.0000)	$t = (83.3513)$	$\beta=0.9673$	(0.0000)	$t = (83.4735)$
	$\alpha=0.3897$	$t = (3.4900)$		$\alpha=0.3860$	$t = (3.4610)$	
DOLS	ESTADISTICO $L_c = 0.45066$			ESTADISTICO $L_c = 0.45014$		
	$\beta=1.007282$	(0.0000)	$R^2 = 0.979937$	$\beta=1.00722$	(0.0000)	$R^2 = 0.979970$
	NORMALIDAD J-B = 10457.48853 (0.0000)			NORMALIDAD J-B = 10513.46293 (0.0000)		
	<i>CON CONSTANTE</i>			<i>CON CONSTANTE</i>		
	$\beta=0.96445$	(0.0000)	$\alpha=0.41464$ (0.0007)	$\beta=0.96474$	(0.0000)	$\alpha=0.41121$ (0.0008)
	$R^2 = 0.981904$			$R^2 = 0.981903$		
	NORMALIDAD J-B = 7808.06901 (0.0000)			NORMALIDAD J-B = 7852.43183 (0.0000)		
COINTPO	$\beta = 1.00743$	<i>VAR(4) ESTANDAR</i>		$\beta = 1.00736$	<i>VAR(4) ESTANDAR</i>	
	VALOR CRITICO: $P_z = 71.2751 < P_z^C = 139.8851^*$			VALOR CRITICO: $P_z = 71.2751 < P_z^C = 140.0073^*$		
	$\beta = 0.97305$	<i>VAR(4) CON CONSTANTE</i>		$\beta = 0.97335$	<i>VAR(4) CON CONSTANTE</i>	
	VALOR CRITICO: $P_z = 89.7619 < P_z^C = 145.4683^*$			VALOR CRITICO: $P_z = 89.7619 < P_z^C = 145.4526^*$		
	$\beta = 1.08108$	<i>VAR(4) CON CONST. Y TEND.</i>		$\beta = 1.08107$	<i>VAR(4) CON CONST. Y TEND.</i>	
JOHANSEN	VALOR CRITICO: $P_z = 124.3933 < P_z^C = 159.3606^*$			VALOR CRITICO: $P_z = 124.3933 < P_z^C = 159.3116^*$		
	$\beta = 1.0065$	VAR(4)		$\beta = 1.0065$	VAR(4)	
		Traza	Prob.		Traza	Prob.
	$r=0$	16.523	[0.009] **	$r=0$	16.543	[0.009] **
	$r \leq 1$	2.3997	[0.142]	$r \leq 1$	2.3950	[0.143]
	NORMALIDAD J-B = 5643.638(0.0000)			NORMALIDAD J-B = 5674.146[0.0000]		
	HETEROCEDASTICIDAD ARCH(12)=F: 1.440 [0.16]			HETEROCEDASTICIDAD ARCH (12)=F: 1.430[0.16]		
	AUTOCORRELACION L-M(12) = F: 1.03832 [0.4217]			AUTOCORRELACION L-M(12) = F: 1.03625[0.4235]		

NOTA: (VI=4) Se utilizaron cuatro rezagos en las variables instrumentales en las estimaciones correspondientes. En el procedimiento de Johansen los asteriscos indican rechazo * al 5% y ** al 1%, de la hipótesis nula de $r=0$ vectores de cointegración y en la técnica COINTPO los asteriscos (*) denotan rechazo de la hipótesis nula de no cointegración, el orden del VAR(4) indica el número de rezagos utilizados para generar el vector de cointegración, para determinar el número correcto de rezagos se utilizaron los criterios Hannan-Quinn, Akaike, Schwartz, tanto para la técnica de Johansen como para la de COINTPO.

**Gráfica 4.8 Volatilidad de la razón F/S peso-dólar
1996:1-2005:5**



Fuente: Elaboración propia con datos de BANXICO y MEXDER.

Es importante destacar que aquellos periodos de alta volatilidad de la razón F/S manifiestan expectativas de devaluación del peso mayores quizás al nivel en que podrían haberse situado el tipo de cambio en $t+1$. En la grafica 4.8 es posible apreciar que el aprendizaje ante un régimen flexible por los agentes fue gradual, ya que a principios de 1998 la razón F/S manifiesta expectativas de depreciación muy altas, este punto toma interesantes aspectos sobre las desviaciones de la PCI ya que los errores de pronóstico se reducen a partir del 2000 (*ver Anexo*) por lo que se encuentran aspectos a favor del acercamiento a la condición PCI⁵¹ de esta fecha en adelante bajo un régimen de libre flotación. Así los diferenciales de tasas de interés asumen un papel de mayor relevancia acerca en la formación de las expectativas sobre el tipo de cambio futuro.

4.5. Consideraciones finales

Los resultados sobre estas tres condiciones (PDI, HI, PCI) son consistentes con algunos otros trabajos, en donde se intenta probar la HME, en estos estudios tampoco se encuentra evidencia a favor de la HME para el mercado cambiario peso-dólar, las características y las explicaciones acerca del desvío de alguna de las tres condiciones que se presentan en cada una de estas investigaciones son similares entre si, aunque en un sentido particular los resultados difieren, es decir los coeficientes estimados en estas investigaciones son heterogéneos y

⁵¹ Adicionalmente se realizaron estimaciones a partir del 2000 al 2005, en este periodo se encontró evidencia a favor de la condición PCI, lo anterior en virtud de que los errores parecen acercarse mas a una distribución normal, lo que es consistente con los resultados para este mismo periodo de la hipótesis de insesgamiento.

mantienen valores en un rango de -1 a 2, en el cuadro 4.17 presentamos estos datos. No obstante la evidencia en el presente trabajo indica que la tasa *forward* y los diferenciales de tasas de interés como estimadores se acercan al valor teórico, la especificación propuesta no genero estimaciones del todo satisfactorias, de la cual la presencia de una relación no lineal podría ser alguna posible explicación.

Es importante hacer notar que en el comportamiento de la trayectoria del tipo de cambio se podrían identificar problemas de cambio estructural, debido al manejo de una muestra amplia con periodos heterogéneos, asociados con los cambios de régimen cambiario en México. Si esto es así, adicionalmente se debe emplear una metodología alternativa, este tipo de análisis podría aportar mayor información acerca de aquellos desajustes temporales de estas tres condiciones, en virtud de que hay evidencia (Ogaki y Santaella, 2002) que sugiere que el mercado cambiario estuvo sujeto a dichos cambios entre 1985 y 1995.

En parte algunos de estos desajustes parecen tomar una menor dimensión conforme el régimen cambiario flexible avanza y a raíz de la adopción de los saldos acumulados, o de manera distinta, parece por un lado haber un acercamiento de las tasas de interés interna y externa, por lo que el diferencial de interés se ha reducido en los últimos cinco años, por otro lado en la medida que los agentes se han encontrado mas inmersos en este ultimo régimen la expectativa de depreciación al parecer se ha estabilizado y las variaciones no se han apartado mas allá del 10%. Un hecho interesante es que las trayectorias de las tasas de interés parecen moverse de forma equivalente en el tiempo, no obstante esto no es suficiente para poder indicar convergencia monetaria, si presentan señales de que las tasas de interés toman una mayor dimensión sobre la información que contienen sobre las variaciones del tipo de cambio, ya que al aumentar la autonomía monetaria le deja un mayor margen para actuar de manera libre sobre las tasas de interés, incidiendo con mayor contundencia sobre ellas y por ende sobre el tipo de cambio, en este punto es por un lado donde se justifica las desviaciones de la PDI, aunque por el contrario también señalan que ante la ausencia de dichas intervenciones se introduciría la posibilidad del cumplimiento de la HME.

Cuadro 4.17. Resultados de algunas investigaciones previas sobre la PDI y HI en México.

Autor	Periodo	Resultados	Especificación y Frecuencia	Comentarios
Flood, R. y A. Rose (2001)	1990-2000	Diario $\beta = -0.37(1.000)$ Semanal $\beta = -0.60 (0.660)$ Mensual $\beta = -0.77 (0.700)$	$\Delta s_{t,t+k} = \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \xi_{t,t+k}$	Las crisis monetarias aparecen como picos en las tasas de interés, tal como la crisis en México, la crisis asiática, la crisis Rusa, y la del 92-93 del sistema europeo
Chinn, Menzie (2005)	1983-2004	Trimestral $\beta = -0.6399 (0.4079)$	$\Delta s_{t,t+k} = \beta_1(f_{t,k} - s_{t,k}) + \xi_{t,t+k}$	Se ven una pequeña pendiente ascendente, se ve el efecto expost de las depreciaciones en una discontinuidad del forward.
Naudon A., I. Vera y R. Valdes (2003)	2000-2003	Diario $\beta = 0.0826 (0.0091)$	$s_t = \beta_1 s_{t,k+k}^e + \beta_2(i - i^*) + \rho$	Existe una alta correlación entre el spot y el riesgo país (Representada con un coeficiente de correlación de 0.4502)
Hunter D., Hasaniftekhar y Francis B. (2002)	1981-2000	Mensual $\beta = -0.182$		En el periodo pre-liberalización β_1 es negativa, la beta fluctúa significativamente alrededor de la crisis de 1994. lo que sugiere es que los agentes diversificaron sus inversiones.
Catalán A. H. (2001)	1986-1999	Mensual $\beta_1 = 1.409$ $\beta_2 = 1.967$	$i_{t,k} = \beta_1 \Delta s_{t,t+k} + \beta_2 i_{t,k}^* + \xi_{t,t+k}$	Se asocia el rechazo de la PDI al régimen cambiario y al manejo de política monetaria, a partir del régimen de tipo de cambio flexible se presenta una mayor relación entre las variables implicadas.
Galindo P. L. M. (1997)	1980-1995	Trimestral $\beta_1 = 0.66$ $\beta_2 = 1.06$	$s_t = \beta_1 ppp + \beta_2 PDI$	El modelo no es capaz de un ajuste drástico como el de Diciembre 1994. Se sugiere añadir información de burbujas especulativas. En virtud de esto se rechaza la condición PDI.
Galindo L. y Perrotini (1996)	1978-1985	Diario $\beta_1 = 0.009 (0.61)$ $\beta_2 = 1.12 (1.26)$	$s_t - s_{t-1} = \beta_1 + \beta_2(f_{t-1} - s_{t-1})$	Las expectativas de los agentes incluyen la probabilidad de eventos que no llegan a materializarse. Así, la presencia del sesgo continuo o de un riesgo variable corresponde a la formación de expectativas de posibles cambios bruscos de la paridad.
Hernández P. R. (2003)	1998-2000	Diario $\beta_1 = 0.968(0.000)$ $\beta_0 = 0.293(0.000)$	$s_{t,t+k} = \beta_0 + \beta_1 f_{t,k} + \xi_{t,t+k}$	El sistema de determinación del tipo de cambio Mexicano no es puramente de libre flotación, por lo que se pueden dar comportamientos no predecibles. Los estimadores encontrados no son consistentes.
Menzie D. C. y J. Frankel (1994)	1988-1994	$\alpha = 5.194(1.636)$ $\beta = 0.065(0.051)$	$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta_1 \Delta s_{t,t+k}^e + \xi_{t,t+k}$	Se puede observar una alta inflación en la moneda mexicana.
Sequeira J. y M. McAleer (2003)	1996-2000	Diario $\beta = -1.01294(0.001)$	$s_{t,t+k} = \beta_1 f_{t,k} + \xi_{t,t+k}$	La varianza condicional de la tasa libre de riesgo del peso mexicano tiene una significativa influencia para explicar la volatilidad de los rendimientos futuros.
Frankel J. y J. Poonawala, (2004)	1996-2004	$\beta = -0.6399(0.4079)$	$\Delta s_{t,t+k} = \beta_1(f_{t,k} - s_{t,k}) + \xi_{t,t+k}$	

La HME en el mercado cambiario establece que el tipo de cambio de hoy es igual al de ayer más un error que sigue una caminata aleatoria, sin embargo en el presente trabajo esta hipótesis se rechaza.

Los procesos estocásticos que caracterizan al tipo de cambio durante el periodo de estudio, reflejan la propiedad de incorporación de la información disponible y relevante. La HME establece estadísticamente que los procesos estocásticos están caracterizados por los dos primeros momentos de una distribución normal, el primer momento, se refiere a la expectativa de los rendimientos, y el segundo momento se refiere a la varianza de las fluctuaciones, la cual esta condicionada por las desviaciones entre los valores *ex post* y *ex ante* del tipo de cambio. Entonces, al observar las variaciones de la tasa *spot* vemos que tienen un comportamiento leptocúrtico debido a una alta volatilidad.

Lo que significa que la probabilidad de fluctuaciones extremas en el tipo de cambio es mayor que la que se observaría si estas innovaciones estuvieran distribuidas normalmente. En este caso, se debe a que los grandes cambios de la distribución empírica de la tasa *spot* están contenidos en alguna probabilidad en el área de las colas de la curva normal. A este fenómeno se le llama leptocurtosis, y representa un problema para la distribución normal y para uno de los supuestos de la HME, que es el del *random walk*.

En el Anexo las gráficas presentan la función de densidad de una distribución normal y la distribución de las variaciones del *spot* que exhiben leptocurtosis. El área bajo estas curvas comprendidas entre dos valores determinados, indica la probabilidad de que la variable se encuentre entre estos dos valores. Por lo tanto, la probabilidad de que la variable tome valores extremos, ya sean positivos o negativos, será mayor con la distribución que presenta leptocurtosis. La explicación que se ha dado para este fenómeno es la existencia de una aglomeración temporal en la varianza de las fluctuaciones cambiarias, lo cual viola el segundo momento de una distribución normal y por lo tanto también viola un supuesto de la HME.

4.6. Implicaciones en la política monetaria

Los mecanismos de transmisión se enfocan primordialmente en los efectos de la política monetaria que operan a través de mercados financieros, es decir que se hace énfasis en los efectos de la política monetaria sobre las tasas de interés de largo plazo y sobre los costos de capital.

Bajo la HME, se tiene que un efecto de la política monetaria deberá ser inmediatamente incorporado a las tasas de largo plazo y al *stock* de precios. Debido a que los efectos de esas tasas y los precios sobre la demanda agregada son canales importantes a través de los cuales la política monetaria influye en la economía, claro que la magnitud del efecto depende de la naturaleza de la

acción de la política monetaria. Sin embargo, las expectativas de los agentes alterarán los cambios de política, y esto producirá alteraciones en el comportamiento de la relación.

La crítica de Lucas acerca de la HME y la política monetaria establecen que los efectos de la tasa de interés de corto plazo a la tasa de interés de largo plazo son irrelevantes, ya sea por los cambios en la política monetaria o en información irrelevante sobre el mercado financiero. Puesto que toda la nueva información es inmediatamente incorporada dentro de los bonos y del *stock* de precios, junto con las expectativas de futuros eventos y de políticas.

Lo anterior es bastante válido para el uso de la política monetaria, sin embargo la HME asegura que el stock de precios y los bonos responden solo a sorpresas en la tasa de interés de corto plazo, debido a que las expectativas de las tasas de corto plazo incorporan toda la información tanto de la política monetaria actual como de su futuro comportamiento. Pero el alcance de la política monetaria a través del mercado financiero de largo plazo, implica que solo los cambios anticipados en la política monetaria tendrán efectos sobre la demanda agregada.

El problema bajo discusión puede ser señalado suponiendo temporalmente que las autoridades monetarias nacionales y extranjeras usan las tasas de interés de corto plazo r_t y r_t^* como sus instrumentos de política y también que ellos conducen la política en una forma que hace que los diferenciales de las tasas de interés, $r_t - r_t^*$, sean exógenos. Pero si la respuesta del tipo de cambio no es asimilada en la misma magnitud es muy probable que los diferenciales de tasas de interés de corto plazo, no generen toda la información necesaria para predecir los valores de la tasa de cambio, de tal forma la introducción de tasas de interés de un mayor plazo podrían jugar un rol importante en la determinación del tipo de cambio.

Finalmente el modelo de determinación del tipo de cambio estimado genera reacciones no proporcionales en el tipo de cambio, las tasas spot se moverán en respuesta a los shocks en $r_t - r_t^*$ en la dirección directa. Un inesperado incremento en la tasas de interés interna inducido por la política monetaria apreciara el tipo de cambio de la moneda nacional. Tal respuesta en la magnitud estimada no es clara bajo los resultados obtenidos. En segundo lugar, parece cierto que la respuesta del tipo de cambio a los *shocks* de política monetaria podría ser muy diferente si el coeficiente β_1 fuera 1 y los residuales estimados se distribuyeran normales. En tercer lugar, estas consideraciones podrían continuar siendo importantes en muchas de las mismas formas si los supuestos del modelo de expectativas racionales fueran remplazados con alguna otra hipótesis específica a cerca de la formación de expectativas.

Podría añadirse que nuestro énfasis sobre la distinción conceptual entre la PDI y la hipótesis de insesgamiento se complementan empíricamente al encontrar resultados similares, independientemente del rechazo de la PCI o el uso independiente de la prima *forward* o el diferencial de la tasa de interés.

METODOLOGÍA

La importancia de probar empíricamente las condiciones de PDI, PCI y HI, reside en encontrar si es posible determinar que el mercado de divisas se comporta según la hipótesis de eficiencia de mercado, y si son o no una guía confiable como indicadores relevantes tanto para las autoridades económicas como para los agentes (nacionales e internacionales). De tal modo que las variables observadas implicadas por los modelos revelen el rendimiento de estas condiciones en forma real. Se han indicado ya los resultados empíricos que se esperaría encontrar en el caso donde las tres condiciones se sostengan, implicando de ser así eficiencia por lo menos para el mercado cambiario.

M.1 Estacionariedad

El análisis con series de tiempo, requiere del cumplimiento de la condición de estacionariedad de las variables a fin de que los resultados obtenidos sean válidos, esto se debe a que, Granger y Newbold (1974) demostraron que la mayoría de las series económicas son no estacionarias, lo que implica que muchas de las relaciones entre variables, obtenidas a través de modelos de regresión convencionales, son artificiales, esto es; Que no mantienen entre sí una relación causal. La estimación de un modelo econométrico temporal, que relaciona a una de ellas con la otra, proporciona elevada bondad del ajuste y un valor del estadístico Durbin-Watson (DW) llamativamente bajo, muy inferior al valor 2 que correspondería a la ausencia de autocorrelación e inferior al límite inferior del *test* de DW. Dicha situación podría deberse al carácter no estacionario de la perturbación aleatoria motivado por la inexistencia de relación causal entre las dos variables. Su análisis resalta la necesidad de analizar la *estacionariedad* de la perturbación aleatoria, ya que es una hipótesis que en general debe cumplirse en los modelos que están bien especificados. Sin embargo, el hallazgo de Granger y Newbold de que los bajos valores del estadísticos DW podrían deberse no sólo a la posible presencia de autocorrelación, con perturbación aleatoria estacionaria, sino a la propia falta de estacionariedad de la perturbación, tiene sin duda interés y además existen situaciones en las que efectivamente así ocurre, pero lo importante es señalar que la falta de estacionariedad no es siempre indica el carácter espurio de una regresión. Por lo anterior se hace necesario saber el comportamiento de cada serie bajo estudio, así el análisis de raíces unitarias nos revela si las series se pueden o no representar como una combinación lineal.

La metodología desarrollada para contrastar la estacionariedad de la perturbación se realiza a través de un *test* en el que la hipótesis que se contrasta es el valor unitario de un determinado coeficiente α_1 de un proceso autorregresivo (AR) de la forma: $y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$, a

través del análisis de la nulidad de $\alpha_1 - 1$. Bajo determinadas hipótesis si el modelo está bien especificado la perturbación será estacionaria y el coeficiente α_1 será menor que 1. Si se rechaza la hipótesis de que $\alpha_1 - 1$ es igual a cero y hay evidencia de que $(\alpha_1 - 1) < 0$, entonces se acepta que la perturbación es estacionaria y que la regresión es no espuria. Si se acepta la hipótesis $(\alpha_1 - 1) = 0$ y hay evidencia de que $(\alpha_1 - 1) \geq 0$, entonces la perturbación no es estacionaria y, la regresión se considera espuria o no causal. El hecho de que una serie fuera no estacionaria implicaría que $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, debido a un $\alpha_1 = 1$, lo que indica que su primer momento puede ser constante $E(y_t) = 0$ pero su varianza $(y_t) = t\sigma^2$ crece con el paso del tiempo (*random-walk*).

Una perturbación es estacionaria de 2º orden, si sus momentos de primero $E(y_t) = 0$ y segundo orden $(y_t) = \sigma^2$ son constantes a lo largo del tiempo. Ello requiere que la perturbación tenga una varianza $(\varepsilon_t) = \sigma^2$ constante, lo que se convierte en la cuestión clave en el análisis de cointegración. Granger y Newbold demostraron que si no existe relación causal entre las variables la varianza de la perturbación aumenta a lo largo del tiempo y afecta al estadístico DW, cuyos bajos valores pueden deberse a este problema.

El procedimiento que se emplea en este trabajo para averiguar si las series de tiempo utilizadas son estacionarias, es la prueba de raíces unitarias, este procedimiento nos permite averiguar el orden de integración de las series ó cuantas veces se debe diferenciar una serie para que sea estacionaria, al conocer que orden de integración tienen las variables empleadas, es posible saber de antemano si existe una relación causal posible. En particular en este trabajo se utilizo una batería de pruebas de raíces unitarias conformada por Dickey–Fuller Aumentada (1981) ó ADF, la prueba de Phillips–Perron (PP) (1988) y la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Smith y Shin (1992) KPSS.

M.2 Prueba, Dickey–Fuller Aumentada, ADF

Dickey y Fuller (1979) desarrollaron contrastes de raíces unitarias en el contexto de modelos univariantes de series temporales para analizar la estacionariedad de los procesos estocásticos.

El planteamiento es el siguiente:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + v_t \quad (1.1)$$

Si α_1 es menor que 1 la variable y_t estará autocorrelacionada pero será estacionaria, mientras que si es igual a uno, o mayor que la unidad, será no estacionaria y su varianza crecerá de forma explosiva con el tiempo. El *test* DF, o *test* de Dickey y Fuller, es un contraste de la hipótesis $H_0: \alpha_1 = 1$ frente a la alternativa $H_1: \alpha_1 < 1$, en un proceso AR(1), y para realizarlo se utiliza la relación (1.2) obtenida al aplicar primeras diferencias en (1.1):

$$Dy_t = \beta y_{t-1} + v_t \quad (1.2)$$

donde $Dy_t = y_t - y_{t-1}$, $\beta = \alpha_1 - 1$ y el parámetro β tomará valores en el intervalo comprendido entre $[-2, 0]$: $-2 < \beta < 0$, si el valor absoluto del parámetro α_1 es menor que la unidad: $-1 < \alpha_1 < 1$. El *test* DF consiste en contrastar la hipótesis nula $H_0: \beta = 0$ (raíz unitaria y no estacionariedad) frente a la hipótesis alternativa $H_1: \beta < 0$ (raíz no unitaria, α_1 menor que 1 y aceptación de la estacionariedad).

El *test* consiste en calcular el estadístico t :

$$t = \frac{(\beta - 1)}{S_d} \quad (1.3)$$

obtenido al tipificar el estimador d_1 , restándole el valor esperado bajo H_0 y dividiendo por su desviación típica. La *hipótesis nula*, H_0 : *no estacionariedad* de la perturbación, se acepta si t toma un valor situado a la derecha del valor crítico correspondiente al nivel de significación establecido (las tablas proporcionan generalmente los valores críticos, que son negativos, para niveles de significación del 1%, 5% y 10%, siendo el 5% el más utilizado en la práctica) y se rechaza si toma un valor menor que el valor crítico. La *hipótesis alternativa* H_1 : *estacionariedad* se acepta por lo tanto si t es < 0 y suficientemente grande en valor absoluto para situarse a la izquierda del valor crítico. Esta prueba se denomina también contraste de *raíz unitaria* refiriéndose a que se está contrastando el valor unitario de la raíz de la ecuación de primer grado formada por el polinomio autorregresivo de (1.1) igualado a cero. Sin embargo, Fuller (1976) demuestra que bajo la hipótesis nula (no estacionariedad y existencia de raíz unitaria) no deben

utilizarse los valores críticos de la t de *Student*, ya que bajo dicha hipótesis el estadístico t de (1.3) no sigue una distribución t de *Student*, sino valores críticos deducidos de estudios de simulación por el método de Montecarlo. Posteriormente otros autores analizaron el problema de los valores críticos y en la actualidad suelen utilizarse los propuestos por MacKinnon para el *test* DF. La relación (1.2) puede incorporar un término constante y una tendencia, a través de la variable t que representa el tiempo, según se expresa

$$Dy_t = \beta_1 y_t + \beta_0 + \beta_2 t + v_t \quad (1.4)$$

siendo t la variable que representa el tiempo. Al realizar la prueba podemos elegir las opciones de incorporar término C constante sin tendencia, T la opción de incorporar término constante y tendencia, y N la opción de no incorporar ninguno de ambos términos.

Así la prueba ADF consiste también en contrastar la hipótesis de nulidad de β_1 pero en una relación aumentada por la inclusión de valores retardados de Dy_t . Si se considera necesario pueden incluirse también término constante y la tendencia:

$$Dy_t = \beta_1 y + \beta_0 + \beta_2 t + \beta_3 Dy(-1) + \beta_4 Dy(-2) + \dots \quad (1.5)$$

$$Dy_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 t + \sum_{i=1}^k \beta_i Dy(t-k-1) + v_t \rightarrow \text{tend.} - \text{const.} \quad (1.6)$$

$$Dy_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i Dy(t-k-1) + v_t \rightarrow \text{constante} \quad (1.7)$$

$$Dy_t = \beta_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i Dy(t-k-1) + v_t \rightarrow \text{sin const.} - \text{sin tend.} \quad (1.8)$$

Los valores críticos más utilizados son los propuestos por MacKinnon para el *test* ADF, los niveles críticos de las tablas de MacKinnon dependen de las opciones N, C y T utilizadas, del tamaño muestral y del número de retardos que figuran en la relación. La opción de cero retardos coincide con la prueba DF por supuesto. La hipótesis nula o hipótesis a contrastar, es la de integración o no estacionariedad de la perturbación aleatoria, frente a la alternativa de no integración o estacionariedad (Guisan, 2002).

M.3 Prueba Phillips – Perron (PP)

Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988) sugieren que cuando y_t sigue un proceso AR(p), o ARMA(p,q), con posible presencia de una raíz unitaria en el polinomio autorregresivo, es posible corregir las estimaciones de los t-ratios para hacerlos independientes de la relación $\sigma_\varepsilon^2/\sigma^2$ a partir de los residuales de la prueba DF. La prueba Phillips-Perron (PP) estima una ecuación Aumentada de Dickey–Fuller y comprueba que el estadístico τ del parámetro β_1 no tenga problemas de autocorrelación y de tal modo pueda alterar la distribución asintótica del estadístico τ para que sea posible hacer una comparación directa con los valores obtenidos por MacKinnon. La prueba P-P esta representada por el cálculo de un estadístico $\hat{\tau}$ de la siguiente forma:

$$Z_{\tau_\mu} = \frac{s_e}{s} \hat{\tau}_\beta - \frac{1/2(s^2 - s_e^2)}{s \left(T^{-2} \sum_1^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 \right)^{\frac{1}{2}}} \quad (2.1)$$

$$Z_\tau = \frac{s_e}{s} \hat{\tau}_\beta - \frac{1/2(s^2 - s_e^2)}{s \left(T^{-2} \sum_1^T y_{t-1}^2 \right)^{\frac{1}{2}}} \quad (2.2)$$

$$Z_{\tau\tau} = \frac{s_e}{s} \hat{\tau}_\beta - \frac{T^3(s^2 - s_e^2)}{4\sqrt{3}D_X^{\frac{1}{2}}s} \quad (2.3)$$

Modelo sin constante y tendencia (2.1), solo con constante (2.2) y modelo con constante y tendencia, respectivamente. Donde $\bar{y}_{-1} = \sum_1^{T-1} \frac{y_t}{(T-1)}$, y $D_X \det(X'X)$, de tal manera Phillips (1984a) prueba una condición más fuerte sobre el momento $s_{\tau\tau}^2$ como un estimador consistente de σ^2 , a su vez Newey y West (1987) sugieren una modificación para los estimadores $\tilde{s}_{\tau\tau}^2$ de la varianza, asegurando que sean no negativos, bajo la forma:

$$\tilde{s}_{\tau\tau}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 = 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l w_{\tau} \sum_{t=\tau+1}^T e_t e_{t-\tau} \rightarrow \text{donde; } w_{\tau} = 1 - \frac{\tau}{l+1} \quad (2.4)$$

La prueba no paramétrica de Phillips y Perron representada por los estadísticos $Z(\tau)$, $Z(\tau_\mu)$ y $Z(\tau_\tau)$, siguen por lo tanto asintóticamente, bajo la hipótesis nula de una raíz unitaria, las distribuciones tabuladas en Fuller (1976).

M.4 Prueba KPSS

Kwiatkowski, Phillips, Shimdt y Shin (1992), iniciaron con un modelo de la forma: $y_t = \delta t + \zeta_t + \varepsilon_t$ donde; ε_t es un proceso estacionario y ζ_t es una caminata aleatoria dada por: $\zeta_t = \zeta_{t-1} + u_t$, $u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$ la hipótesis nula de estacionariedad es formulada como: $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ o ζ_t es una constante. Este es un caso especial de una prueba para la consistencia de los parámetros contra la alternativa de que el parámetro siga una caminata aleatoria. Este problema fue discutido por Nabeya y Tanaka (1988) para un modelo de regresión.

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_t x_t + \gamma' z_t + \varepsilon_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (3.1)$$

De esta forma el modelo KPSS es un caso especial con $x_t = 1$ y $z_t = t$. La prueba estadística Nabeya-Tanaka para esta hipótesis esta dada por:

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_e^2} \quad (3.2)$$

donde e_t es el residual de la regresión de y_t sobre una constante y una tendencia de tiempo, $\hat{\sigma}_e^2$ es la varianza residual de este regresión (la suma de los residuos al cuadrado divididos entre T) y S_t es la suma parcial e_t definida por:

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i, \rightarrow t = 1, 2, \dots, T \quad (3.3)$$

Para probar la hipótesis nula del nivel de estacionariedad en vez de tendencia de estacionariedad la prueba es construida de la misma forma excepto que e_t es obtenido como el

residual de una regresión de y_t solo sobre una constante. La distribución asintótica de la prueba estadística LM es valida sólo si los errores son i.i.d. KPSS considera el caso de un proceso de error general y por lo tanto modifica la prueba estadística como en la prueba Phillips y Perron (1988).

Cuando los errores son iid., el denominador del estadístico LM $\hat{\sigma}_e^2$ converge a σ^2 . Sin embargo cuando los errores no son iid., el denominador apropiado de la prueba estadística es una estimación de σ^2 no de $\hat{\sigma}_e^2$, donde σ^2 es la varianza de largo plazo definida como:

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(s_T^2)$$

Un estimador consistente de σ^2 es s_{II}^2 representado por:

$$\tilde{s}_{II}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l w_{\tau} \sum_{t=\tau+1}^T e_t e_{t-\tau} \quad (3.4)$$

donde w_{τ} una función ponderada opima que corresponde a la elección de un estimador del residual de una frecuencia espectral. En esta prueba se busca aceptar o rechazar la hipótesis nula, es decir, que es estacionaria, mediante la comparación del estadístico calculado en la prueba con los valores críticos expuestos en Kwiatkowski, et al (1992).

M.5 Vectores Autorregresivos (VAR), pruebas de cointegración: Johansen, DOLS, COINTPO y FM-OLS, y el modelo GMM (VI)

M.5.1 Vectores Autorregresivos (VAR)

Si se considera esquemas univariantes autorregresivos en los cuales la variable a explicar se modela en términos de sus propios valores rezagados, donde el numero de rezagos determinara el orden de el proceso AR(p), de la forma:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-3} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

y si ahora consideramos un vector columna de k , variables distintas, $y_t = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt}]$ y lo pretendemos explicar este vector en términos de sus propios valores pasados, lo que resulta es un vector autorregresivo VAR(p). El proceso VAR se representa como;

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + A_3 y_{t-3} + \dots + A_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (4.1)$$

donde, las A_i son matrices de coeficientes de orden $k \times k$, A_0 es un vector de $k \times 1$ de constantes y ϵ_t es un vector que simboliza un proceso ruido blanco, con las propiedades:

$$E(\epsilon_t) = 0 \quad t \quad E(\epsilon_t \epsilon_s') = \begin{cases} \Omega \rightarrow s = t \\ 0 \rightarrow s \neq t \end{cases}$$

de donde se supone que la matriz de covarianzas es definida positiva, por lo que la no se encuentran correlacionadas serialmente. De manera más compacta el VAR se puede escribir como:

$$Y_t = A(L)Y_t + U_t \quad (4.2)$$

donde L es el operador rezago. Podemos notar que un VAR es solo una generalización de los procesos AR(p), este modelo fue desarrollado por Sims (1980), se puede decir además que este tipo de modelos da inicio al análisis de cointegración. De tal manera que se busca describir el comportamiento de una serie a partir de la propia variable rezagada, también es posible incorporar variables exógenas rezagadas. Estos modelos utilizan la información estadística a partir de los rezagos para estimar la evolución histórica de los datos. Estos modelos no imponen restricciones sobre los parámetros, cada ecuación puede estimarse por MCO y se pueden utilizarse de manera eficiente para hacer pronósticos.

Lo anterior se aplica para los modelos VAR no restringidos en la práctica se ha encontrado que el modelo VAR no restringido da estimaciones erráticas (debido a la alta multicolinealidad de las variables explicativas) han sido sugeridas distintas versiones restringidas. Además, cuando alguna de las variables en t son $I(1)$, entonces se necesitará utilizarlas en primeras diferencias, si alguna de estas, variables $I(1)$ están cointegradas, entonces esto impone más restricciones para los parámetros para el modelo VAR.

La especificación correcta del modelo VAR, implica encontrar el número óptimo de rezagos que debe llevar el modelo en sus variables explicativas, esto puede hacerse mediante

distintos criterios como: Akaike (AIC), Hannan-Quinn (CHQ) y Schwartz (SC)⁵² esto debido a que un modelo VAR mal especificado con un exceso o omisión de rezagos podría generar problemas de autocorrelación, o incrementar el error cuadrático medio del modelo y en el caso de formar pronósticos estos serían erráticos, Ozcicek y Mc Millan, (1999).; así también es indispensable realizar pruebas de mala especificación sobre los residuales del modelo (ver, Spanos, 1986) esto es, de normalidad (prueba Jarque–Bera (J-B)), autocorrelación (Lagrange Multiplier (LM)) y heterocedasticidad (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)).

En nuestro caso el uso exclusivo de este modelo, obedece al hecho de que al encontrar variables del VAR con orden de integración I(1), la estimación no restringida se ve sujeta a la posibilidad de encontrar regresiones espurias al trabajar con variables no estacionarias, empero la presencia de variables no estacionarias abre la posibilidad de relaciones de cointegración.

Por lo anterior, para estimar un modelo de tal modo que este bien especificado es indispensable tomar en cuenta el orden de integración de las series empleadas y el inconveniente de una regresión espuria Granger y Newbold, (1974) el procedimiento de Johansen (1988) emplea modelos de vectores autorregresivos para formular relaciones de cointegración que pueden existir entre determinadas variables. Asimismo este procedimiento estima un modelo VAR con k rezagos que intenta describir el procedimiento estocástico de los datos y encontrar relaciones causales de largo plazo entre variables determinadas.

M.5.2 Cointegración por el método de Johansen

El método de Johansen (1988) propone determinar el rango de cointegración, esto es el número de relaciones de cointegración estimadas, existen dos estadísticos que verifican el rango de cointegración, el primero es r ($<k$) como máximo, donde la hipótesis alternativa es que el rango es k , este obedece al estadístico de la traza, el otro caso la hipótesis alternativa es que el rango es $r+1$, este obedece al estadístico máximo, sin embargo, las distribuciones de los contrastes estadísticos no son estándar y será la simulación la que proporcione los valores críticos asintóticos aproximados.

El procedimiento inicia partir de un modelo VAR sin restricciones que se puede reespecificar sin la necesidad de imponer restricciones en los valores de los parámetros. Si se verifica que el conjunto de variables son de orden de integración I(1), el VAR no es estacionario, entonces el procedimiento a seguir es el siguiente;

⁵² Para un análisis más extenso de estos criterios se puede revisar Maddala y Kim (1998).

Primero se debe hacer una reespecificación del VAR, bajo la forma de un mecanismo de corrección de errores de tal modo que se obtengan los residuales de las siguientes regresiones, así los parámetros de las variables rezagadas en niveles corresponde a la matriz Π que a su vez puede ser descompuesta en $\alpha\beta'$, por lo que es necesario obtener los valores de estas matrices ya que en el caso de β' representa en sus columnas los vectores de cointegración, por lo tanto cuando se averigua el rango de esta matriz esto indica el número de vectores de cointegración, el procedimiento es el que sigue;

$$\Delta Y_t = \mathbf{B}_1 \Delta Y_{t-1} + \mathbf{B}_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \mathbf{B}_p \Delta Y_{t-p+1} + \mathbf{R}_{0t} \quad (5.1)$$

$$Y_t = \mathbf{B}_1 \Delta Y_{t-1} + \mathbf{B}_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \mathbf{B}_p \Delta Y_{t-p+1} + \mathbf{R}_{kt} \quad (5.2)$$

Los residuales arrojados por estas regresiones se denominarán \mathbf{R}_{0t} y \mathbf{R}_{kt} respectivamente, de esta manera se estima la siguiente relación; $\mathbf{R}_{0t} = \alpha\beta'\mathbf{R}_{kt} + \mathbf{v}$.

Una vez estimados los valores para la matriz α , es necesario encontrar los valores de la matriz β , para esta última se debe resolver y construir la matriz producto de momentos, este procedimiento se realiza por medio de la relación: $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{R}_{it} \mathbf{R}'_{jt}$ $i, j = 0, k$, donde, T es el tamaño de la muestra. Lo que obtenemos son cuatro matrices, con ellas construimos una matriz compuesta por la suma de cuadrados y la suma de los productos de \mathbf{R}_{0t} y \mathbf{R}_{kt} .

$$\begin{bmatrix} S_{00} & S_{01} \\ S_{10} & S_{11} \end{bmatrix} \quad (5.3)$$

Si se maximiza la función de probabilidad con respecto a α manteniendo constante β , entonces y en un segundo paso maximizando con respecto a β , se llega a; $|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0$. El procedimiento de Johansen por tanto exige obtener los valores propios de esta expresión. $1 > \hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_n$ y con estos valores propios es posible calcular los vectores propios de este determinante que al normalizarlos se obtiene $\hat{\mathbf{V}}' \mathbf{S}_{11} \hat{\mathbf{V}} = \mathbf{I}$. Las combinaciones lineales que se obtienen representarían los vectores de cointegración. Por lo tanto el rango de la

matriz Π indica la existencia así como el número de vectores de cointegración. Las pruebas para determinar el rango de la matriz Π son el estadístico de la traza y el estadístico de la raíz máxima.

5.4 Estadístico de la Traza

$$L^T = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i)$$

5.5 Estadístico de la raíz característica máxima

$$L^M = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

M.5.3 Procedimiento FM-OLS

El procedimiento FM-OLS fue desarrollado por Phillips C. B. Y B. Hansen (1989), este procedimiento elimina el ruido en los parámetros, de la siguiente forma. Primero modifica y_{1t} mediante su transformación como:

$$\hat{y}_{1t} = y_{1t} - \hat{w}_{12} \hat{\Omega}_{11} \Delta y_{2t} \quad (6.1)$$

y el error u_{1t} además por :

$$\hat{u}_{1t} = u_{1t} - \hat{w}_{12} \hat{\Omega}_{11} \Delta y_{2t} \quad (6.2)$$

Esto es una corrección para endogeneidad, posteriormente se construye un término de correlación serial $\hat{\delta}$ el cual es un estimador consistente de:

$$\hat{\delta} = \sum_{k=0}^{\infty} (u_{1k} u'_{21})$$

donde \hat{u}_{1t} es igual a $u_{1t} = w_{12} \Omega_{11} \Delta y_{2t}$. El estimador FM-OLS combina estas dos correcciones para el estimador de mínimos cuadrados y esta dado por:

$$\tilde{\beta} = (Y'_2 Y_2)^{-1} (Y'_2 \hat{y}_1 - T \hat{\delta}) \quad (6.3)$$

Para estimar $\hat{\Omega}$ ellos sugieren el estimador Newey–West (relacionado con la prueba Phillips-Perron,). Además las modificaciones sugeridas por Ng y Perron a la prueba PP se pueden implementar en este caso. Ng y Perron (1997) argumentan que dado problemas de normalización en el método FM–OLS podría ser más apropiado utilizar regresores de menor orden de integración. Phillips y Hansen aseguran que el estimador obtenido por el método de FM-OLS es un estimador con un menor sesgo que los MCO e incluso que el Mecanismo de Corrección de Error Engle y Granger (1987). Phillips Y Hansen sostienen que este método corrige el desajuste y un sesgo por parte de los MCO. Este método genera óptimos estimadores para regresiones de cointegración, este método toma en cuenta los efectos de la correlación serial y de la endogeneidad que resulta de una relación de cointegración, además tiene un comportamiento asintótico en regresiones con variables I(1) e I(0).

Ellos se concentran sobre el problema de inferencia estadística en regresiones lineales multivariadas con procesos integrados. Desarrollan una teoría que se ajusta bastante a los estimadores del método general (IV), de esta manera aíslan la fuente de la dependencia del ruido en los parámetros en el límite de las distribuciones.

Así Phillips y Hansen ellos destacan el problema general en tres partes: Correlación serial, endogeneidad y ruido en los parámetros. La forma en que ellos analizan el problema es el siguiente:

$$\begin{aligned} y_t &= 2x_t = u_t, & (1 - \rho L)u_t &= e_{1t} \\ -y_t &= 2x_t = v_t, & (1 - L)v_t &= e_{2t} \end{aligned}$$

$$\begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \sim \begin{bmatrix} (0) \\ (0) \end{bmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \sigma\theta \\ \sigma\phi & \sigma^2 \end{pmatrix}$$

El signo del ruido está dado por el ratio σ , la correlación serial está dada por ρ y la endogeneidad θ , al parecer σ es el factor crítico del problema y no la endogeneidad, de tal modo que si σ es muy grande el problema del sesgo en la estimación es insignificante y entonces los MCO funcionan bien, en este caso FM permitirán inferencias en una forma convencional. Si σ es baja el método FM-OLS no funciona bien y por lo tanto el uso de variables instrumentales será necesario.

El estadístico Lc es un indicador de constancia global de la relación de largo plazo. Este estadístico tiene como hipótesis nula un vector de parámetros constantes contra la alternativa de

un vector que cambia aleatoriamente en el tiempo. Debajo del valor del estadístico, se encuentra el valor p asintótico del mismo.

M.5.4 Procedimiento DOLS

La técnica DOLS fue presentado por Saikkonen (1991), pero fue bautizado así por Sock T. H. y Watson M.W. (1993), ellos generalizaron este procedimiento con variables de alto orden de integración, el método de Saikkonen estima:

$$y_{1t} = \beta' y_{2t} + \sum_{j=-k_1}^{k_2} b_j \Delta y_{2,t-j} + v_t \quad (7.1)$$

donde k_1 y k_2 son seleccionadas para incrementar a una tasa apropiada con T . Este procedimiento implica sumar adelantos y rezagos de Δy_{2t} pero no de y_{1t} . Sin embargo la posible autocorrelación de los v_t llevo a Stock y Watson a realizar una especificación generalizada.

Ellos proponen una corrección para la correlación serial en el método de Saikkonen, sugieren la estimación de los residuales utilizando el método de Saikkonen y entonces contruir la matriz de covarianzas de los errores y entonces estiman la ecuación por MCG.

Su característica principal es estimar vectores de cointegración eficientes además de hacer posible el uso de sistemas que incluyen componentes determinísticos y relaciones entre variables con distinto orden de integración. Esta prueba se basa en la representación triangular de un vector m -dimensional de variables. Stock y Watson de muestran que una estimación dinámica de la relación de cointegración por mínimos cuadrados ordinarios en el caso de variables que tienen orden de integración $I(1)$ es eficiente utilizando la siguiente especificación:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + d(L)\Delta x_t + u_t \quad (7.2)$$

donde:

$$d(L) = \sum_{j=-k}^k d_j L^j$$

Al demostrar que u_t esta no correlacionado con todos los regresores. Argumentan que esta estimación será eficiente aun en el supuesto de no exogeneidad, debido a que la representación triangular del vector de variables del vector de variables de la que parte incluye toda la información suficiente del sistema.

M.5.5 Cointegración por el método COINTPO

Phillips y Ouliers (1990), estudian el comportamiento de los residuos de una regresión estática bajo los lineamientos de algunos contrastes de cointegración, ellos demostraron que los contrastes dependen directamente de la variable elegida como dependiente en el análisis de una regresión estática, lo que ellos plantean es un contraste invariante ante la normalización (debido a que los parámetros no son invariantes a la normalización elegida de la regresión de cointegración), denominado estadístico de la traza multivariante, donde la hipótesis nula es la de no cointegración y la prueba consiste en contrastar la significación de este estadístico con valores realizados por ellos. Esto es, dado un vector ($m \times 1$) de variables Y_t , que se estima por MCO de un determinado sistema VAR(p), en este caso un VAR(1) de orden uno:

$$Y_t = \pi Y_{t-1} + u_t \quad (8.1)$$

Obteniendo de esta estimación los residuales u_t , posteriormente se estima y obtiene la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos u_t estimados por:

$$\hat{\Omega} = \frac{\sum_{t=2}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'}{T} + \frac{1}{T} \sum_{j=1}^l \left(1 - \frac{j}{1+l}\right) \sum_{T=j+1}^T (\hat{u}_t \hat{u}_{t-j}' + \hat{u}_{t-j} \hat{u}_t') \quad (8.2)$$

Se calcula la matriz M_{yy} por medio de la siguiente ecuación:

$$M_{yy} = \frac{\sum_{t=1}^T Y_t Y_t'}{T} \quad (8.3)$$

Mediante la matriz M_{yy} que se obtuvo, se calcula el estadístico para la prueba, es decir, el estadístico de la traza multivariante el cual se puede representar como sigue:

$$P_y = T \cdot \text{traza}(\hat{\Omega} M_{yy}^{-1})$$

Ahora bien el valor que se calcula se debe contrastar con los valores obtenidos por Phillips-Ouliers, cuando se mantiene una relación de cointegración entonces el estadístico diverge,

de tal manera que, dado que la hipótesis nula es la de no cointegración entonces a un valor calculado mayor que el valor correspondiente a los obtenidos por Phillips-Ouliaris, es importante señalar que los valores críticos dependen de el número de variables incluidas en el vector de cointegración. Así en el caso de especificar un modelo que incluya una constante, entonces esta constante es incluida como vector en el modelo VAR, y al calcular la matriz de momentos M_{yy} se utilizan las desviaciones de Y_t respecto a su vector de medias, de manera alternativa y similar se puede incluir un componente tendencial.

M.5.6 Método de estimación: GMM (IV)

A partir de la especificación econométrica:

$$r_t = \alpha r_t^* + \beta \Delta e_{t+1}^e + u_t \quad (9.1)$$

Debido a que esta especificación supone que los agentes forman sus expectativas racionalmente de la tasa de depreciación del tipo de cambio en $t+1$ condicionado a un conjunto de información relevante y disponible contenida en Ω_{t-j} , disponible en el tiempo $t-j$ [McCallum,1989; Smith,1995]. Por lo que tenemos:

$$r_t = \alpha r_t^* + \beta E(\Delta e_{t+1}^e | \Omega_{t-j}) + u_t; \forall j \geq 0 \quad (9.2)$$

Este conjunto de información, Ω_{t-j} , debe ser ortogonal respecto a los errores para rechazar la presencia de errores sistemáticos, $E(\Omega_{t-j} | u_t) = 0$. Donde el Ω_{t-j} puede ser introducida en la especificación econométrica como una variable instrumental (IV) que define al contenido de información relevante. El método de estimación por medio del Método General de Momentos (GMM (IV)) garantiza una estimación consistente y cumple con la condición de ortogonalidad, en éste método la idea básica es que los parámetros desconocidos puedan estimarse igualando, tantas veces como sea necesario, los momentos muestrales con los correspondientes momentos teóricos a fin de obtener un estimado de momentos para un parámetro desconocido, para lo cual se minimiza la media cuadrática muestral (Green,1999; Harris y Máytas,1999), que en el contexto del modelo lineal se define como:

$$Q(\beta) = T^{-1}[Y - X\beta]'ZW_TZ'[Y - X\beta] \quad (9.3)$$

Donde la Z denota la matriz de variables instrumentales. Derivando (9.3) respecto a β y resolviendo se obtiene el vector de estimadores:

$$\hat{\beta} = [X'ZW_TZ'X]^{-1}X'ZW_TZ'Y \quad (9.4)$$

$$\text{var}(\hat{\beta}) = [X'ZW_TZ'X]^{-1} \quad (9.4.1)$$

$$W_T = Z[Z'Z]^{-1}Z' \quad (9.5)$$

Donde W_T se denomina la matriz de ponderaciones que se define como un matriz simétrica y no negativa de dimensión $q \times q$ (Green, 1999), que permite minimizar la función $Q(\beta)$. Una primera condición es aproximar a W_T mediante la inversa de la matriz de varianzas y covarianzas (V_T) de los momentos muestrales (Máytas, 1999; Hansen, 1982):

$$V_T = \frac{1}{T^2} \sum_{i,j=1}^T Z_i Z_j' \text{cov}[\varepsilon_i, \varepsilon_j] = \frac{1}{T^2} Z' \sum Z \quad (9.6)$$

A fin de garantizar estimadores asintóticamente eficientes y flexibilizar la distribución de los errores ante problemas de autocorrelación y heterocedasticidad es consistente:

$$\left[\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{T} \right) E(Z'uu'Z) \right]^{-1} \quad (9.7)$$

Newey y West (1987) proponen aproximar a W_T como un promedio ponderado entre la matriz de covarianzas maestras V_T y una función Kernel de densidad espectral $k(j, q)$, tal como:

$$W_T = \frac{1}{T} \left(V_T + \frac{1}{T} \sum k(p, q) \sum e_t e_{t-j} (Z_t Z'_{t-1} + Z_{t-1} Z'_{t-1}) \right) \quad (9.8)$$

Así la matriz W_T es utilizada a fin de obtener la estimación de los parámetros de interés. Se utiliza una función de kernel espectral cuadrática que minimiza el error cuadrático medio de la densidad espectral y presenta una tasa de convergencia más rápida que otras funciones.

CONCLUSIONES

La HME postula que los rendimientos esperados en promedio son nulos, por lo que estos rendimientos se deberán distribuir aleatoriamente, esto es un indicador de que los precios pasados contienen toda la información relevante de los movimientos futuros de un determinado activo, en el marco del mercado de divisas esto puede ser representado por tres condiciones, la HI, PDI y PCI, en la primera condición se espera que las expectativas del tipo de cambio futuro es igual al tipo de cambio en $t+1$, bajo el supuesto de expectativas racionales la expectativa del tipo de cambio futuro se puede representar mediante el mercado *forward* del tipo de cambio, las otras dos condiciones hacen referencia a la paridad de tasas de interés con la depreciación esperada del tipo de cambio. Si estas condiciones se cumplen entonces el mercado de divisas es eficiente y se encuentra en equilibrio, de acuerdo con esto los movimientos del tipo de cambio pueden aproximarse mediante el mercado *forward* y los diferenciales de tasas de interés, por lo tanto este mercado es eficiente e incorpora toda la información relevante en el precio del tipo de cambio.

Inicialmente presentamos evidencia sobre la PDI para tres periodos, utilizando distintas técnicas de estimación asumiendo que estas técnicas muestran cualidades eficientes en los estimadores: COINTPO (Phillips y Ouliers, 1990), el procedimiento de Johansen (1988), DOLS (Saikkonen, 1991, Sock T. H. y Watson M.W., 1993), FM-OLS (Phillips C. B. y B. Hansen, 1989), GMM (IV), y finalmente MCO. Cada una de las técnicas propuestas cubre respectivamente algunas de las exigencias de la teoría de eficiencia. De acuerdo con diversos planteamientos algunas técnicas podrían mejorar este tipo análisis, sobre todo aquellas relacionadas con el procedimiento de cointegración. La evidencia empírica es consistente con la proposición de que el diferencial de tasas de interés contiene información relevante para el tipo de cambio en el caso de México. Los resultados de las regresiones de cointegración cuando se usan los tres periodos, señalan que el signo del coeficiente estimado de β es positivo y estadísticamente significativo distinto de uno. Un β positivo indica que incrementos en la tasa de interés se traducen en depreciaciones en el peso, en el largo plazo.

La relación que estudiamos entre las tasas de interés y el tipo de cambio para México sugieren, que las tasas de interés pueden tener efectos directos en el tipo de cambio que pueden surgir de la sustituibilidad de los bonos domésticos y los bonos extranjeros de un mes. La regresiones de cointegración estimadas indica que los diferenciales de tasas de interés de uno y tres meses tienen efectos similares en la tasa de cambio para México. Así los aumentos en el diferencial de tasas de interés de un mes afectarán, al igual que otras cosas, el tipo de cambio en dirección de depreciaciones menos que proporcionales, de igual forma los aumentos en el diferencial de tasa de tres meses tienden a depreciar el peso. Por consiguiente, el efecto del diferencial de tipo de interés en el tipo de cambio depende de cómo la tasa de interés de tres

meses se mueve en respuesta a los cambios en la tasa de interés de un mes. Si suponemos que el Banco de México afecta las condiciones de liquidez para elevar la tasa de interés de un mes, pensando causar una apreciación del peso, si la tasa de interés de tres meses se eleva en respuesta al alza en la tasa de un mes, entonces el peso tenderá a depreciarse.

Por otro lado, en el caso del coeficiente estimado de la constante α , en promedio resulto ser no significativo por lo que no es posible considerar que en general exista una prima por riesgo asociada a la muestra completa, sin embargo encontramos que existe un sesgo de medición importante. El plan de estabilización que fue implementado en diciembre de 1987 en México y el cambio de régimen cambiario justificarían por lo tanto estos resultados, indicando que este plan y el nuevo régimen afectaron la relación de cointegración entre el tipo de cambio y los diferenciales de tasas de interés. En particular es posible apreciar que antes de la reforma financiera iniciada en 1987 los coeficientes estimados de α para la muestra 1983-1994 resultaron en promedio significativos y distintos de cero, por el contrario para la muestra 1996-2005 los datos señalan que α es no significativa.

Por un lado los datos muestran un posible acercamiento a la condición PDI después de un largo proceso de aprendizaje de los participantes en el mercado acerca del régimen flexible y sobre el comportamiento sobre las tasas de interés dada la autonomía del banco central, aunado a lo anterior después de 1995 no parece que se hayan presentado eventos adversos a la credibilidad en el régimen cambiario. En este contexto no encontramos evidencia a favor de la PDI, de forma general se pueden argumentar varias cosas: en primer lugar existen dinámicas en la trayectoria del tipo de cambio que no es posible identificar mediante las técnicas propuestas, no obstante no rechazamos una relación de equilibrio de largo plazo no podemos tampoco aceptar la hipótesis de eficiencia, una sugerencia al respecto es enriquecer este tipo de análisis con pruebas sobre el cambio estructural en el tipo de cambio mexicano. Por otro lado la existencia de cambios estructurales y periodos de alta volatilidad se asocian con el comportamiento de la distribución de los errores, en el *anexo* es posible esquematizar este punto, ya que es claro que algunos valores extremos y amontonamientos en la serie de los residuales no permiten el cumplimiento del supuesto de normalidad. En algunos casos estos problemas se han asociado a dinámicas no lineales en la trayectoria del tipo de cambio.

Los resultados empíricos obtenidos en este trabajo sobre la PDI podrían ser útiles para entender y manejar la operación del régimen del tipo de cambio flotante mexicano. Estos datos muestran que debe darse atención a la estructura de temporal de tasa de interés cuando se consideren objetivos del tipo de cambio. Hay razones para creer que tasas de interés de mayor madurez se comportan de manera distinta que las de menor madurez y además es muy probable

que tengan efectos de mayor o menor magnitud. Por ejemplo, dado que en el largo plazo la variabilidad del tipo de cambio por unidad de tiempo para una determinada madurez tiende a disminuir, podríamos esperar que tanto la variabilidad como el valor absoluto de diferenciales de tasa de interés para largos plazos sea menor que para rendimientos de corto plazo. Por lo anterior es posible creer que una diversificación en los instrumentos financieros reduzca el riesgo cambiario y por tanto genere condiciones suficientes para sostener la HME, así el control de la política monetaria podría incluso tener un efecto más contundente sobre el control de los precios cuando se utilizan instrumentos de mayor madurez. Al mismo tiempo, el rechazo de la PDI puede estar asociado a la presencia de una prima por riesgo demandada por los agentes al invertir en un mercado caracterizado por vulnerabilidad económica, que provoca el sesgo en los errores de medición al no poseer instrumentos de largo plazo que diversifiquen el riesgo.

Posteriormente analizamos el mercado *forward* como estimador insesgado de la tasa *spot* futura, sobre la misma línea de la HME, la evidencia muestra que el mercado *forward* es un estimador sesgado del comportamiento futuro del tipo de cambio (a un mes de madurez), de acuerdo con los estimadores de la tasa *forward* resultan $\beta \neq 1$ y estadísticamente significativos, por su parte el coeficiente constante α en promedio no es significativa, por lo que no es posible aceptar la existencia de una prima por riesgo, sin embargo los errores de pronóstico denuncian lo contrario, no es claro cuál es la causa económica por la que la distribución de los errores pronosticados provocan que la tasa *forward* no aproxime de manera precisa la tasa *spot*, tres son los argumentos que se pueden atribuirse a dicha desviación: costos por transacción, el cambio de régimen y una prima por riesgo variable, hay que recordar que el mercado peso-dólar considera monedas con importantes diferencias en cuanto a la fortaleza internacional (haciendo referencia al riesgo país, vulnerabilidad financiera e inestabilidad cambiaria).

Aun así es claro que existe una relación de equilibrio en el largo plazo *forward-spot*, las técnicas de cointegración demuestran que los desequilibrios entre estas variables son de orden estacionario, por lo tanto es posible pensar que los cambios tanto económicos como financieros registrados en México generaron choques que desviaron al tipo de cambio de su trayectoria sin embargo estas desviaciones fueron transitorias. Bajo este enfoque no tampoco es posible argumentar a favor de la HME, nuevamente el comportamiento de los pronósticos conducen hacia una distribución sesgada de las observaciones reales, las técnicas como COINTPO, Johansen y DOLS proveen de una guía fiable respecto a la consistencia de los resultados y sobre una relación de largo plazo, adicionalmente hemos señalado que el diferencial de interés, la tasa *forward* y la tasa *spot* son de orden de integración I(1) por lo que el uso de estas técnicas responde al manejo de este tipo de variables económicas.

Por último la condición PCI, esta relación hace referencia al mercado *forward* y el mercado de dinero, alude al equilibrio entre la expectativa del rendimiento del tipo de cambio sujeta a los movimientos de las tasas de interés interna y externa, cubriendo del riesgo cambiario a los participantes del mercado. Este modelo en particular presenta rechazos más contundentes que los otros dos modelos, con base en que los pronósticos de los movimientos de la prima *forward* no es posible capturar algunos saltos repentinos en los datos reales y que dan como resultado estimaciones sesgadas y de tipo leptocúrtico, es en particular sobre este modelo donde se hace más evidente que los análisis lineales no han logrado reflejar el verdadero comportamiento del mercado de divisas. De esta manera las variaciones del diferencial de interés no tienden en promedio a ajustarse a la prima *forward* de manera proporcional. Lo que implica que el diferencial de interés no contiene toda la información acerca de la prima *forward*.

La evidencia en *general* no generó resultados favorables respecto a la HME, esto se manifiesta en la falla de las tres condiciones propuestas (PDI, PCI y HI). En este sentido no se encontró tampoco evidencia en contra, esto puede ser interpretado como desviaciones temporales en la HME y no necesariamente como un rechazo rotundo. En este sentido si el mercado no refleja toda la información relevante en el precio de forma continua, es posible obtener ganancias extraordinarias de manera transitoria y por lo tanto existe la posibilidad de actividades especulativas. Esto también indica que el gobierno puede influir en el movimiento del tipo de cambio y en consecuencia se presentan oportunidades para el arbitraje que a su vez pueden asociarse a intervenciones de las autoridades monetarias. Hay que tomar en cuenta que al rechazar la condición PCI entonces la condición PDI y HI no están relacionadas como lo predice la teoría, esto significa que los diferenciales de interés y la prima *forward* tienen diferentes magnitudes de información acerca de los movimientos futuros del tipo de cambio. La falta de una respuesta concluyente de estas tres condiciones obedece a problemas de comportamiento no normal en la distribución de los errores –debido a pronunciados residuales– esto en un marco económico representa sustanciales oportunidades de arbitraje. En otras palabras, el valor esperado de los residuales es cero, sin embargo los valores reales de los residuales en algunos periodos están muy alejados de cero, en tal caso la hipótesis de paridad y de insesgamiento no se sostienen en promedio y menos aun continuamente.

Ante los efectos resultantes de la desregulación financiera se presume un incremento en la libre movilidad de capitales, estos hechos se manifiestan en la economía mexicana a principios de los noventa, y en este contexto el tipo de cambio no se determina dentro del modelo de paridad de manera clara, en algunos estudios recientes este hecho es explicado debido a la posible existencia de una relación no lineal entre las tasas de interés externa e interna con el tipo de

cambio, este argumento se manifiesta en aquellas observaciones del tipo de cambio que no es posible identificar o capturar mediante métodos lineales, esto tiene fuertes limitaciones para el método de comprobación que fue utilizado en este trabajo, por lo que existe la posibilidad de que la relación entre la prima *forward* y las tasas de interés no sea posible modelarla de manera lineal y que la prima por riesgo, la prima *forward* y las variaciones del tipo de cambio se identifiquen con estructuras no lineales.

Otra causa acerca del rechazo de la HEM puede asociarse como consecuencia de que los instrumentos no son sustitutos perfectos sino que es posible que mantengan una relación de sustitución imperfecta, asociado algún tipo de riesgo implícito en alguna de las tasas de interés, de nuevo una consecuencia del cambio financiero y de régimen experimentados en la economía mexicana en el periodo 1987-1995, ya que la incertidumbre generada por dichos cambios puede explicar las observaciones extremas en las tasas de interés, así como la alta volatilidad del tipo de cambio.

El desempeño financiero y económico en México durante las últimas dos décadas, ha mantenido un comportamiento errático, la secuela de desajustes financieros durante la década de los setentas, ochentas y mediados de los noventas ha provocado una falta de credibilidad en las autoridades, lo que se ha traducido para los agentes económicos en problemas para medir los movimientos del tipo de cambio; estos fenómenos observados en la experiencia cambiaria se han reflejado en especulaciones provocando fuga de capitales, elevadas tasas de interés, devaluaciones e inflación, tales características estuvieron presentes en la crisis mexicana a principios y finales de los ochentas y mediados de los noventas.

Evidentemente que este tipo de experiencias en la economía provoca fuertes alteraciones en el comportamiento de los agentes, comportamiento que está sujeto a la información disponible, y que ocasiona serios obstáculos para el cumplimiento de la HME. Ante una serie de medidas diversas, como la adopción de diferentes esquemas de política cambiaria, provocaron que el comportamiento del tipo de cambio en respuesta a la nueva información no fuera ni tan rápida ni clara, los *choques* internos y externos en la economía mexicana se han reflejado en la inestabilidad del tipo de cambio. En este contexto, podemos afirmar que las medidas de política cambiaria influyen de manera directa y negativa el comportamiento de las dediciones de los agentes condicionadas al conjunto de nueva información.

Una posible causa acerca de el comportamiento en los residuales estimados puede estar asociada a cambios estructurales en el sistema financiero mexicano durante los últimos veinte años, dichos *cambios* reflejan claros limitantes para el cumplimiento de las tres condiciones y un factor importante para la determinación de los movimientos del tipo de cambio a corto plazo,

haciéndolos no del todo predecibles. Por otra parte las diferencias en los costos financieros de cada país son una posible explicación por la cual la hipótesis se rechaza. Esto se deduce con base en que las variaciones del tipo de cambio y bajo los supuestos de la HME entonces toda la información se incorpora inmediatamente y por lo tanto deberían seguir una distribución normal, sin embargo las variaciones del *spot* siguen un comportamiento leptocurtico de colas pesadas indicando que existe información que se pierde en el pronóstico del *spot* de t a $t+1$ (ver Anexo) debido a la gran volatilidad en el tipo de cambio *spot*.

La falta de credibilidad en el régimen de libre flotación que se reporto por lo menos en el principio de 1985 hasta mediados de 1988 y mediados de 1995 generaron también restricciones importantes sobre el sostenimiento de la HME en el mercado de divisas. Por otro lado, no únicamente la falta de credibilidad en el desempeño de política monetaria ha afectado el proceso de convergencia hacia un mercado eficiente, sino también las asimetrías en los mercados financieros de estas economías, la liberalización de capitales y la supuesta integración monetaria en una economía emergente como lo es la mexicana, han provocado ataques especulativos sobre el régimen cambiario flotante traduciéndose en periodos caracterizados por fuga de capitales e inestabilidad financiera.

Por otro lado el supuesto incremento del grado de integración de los mercados de capitales entre México y E.U.A en los 90's no es respaldado por la evidencia empírica de este análisis, en particular, debido al rechazo de la condición PDI en el mercado en los periodos considerados (ver Frankel, 1993 y Montiel, 1993).

Ante un *shock* externo en la economía y dada la correlación entre inflación y tipo de cambio, la política monetaria debería incidir en los instrumentos financieros como la tasa de interés para liberar presiones cambiarias y efectos inflacionarios, sin embargo, considerando el incumplimiento de la PDI, el impulso-respuesta de las acciones del banco central no han sido capaces de motivar cambios de la misma magnitud, resultando en una devaluación de la moneda, inflación, reducción de empleo, baja de salarios nominales y altas tasas de interés.

Así, podemos concluir que la relación de los diferenciales de las tasas de interés internas y externas con la tasa *spot* es consistente con la posible presencia de alteraciones en el mercado financiero, pero no es estable en el corto plazo, por lo menos, a pesar de que sus coeficientes empíricos sean estadísticamente significativos.

Es importante destacar que después del cambio de régimen en 1995 parece que los participantes en el mercado generaron expectativas sobre los movimientos del tipo de cambio poco acertadas provocando a su vez movimientos bruscos en esta variable y por ende gran volatilidad, a partir del 2001 es posible pensar que las expectativas de los agentes tienden a una

convergencia del pronóstico entre t y $t+1$ de la tasa *spot*, posiblemente debido al aprendizaje acerca del nuevo régimen flexible.

Es claro, que los cambios de política tanto cambiaria como monetaria tienen un efecto inmediato sobre las expectativas de los agentes sin embargo, para la experiencia mexicana, han provocado efectos negativos: que se traduce en el rechazo de la HME, que implicando que los pronósticos del *spot* estén influenciados por la falta de transparencia en la conducción de la política monetaria y/o cambiaria, y que por tanto las expectativas sobre los movimientos del *forward* sean caracterizadas por errores sistemáticos producto de *shocks* en la economía, acuerdo con el comportamiento de los errores de medición.

Finalmente en la década de los noventas la flexibilización de régimen represento un obstáculo para el cumplimiento de la HME, ya que en un principio se presenta una alta volatilidad en el tipo de cambio, en particular no por el régimen sino la transición, ya que por el contrario cuando los agentes parecen aprender sobre el comportamiento de este régimen la trayectoria del tipo de cambio se mantiene estable por lo que es muy probable que la HME se sostenga y se pueda explicar mediante la condición de paridad. Debido a que el tipo de cambio se mantuvo fluctuando dentro de bandas de flotación, aunque mantenía cierta certidumbre en los agentes, los movimientos del tipo de cambio no parecían ser explicados por los diferenciales de tasas de interés incluso cuando el tipo de cambio rezagado se incorporo al modelo.

BIBLIOGRAFÍA

- Abeyskera y Turtle (1990) *Long-run relations in exchange markets: A test of covered interest parity*. The Journal of Financial Research XVIII, 431–447.
- Aku Penttinen, (2000) *Technology Risk Related Peso Problems in Stock Returns*. Swedish School of Economics and Business Administration (Helsinki), Documento de trabajo disponible en <http://papers.ssrn.com/sol3/papers>
- Backus, David (1981) *Empirical models of exchange rate: Separating the wheat from the chaff*. Queen's University, Kingston, Ontario. Manuscript.
- Baillie y Rehim, (2004) *Asymmetry and Nonlinearity in Uncovered Interest Rate Parity*. Department of Economics, Michigan State University, mimeo.
- Baillie R. y Bollerslev T. (1994) *The long memory of the forward premium*, Journal of international Money and Finance 13, 565-571.
- Baillie y Bollerslev (1990) *A multivariate generalised ARCH approach to modeling risk premium forward foreign exchange rate markets*. Journal of International Money and Finance 9, 309–324.
- Baillie Richard T. y T. Bollerslev (1989) *Common Stochastic trends in a system of exchange rates*, Journal of Finance 44, 167-181.
- Baldwin, R. (1990) *Re-Interpreting the Failure of Foreign Exchange Market Efficiency Tests: Small Transaction Costs, Big Hysteresis Bands*. National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 3319.
- Bansal y Dahlquist (2000) *The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Economies*, Journal of International Economics 51, 115-144.
- Banco de México (1977) *Informe Anual de 1976*.
(1978) *Informe Anual de 1977*.
(1979) *Informe Anual de 1978*.
(1980) *Informe Anual de 1979*.
(1981) *Informe Anual de 1980*.
(1982) *Informe Anual de 1981*.
(1983) *Informe Anual de 1982*.
(1985) *Informe Anual de 1984*.
(1986) *Informe Anual de 1986*.
(1988) *Informe Anual de 1987*.
(1989) *Informe Anual de 1988*.
(1990) *Informe Anual de 1989*.
(1991) *Informe Anual de 1990*.
(1993) *Informe Anual de 1992*.
(1994) *Informe Anual de 1993*.
(1995) *Informe Anual de 1994*.

(1996) *Informe Anual de 1995.*

(1997) *Informe Anual de 1996.*

- Barkoulas John, C. F. Baum y A. Chakraborty(2001) *Forward Premiums and Market Efficiency: Panel unit-root Evidence From the Term structure of Forward Premiums.* Department of Economics The University of Tennessee, Working Paper Clasificación: f30, f31.
- Bazdresch S. y A. M. Werner (2002) *El comportamiento del tipo de cambio en México y el régimen de libre flotación: 1996-2001.* Dirección General de Investigación Económica, BANXICO. Documento de Investigación, Agosto No. 2002-09.
- Beakert G., Hodrick R., Marshall D., (1997) *Peso Problem Explanations for Term Structure Anomalies.* National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 6147.
- Bhatti, R. H., y Moosa, I. A. (1995) *An alternative approach to testing uncovered interest parity.* Applied Economics Letters 2, 478–481.
- Bilson, J.F.O. (1981) *The Speculative Efficiency Hypothesis,* Journal of Business, 54, 435-51.
- Boulos, Nada y Swanson, Peggy E. (1994) *Interest Rates Parity in Times of Turbulence: The Issue Revisited,* Journal of Financial and Strategic Decisions Vol. 7 Núm. 2, 43-51
- Boyer (1977) *The relation between the forward exchange rate and the expected future spot rate.* Intermountain Economic Review 8, 14–21.
- Canale, R.R. y O. Napolitano (2001) *Efficiency and News in Exchange Rate Market: the euro/dollar case.* Department of Economics and Social Sciences, Università di Napoli, Federico II, Napoli, Italy. Work paper. JEL: F30, F31.
- Catalán Alonso, Horacio (2001) *Paridad Descubierta de Tasas de Interés Mediante el Método General de Momentos.* Momento Económico. No. 113, Enero-Febrero, p.22-29.
- Cartens, Agustín y Werner, Alejandro (1999) *Mexico's monetary policy framework under a floating exchange Rate Regime,* Banco de México, Research paper núm. 9905, Mayo.
- Chinn, Menzie (2005) *The rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: Longer horizons, alternative expectations and emerging markets.* Journal of International Money and Finance, 25, 2006, 7e21.
- Chinn Menzie D. y G. Meredith, (2004) *Monetary Policy and Long-Horizont Uncovered Interest Parity.* FMI Staff Papers Vol. 51, No. 3.
- Chinn, M. D., y Meredith, G., (2000) *Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons,* SCCIE Working Paper No. 00–11.
- Chinn Menzie y Jeffrey Frankel (1994) *More Survey Data on Exchange Rate Expectations: More Currencies, More Horizons, More Test.* Department of Economics University Of California, Santa Cruz Working Paper No. 312.

- Chowdhury (1991) *The Relationship between the inflation Rate and its Variability: The Issues Reconsidered*. Applied Economics, Taylor and Francis Journals, Vol. 23, p. 993-1003.
- Clinton, K. (1988) *Transaction Costs and Covered Interest Arbitrage: Theory and Evidence*, *Journal of Political Economy* 96, 358-370.
- Coakley y Fuertes M. (2002) *Exchange Rate overshooting and the Forward Premium Puzzle*. Computing in Economics and Finance 2002, 145, Society for Computational Economics.
- Cornelis A., (1999) *Nonparametric Efficiency Testing of Asian Stock Markets Using Weekly Data*. Centre for Research in Financial Services, Working Paper, No. 99-01.
- Crockett, Andrew (2000) en *Estabilización y Política Monetaria: La experiencia Internacional*. Seminario de Banco de México, Noviembre, 14-15.
- Crowder W. J. y P. Chanwit (2003) *Testing Futures Market Efficiency using Adaptive Estimation*, University of Texas at Arlington. Working Paper.
- Crowder, W. J. (1995) *Covered interest parity and international capital market efficiency*. International Review of Economics and Finance 4, 115–132.
- Crowder, W.J. (1994) *Foreign exchange rate market efficiency and common stochastic trends*, Journal of International Money and Finance 13(5), 551-564.
- Cumby, R.E. y Obstfeld, M. (1981) *A Note on Exchange-Rate Expectations and Nominal Interest Differentials: A Test of Fisher Hypothesis*, *Journal of Finance* 36, 3, pp. 697-703.
- Cuthbertson, Keith (1996) *Quantitative Financial Economics: Stock, Bonds and Foreign Exchange* John Wiley & Sons, pp. 91-104.
- Cuthbertson, Taylor y Hall (1992) *Applied Econometric Techniques*, Philip Allan. Harvester Wheatsheaf. Londres, Inglaterra.
- Díaz de León A. y Greenham L. (2000) *Política Monetaria y Tasas de Interés: Experiencia Reciente para el Caso de México*. BANXICO. Documento de Investigación No. 2000-08.
- Dooley M. P., e Isard P. (1980) *Capital controls, political risk and deviations from interest-rate parity*. Journal of Political Economy 88, 70–84.
- Dornbush, R. (1988) *Exchange rate and inflation*, Chicago, The MIT press.
- Dornbush, R. (1980) *Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?*. Brookings Papers on Economic Activity, vol. 1, 143-85.
- Edwards, Sebastian (1983) *Floating exchanges rates, expectation and new information*, National Bureau Economic Review, Working Paper. No. 1069.
- Engel, C. (1996) *The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence*. Journal of Empirical Finance 3, 123–192.
- Engel (1992) *On the foreign exchange risk premium in a general equilibrium model*. Journal of International Economics 32, 305-319.

-
- Engle, R. y Granger, C.W. (1987) *Cointegration and Error Correction: Representación, Estimation and Testing*. *Econometría*, Vol. 55. Pp 251-276.
- Fama, Eugene F. (1998) *Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance*. *Journal of Financial Economics* 49, 283-306.
- Fama, Eugene F. (1984) *Forward and spot exchange rates*. *Journal of Monetary Economics* 14, 319-338.
- Fama Eugene F. (1975) *Reply*, *Journal of Finance* Vol. 46, 1575-1618.
- Fama Eugene F.(1975), *Short-term Interest Rate as Predictor of inflation*. *American Economic Review* 65, 269-282.
- Fama Eugene F.(1971), *Risk, Return, and Equilibrium*. *The Journal of Political Economy*, Vol. 79, No. 1, p. 30-55.
- Fama, Eugene F. (1970) *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, *Journal of Finance*, May, 383-417.
- Fama, Eugene F. (1965) *The Behavior of Stock Market Prices*, *Journal of Business*, Vol. 38, 34-105.
- Fama, Eugene F. (1965) *Random Walks in Stock Market Prices*, *Financial Analysts Journal*, Vol. 21, 55-59.
- Feldstein, M. y Horioka, C. (1980) *Domestic saving and international capital flows*. *Economic Journal*, 90, 314–329.
- Ferré, M. y S. Hall (2002) *Foreign exchange market efficiency and cointegration*, *Applied Financial Economics*, No. 12, febrero, pp. 131-139.
- Fisher, Stanley (1977) *Long term contracting, sticky price and monetary policy: a comment*, *Journal of Monetary Economics* No. 3, 317-323.
- Felmingham, B., Leong, S., (2005) *Parity conditions and the efficiency of the Australian 90 and 180 day forward markets*. *Review of Financial Economics*. 14. 127-145.
- Felmingham B. S., y Mansfield P. (1997) *Rationality and the risk premium of the Australian dollar*. *International Economic Journal*, 11, 47–59.
- Felmingham y Coleman (1995) *Money and finance in the Australian economy*. Sydney: Irwin. Introduccion.
- Felmingham y Buchanan (1993) *The discrete variable of the risk premium on the Australian dollar*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, 329–341.
- Flood, Robert y Rose, Andrew (2002) *Uncovered Interest Parity in Crisis: The Interest Rate Defense in the 1990's*. *IMF Staff Papers* Vol. 49 No. 2.
- Frankel, Jeffrey y Poonawala, Jumana (2004) *The forward market in emerging currencies: less biased than in major currencies*. Harvard University.

- Frankel, Jeffrey (1997) *Monetary regime choice for a semi-open country, en Capital controls, exchange rates and monetary policy in the world economy*, editado por Sebastián Edwards, Cambridge university Press, pp. 35-69
- Frankel, J. y A. MacArthur (1988) *Political versus currency premia in International real Interest Differentials: A study of Forward rates for 24 countries*, European Economic Review 32, 1083-1121.
- Frankel, Jeffrey A. y Kenneth A. Froot (1987) *Using survey data to test standard propositions regarding exchange rate expectations*, American Economic Review 77, 133-153.
- Frankel Jeffrey A., and Kenneth A. Froot (1986) *Interpreting Tests of Forward Discount Bias Using Survey Data on Exchange Rate Expectations*, National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 1963.
- Frankel, Jeffrey A. (1973) *Elasticities and the interest parity theory*. Journal of Political Economy 81, 741-747.
- Frenkel, Jacob (1997) *Monetary regime choice for a semi-open country, en Capital controls, exchange rates and monetary policy in the world economy*, editado por Sebastián Edwards, Cambridge university Press, pp. 35-69
- Frenkel, Jacob A. (1981) *Flexible Exchange Rates, Prices and the Role of News*. Journal of Political Economy. Vol. 89.
- Frenkel, Jacob. A. (1980) *Exchange rates, prices and money: lessons from the 1920s*, American Economic Review 70, 235-42.
- Frenkel, Jacob A. y Mussa, Michael (1980) *The Efficiency of Foreign Exchange Markets and Measures of Turbulence*, The Evolving World Dollar Standard, Vol. 70 núm. 2, 374-381.
- Frenkel, Jacob A. (1979) *On Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differential*, The American Economic Review, Septiembre, 610-622.
- Frenkel, Jacob A. (1976) *The Forward Exchange Rate, Expectations and the Demand for Money The German Hyperinflation*, American Economic Review, Sep. 1977, 67, 653-70.
- Friedel, B. (2003) *The Envelope Paradox, the Siegel Paradox, and the Impossibility of Random Walks in Equity and Financial Markets*, Documento de Trabajo, Europa Universitat Viadrina.
- Friedman, Milton (1953) *The case for flexible exchange rates*. En Essays in positive economics. University Chicago Press.
- Froot, K., y Frankel, J. (1989) *Forward Discount Bias: Is It an Exchange Risk Premium?*. Quarterly Journal of Economics, vol.104, (February), pp.139-161.
- Froot, Kenneth A. y Thaler, Richard (1990) *Anomalies: Foreign Exchange Rates*, The Journal of Economic Perspectives, Vol. 4 núm. 3, 179-192
- Fujii y Chinn (2001) *Fin de Siecle Real Interest Parity*. National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 7880.

- Galindo y Catalán (2003) *El proceso de convergencia Monetaria y Financiera entre México y Estados Unidos*. En Moneda y régimen cambiario en México, Editado por la UAM-Azc.
- Galindo, Luis M. y Catalán, Horacio (2001) *¿Es posible una trayectoria de convergencia de las políticas monetarias bajo el tratado de libre comercio de América del Norte?*. Documento de Trabajo, Facultad de Economía-UNAM.
- Galindo, Luis M. (1997) *El tipo de cambio en México, la Hipótesis de paridad de poder de compra y la paridad descubierta de tasas de interés: 1980-1995*. Economía Informa. No. 259. p. 41-45.
- Galindo, Luis M. e I. Perrotini (1996) *El mercado de Futuros del Tipo de Cambio en México, 1978-1995*. Comercio Exterior, Volumen 46, No. 01.
- Galindo, Luis M. y J. Salcines (2003) *La Eficiencia del Mercado Cambiario entre el Euro, el Peso Mexicano y el Dólar: Un Análisis de Cointegración con Restricciones*. Análisis Económico. Vol. XIX, No.41.
- Galindo, Luis M. (1997) *El tipo de cambio en México, la Hipótesis de paridad de poder de compra y la paridad descubierta de tasas de interés: 1980-1995*. Economía Informa. No. 259. p. 41-45.
- Goldfajn, Ilan y Rodrigo Valdés (1996) *The Aftermath of Appreciations*, NBER Working Paper No. 5650.
- Gourinchas y A. Tornell (1996) *Exchange Rate Dynamics and Learning*. National Bureau of Economic Research, Working Papers, 5530.
- Granger C. W.J. y P. Newbold (1976) *Spurious Regressions in Econometrics*. Journal of econometric. Vol. 2, N° 2, pp 111-120.
- Grossman, Stanford (1976) *On the efficiency of competitive stock markets where trades have diverse information*. Journal of finance 31, 573-585.
- Hai, W., Mark, N. C., Wu, Y. (1997) *Understanding spot and forward exchange rate regressions*. Journal of Applied Econometrics, 12, 715-734.
- Hakkio y M. Rush (1989) *Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets*, *Journal of International Money and Finance*, vol. 8, , pp. 17-88.
- Hamilton D. J. (1994) *Times Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hansen, Peter (1982) *Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators*. Econometrica, 1982, 50, 1029-1054
- Hallwood, P. y R. MacDonald (2000) *International money and Finance*. Blackwell, 3a. Edición.
- Hartley (1981) *Rational Expectations and Foreign Exchange Markets*. En Exchange Rates and International Macroeconomics, National Bureau of Economic Research.

- Hawkins P. (2003) *The open economy and it's financial Constraints*. Ed. Edward Elgar, Cheltenham, UK. p.54-151
- Hernández R. P. (2003) *Estimadores obtenidos de la hipótesis de eficiencia especulativa en el mercado cambiario mexicano*. REMEF. Vol. 2, No. 4, 321-338.
- Helpman (1994) *A New Breed of Exchange Rate Bands: Chile, Israel and México*. Mimeo.
- Hodrick y Srivistava (1984) *An investigation of risk and return in forward foreign exchange*, Journal of International Money and Finance, 3, 5-29.
- Hunter D., I. Hasan y Francis B. (2002) *Emerging Market Liberalization and the Impact on Uncovered Interest Rate Parity*. Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper, No. 2002-16.
- Jaffe, Jay (1974) *Special information and insider trading*. Journal of Business 47, Pp. 410-428.
- Johansen S. y K. Juselius (1992) *Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of PPP and the UIP for UK*, Journal of Econometrics. 53, 211-244.
- Johansen S. (1988) *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, Journal of Economic Dynamics and Control. 12, 231-254.
- Karfakis y Phipps (1994) *Do movements in the forward discount on the Australian dollar predict movements in interest rates?*. Australian Economic Papers, 52-74.
- King (1998) *Uncovered interest parity: New Zealand's post-deregulation experience*. Applied Financial Economics, 8, 495-503.
- Koedijk K. G. y Mack Ott (1987) *Risk Aversion, Efficient Markets and the Forward*. Exchange Rate Federal Reserve Bank of St. Louis. Working paper.
- Koedijk, K.G. y Wolff, C.C.P. (1996) *Exchange rate returns, "news", and risk premia*, Economics Letters, 50, 127-134.
- Krasker (1980) *The Peso Problem in testing efficiency of forward exchange markets*. Journal of Monetary Economics, 6, 269-276.
- Krugman (1988) *Target Zones and Exchange Rate Dynamics*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, No. 2481.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992) *Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root*, Journal of Econometrics. 1, 159-178.
- Lewis, Karen K. (1995) *Puzzles in International Financial Markets*. In *Handbook of International Economics* Vol. 3, edited by G.M. Grossman and K. Rogoff, chapter 37. New York: North Holland.
- Levich, R.M., (1985) *Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination, and Market Efficiency*, en *Handbook of International Economics*. Vol. II, ed. Jones and P.B. Kenan. Amsterdam.
- Loria, Eduardo (2001) *La integración monetaria silenciosa de México. La evidencia empírica, 1980-2000*, PAPIIT No. IN301700, DGAPA, UNAM, mayo.

- Lucas, Robert (1976) *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. Carnegie-Rochester Series on Public Policy 1, 19-46.
- Lyons (2001) *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, Cambridge and London: MIT Press.
- MacDonald, R., y Taylor, M. P. (1992) *Exchange rate economics: A survey*. IMF Staff Papers, 39, 1-57.
- MacDonald R. y M. Taylor (1989) *Foreign exchange market efficiency and cointegration: Some evidence from the recent float*, Economics Letters, 29, 63-68.
- Maddala G.S. y I. Kim (1998) *Unit roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press.
- Mancera (1993) *Transición de inflaciones moderadas a niveles de un dígito*, Boletín del CEMLA, pp. 69-72.
- Masih y Masih (1996) *Investigating the Robustness of the test of the Market efficiency Hypothesis: Contributions from Cointegration Techniques on the Canadian Floating Dollar*. Applied Financial Economics, Vol. 5, No. 3, p. 139-150.
- Mark, Nelson C. y Yangru Wu (1998) *Rethinking deviations from uncovered interest parity: The role of covariance risk and noise*. The Economic Journal, 108, 1686-1706.
- Marston, Richard C. (1995) *International financial integration: A study of interest differentials between the major industrial countries*, Cambridge University Press, New York.
- Martínez, L., O. Sánchez y Werner A. (2001) *Consideraciones sobre la Conducción de la Política Monetaria y el Mecanismo de Transmisión en México*, Banco de México, mayo.
- Martínez, Lorenza y Werner, Alejandro (2002) *El Régimen de tipo de cambio y la composición de la deuda corporativa: la experiencia mexicana*, Banco de México, Febrero.
- Maynard A. (2003) *Testing for Forward-Rate Unbiasedness: on Regression in Levels and in Returns*. The Review of Economics and Statistics. MIT Press. Vol. 85., Number 2, pp. 313-327.
- Maytas L. (1999) *Generalized Method of Moments Estimation*, Cambridge University Press, Cambridge.
- McCallum, B. T. (1994) *A reconsideration of the uncovered interest parity relationship*. Journal of Monetary Economics, 33, 105-132.
- Meese, R. (1986) *Testing for Bubbles in Exchange Rates: A Case of Sparkling Rate*, Journal of Political Economy, 94(2), 345-373.
- Meese, R. y K. Rogoff (1983) *Empirical Exchange Rate Models of the Seventies*. Journal of International Economics, 14 p. 3-24.
- Frederic S. Mishkin (1996) *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*. NBER Working Papers 5464, National Bureau of Economic Research, Inc.

- Mishkin Frederic S. (1995) *Symposium Monetary Transmission Mechanism*. Journal of Economics Perspectives. Vol. 99, No. 4
- Mishkin Frederic S. (1981) *Monetary policy and long-term interest rates: an efficient markets approach*. Journal of Monetary Economics 7, 29-55.
- Mishkin Frederic S. (1981) *Are market forecast rational?* American Economic Review 71, 293-306.
- Mishkin Frederic S. (1978) *Efficient-Markets Theory: Implications for Monetary Policy*, Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 3, 707-768.
- Moosa (1996) *An empirical investigation into the causes of deviations from covered interest parity across the tasman*. New Zealand Economic Papers, 30, 39-54.
- Mussa, Michael (1985) *Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 25, Pp. 117-214.
- Mussa, Michael (1981) *A model of exchange rates dynamics*, Journal of Political Economy, 90, Pp. 74-104.
- Mussa, Michael (1979) *Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Market*, en K. Brunner and A.H. Meltzer (editores), Policies for Employment, Prices, and Exchange Rates, Vol. 11 Carnegie-Rochester Serie de Conferencias sobre Politicas Publicas, pp. 9-57.
- Naudon, Alberto., Vera, Ivonne y Valdés, Rodrigo (2003) *Relación entre el Tipo de Cambio y el Spread Soberano: ¿Es Chile Diferente?*. Notas de Investigación volumen 6 No.2.
- Nelson C. M. y Young-Kyu M. (2003) *Official Interventions and Occasional Violations of Uncovered Interest Parity in the Dollar-DM Market*. National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 9948.
- Nelson, Charles y Schwert G.W. (1977) *On testing the hypothesis that the real rate of interest is constant*. American Economic Review 67, 478-486.
- Ng, S. and Perron, P. (1995) *Unit root tests in ARMA models with data depend methods for the selection of the truncation lag*. Journal of the American Statistical Association, 90, pp. 268-281.
- Newey, W. K. y K. D. West (1987) *A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*, Econometrica 55, 703-708.
- Ogaki y Santaella, (2002) *The Exchange Rate and the Term Structure of Interest Rates in México*. Ohio State University. Working Paper No. 99-21.
- Otari I. y Tiwari S. (1981) *Capital controls and interest rate parity: The japanese experience*. 1978-81. IMF Staff Papers, 28, 793-815.
- Ott, Mack y Veugelers, Paul L. (1986) *Forward Exchange Rates in Efficient Markets: The Effects of News and Changes in Monetary Policy Regimes*, Reserva Federal de St. Louis.

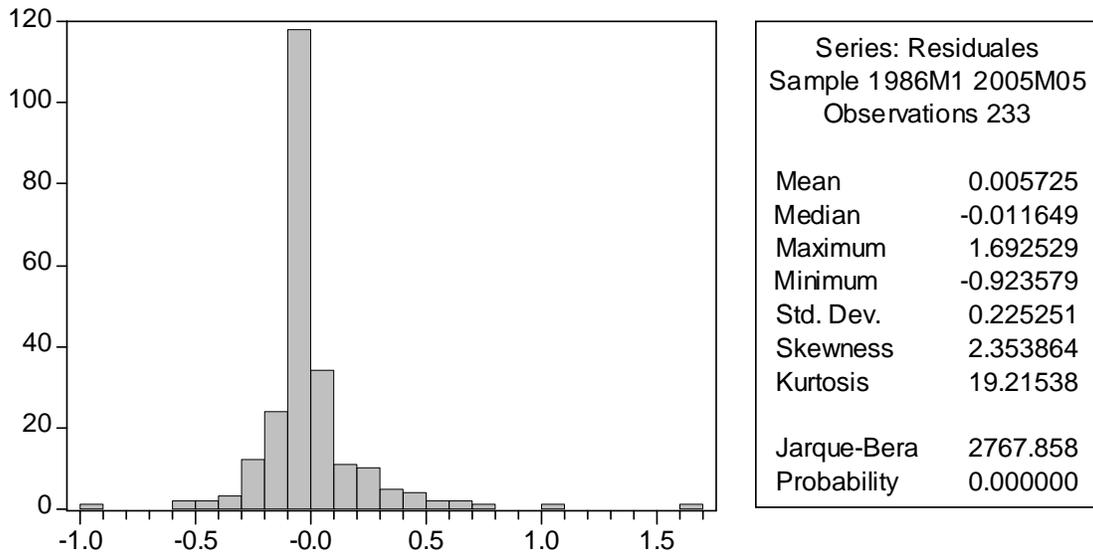
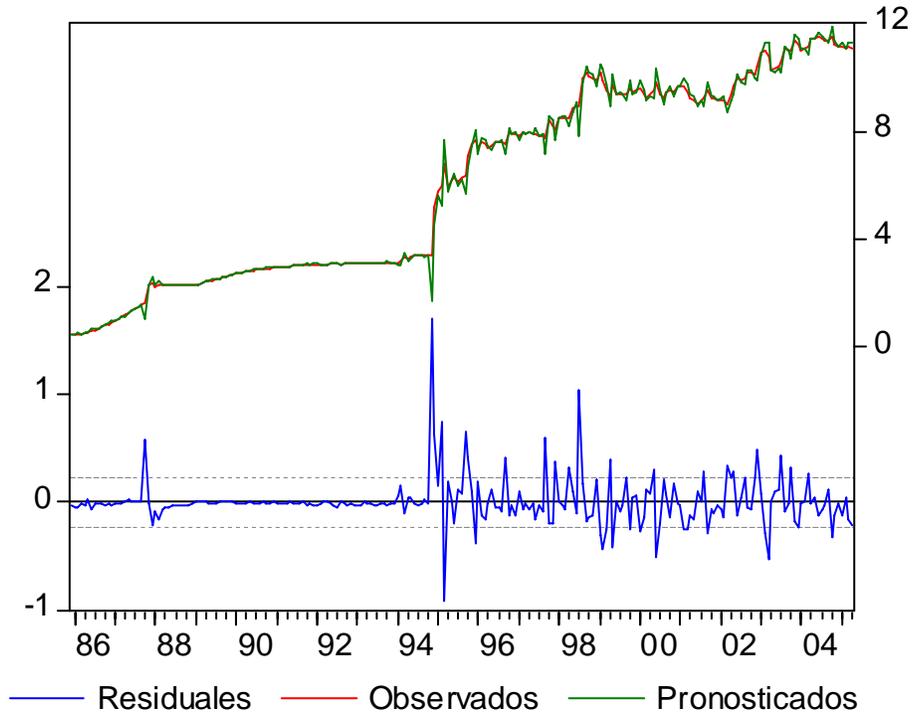
- Ozcicek Omer y W. Douglas Mcmillin (1999) *Lag Length Selection in Vector Autoregressive Models: Symmetric and Asymmetric Lags*, Applied Economics 31, issue 4, 517-24.
- Pastor A. (1999) *Burbujas especulativas y Crisis Cambiarias: previsión, prevención y cura*. Trabajo presentado en la 2ª Jornada sobre Nuevas Fronteras de la Política Económica organizada por el CREI en la Universitat Pompeu Fabra, 2 de Junio.
- Phillips y McFarland (1997) *Forward exchange market unbiasedness: The case of the Australian dollar since 1984*. Journal of International Money and Finance, 16(6), 885–907.
- Phillips P. C. y B. Hansen (1990) *Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes*. Review of Economic Studies. 57, p. 99-125
- Phillips P. C. y S. Ouliaris (1990) *Asymptotic Properties of Residual Based Test for Cointegration*. Econometrica, Vol. 58, No. 1, p. 165-193.
- Prachowny (1970) *A note on interest parity and the supply of arbitrage funds*. Journal of Political Economy, 78, 580–645.
- Reynoso, Alejandro (1995) *Sostenibilidad de la Política Cambiaria en Economías Pequeñas*. Banco de México. Documento de investigación 9501.
- Roberts, Harry (1967) *Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market*. Documento no publicado, citado por Brealey y Myers (1993).
- Roper (1975) *The role of expected value analysis for speculative decisions in the forward currency market*. Comment. Quarterly Journal of Economics, 89, 157–169.
- Sanchez-Fung (1999) *Efficiency of the Black Market for Foreign Exchange and PPP: The Case of the Dominican Republic*, Applied Economics Letters Volume 6, Number 3, 1 March 1999, pp. 173-176(4).
- Sephton, P.S. y H.K. Larsen (1991) *Tests of exchange market efficiency: fragile evidence from cointegration tests*. Journal of International Money and Finance, 10, 561-570.
- Sequeira, John y McAleer, Michael (2003) *Volatility Models of currency future in developed and emerging markets*. Documento en discusión disponible en www.e.u.tokio.ac.jp
- Shiller y McCulloch, (1987) *The term structure of interest rates*. National Bureau of Economic Research, Working Paper, No. 2341.
- Siegel (1972) *Risk, Interest Rates and the Forward Exchange*, Quarterly Journal of Economics 86, 303-309.
- Sims C. A. (1980) *Macroeconomics and Reality*. Econometrica, Vol. 48, 1, p.1-48
- Singh (1997) *Efficiency of Australian Foreign Exchange Market - Empirical Evidence from Cointegration Tests*. Indian Economic Journal, 44, 155-69.
- Spanos, A. (1986) *Statistical Foundations of Econometric Modeling*, Cambridge University Press.
- Speight y McMillan (2001) *Cointegration and Predictability in Pre-reform East European Black-market Exchange Rates*. Applied Economics Letters, 8, 775-759.

- Stock J. H. y M. W. Watson (1993) *A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems*. *Econometrica* Vol. 61, No. 4. p. 783-820
- Studart R. (1998) *Políticas Financieras y Crecimiento en el Contexto del Desarrollo: lecciones derivadas de América Latina y del Sudeste Asiático en los Ochenta*. en *Investigación Económica*, Vol. LVII, No. 224, Abril-Junio, p. 15-42.
- Svensson L. (1993) *The Simplest Test of Inflation Target Credibility*. National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 4604.
- Svensson Lars E.O.(1990) *The Term Structure of Interest Rate Differentials in a Target Zone: Theory and Swedish data*. NBER, Working Paper No. 3374.
- Takatoshi Ito (1983) *Capital Controls and Covered Interest Parity*. National Bureau Economic Research. Working Paper No. 1187.
- Tanner, E. (1999) *Exchange market pressure and monetary policy: Asia and Latin America in the 1990s*, IMF working paper, no. 99/114.
- Taylor, M. P. (1995) *The economics of exchange rates*. *Journal of Economic Literature* 33, 13–47.
- Taylor, M. P. (1989) *Covered interest arbitrage and market turbulence*. *Economic Journal* 99, 376–391.
- Taylor, M. P. (1987) *Covered interest parity: A high-frequency, high quality data study*. *Economica*, 54, 429–438.
- Torres A. (2002) *Un análisis de Tasas de interés en México a través de la Metodología de Reglas Monetarias*, Diciembre No. 2002-11.
- Trapletti A., Séller. A. y Leisch., F. (1999) *Cointegration and exchange market efficiency: an analysis of high frequency data*, *Adaptive Information Systems and Modelling in Economics and Management Science*. 52, August 1999.
- Turnovsky y Ball (1983) *Covered interest parity and speculative efficiency: Some empirical evidence for Australia*. *Economic Record*, 59, 271–280.
- Walti, Sébastien (2005) *Teaching notes for Economics of Securities Markets. EC4050*. Capítulo 8.
- West (1988) *Asymptotic normality when regressors have a unit root*. *Econometrica*, 56, 1397–1418.
- Weike H., Nelson C. M. Y Yangru W. (1997) *Understanding Spot and Forward Exchange Rate Regressions*. *Journal Of Applied Econometrics*. Vol. 12, 715-734.
- Werner, Alejandro (1997) *El Efecto Sobre el Tipo de Cambio y las Tasas de Interés de las Intervenciones en el Mercado Cambiario y del Proceso de Esterilización*. BANXICO, Documento de Investigación No. 9706.
- Williamson y Hounthakker (1996) *The Economics of Financial Markets*. Oxford University Press.

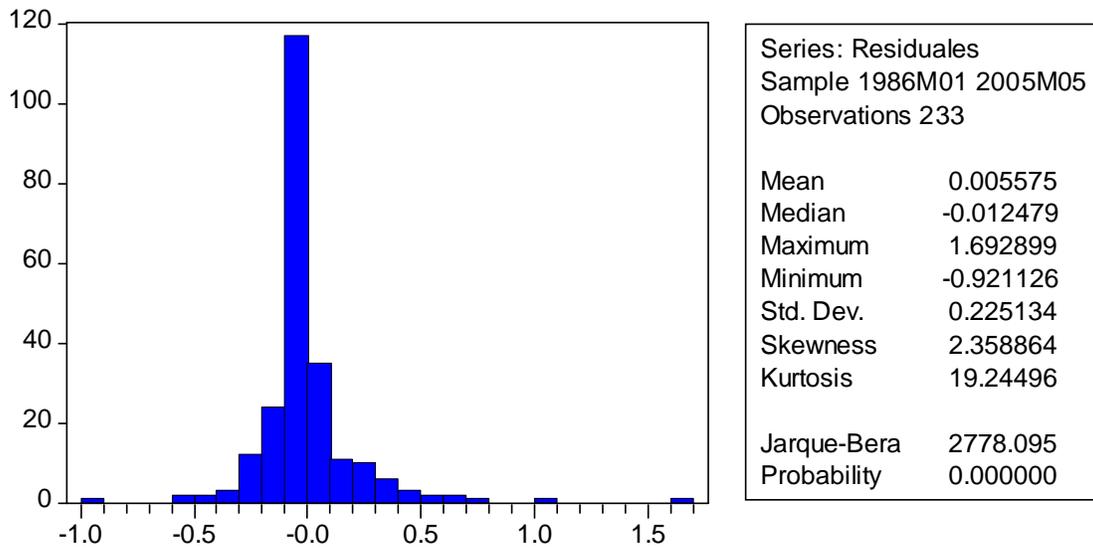
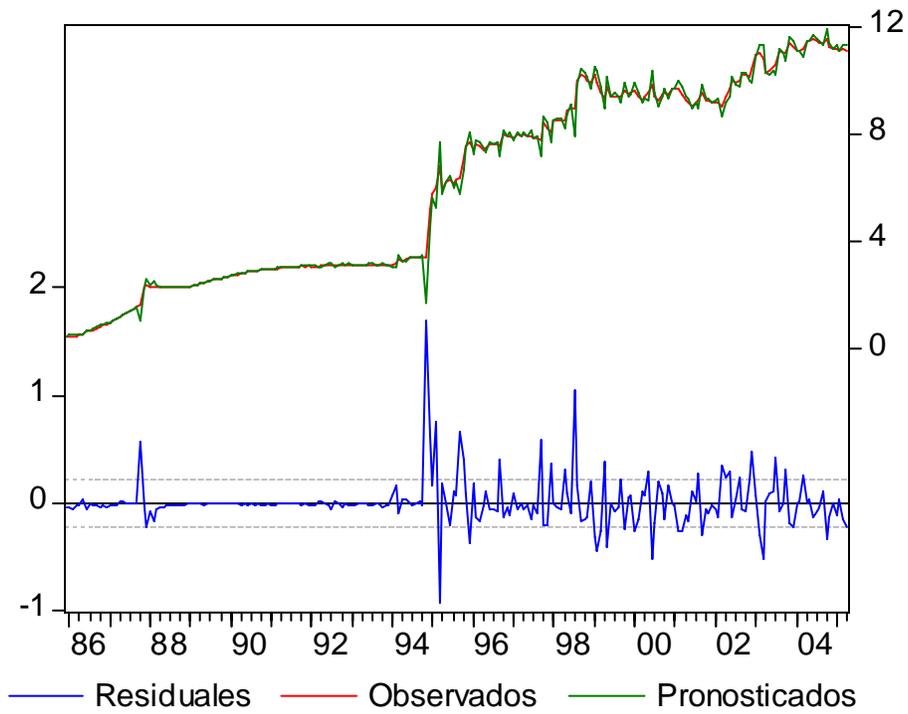
Zivot Eric (1998) *Cointegration and Forward and Spot Exchange Rate Regressions*.
Department of Economics University of Washington. Working Paper, June 12.

ANEXO

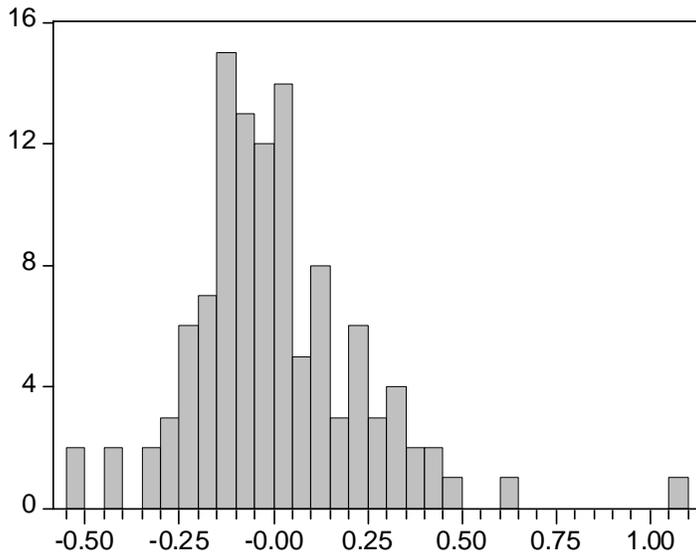
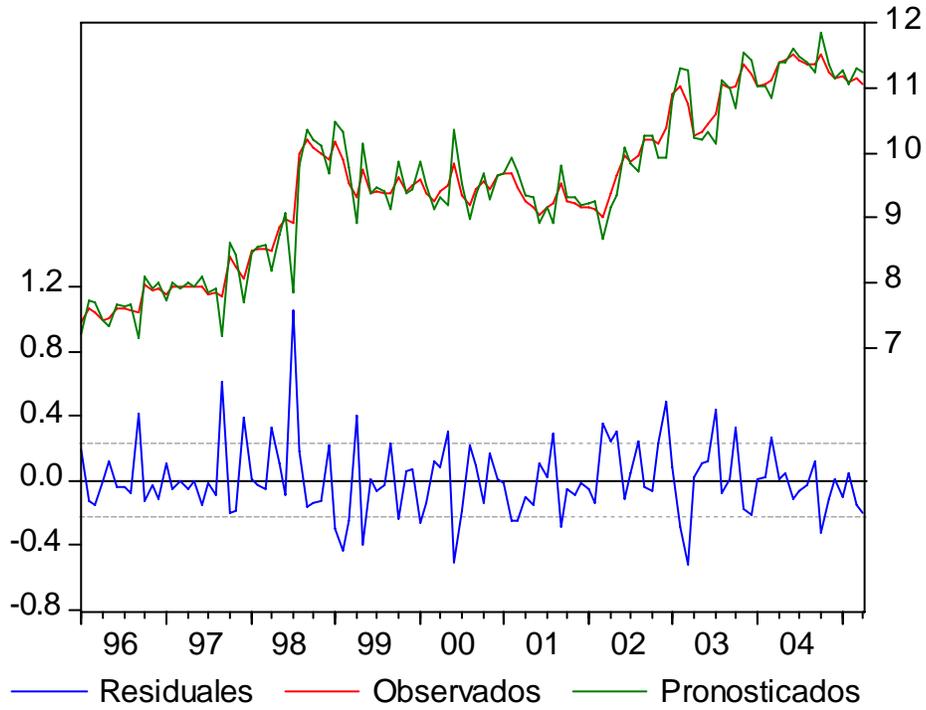
PDI 1986:1-2005:5
MCO
Un mes



Tres meses

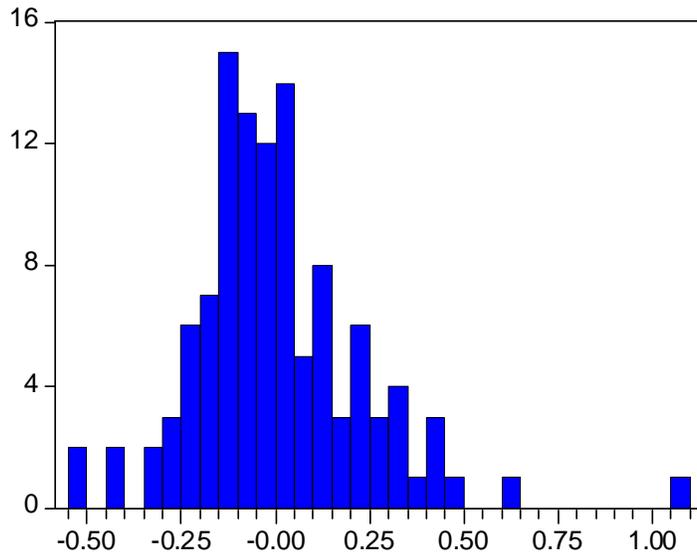
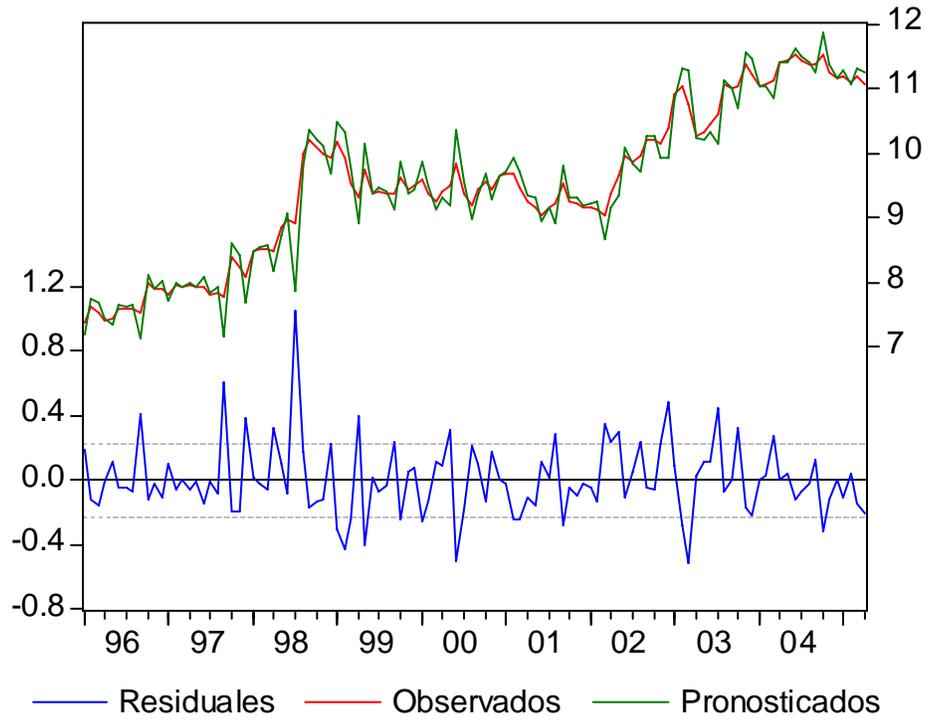


PDI 1996:1-2005:5
MCO
Un mes



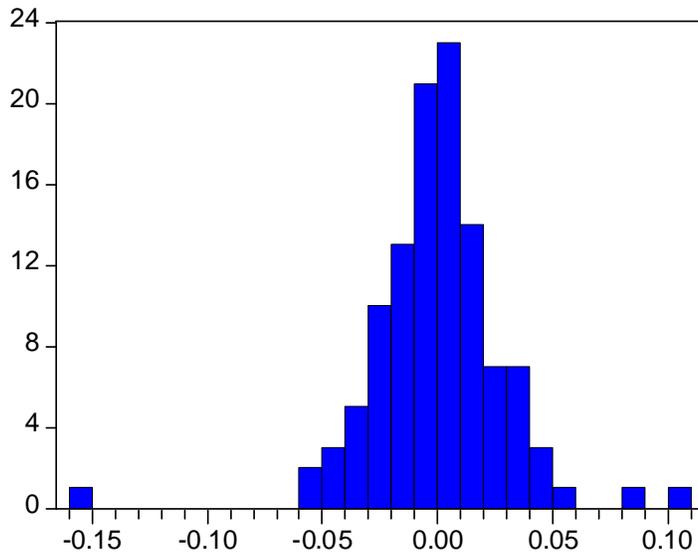
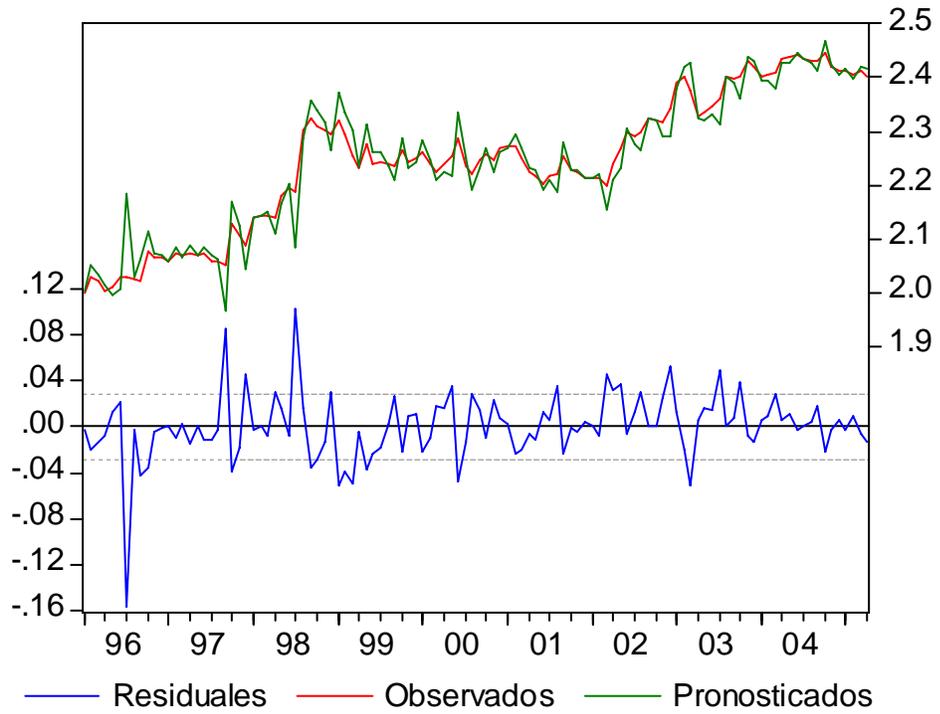
Series: Residuals	
Sample 1996M01 2005M04	
Observations 112	
Mean	0.003797
Median	-0.025208
Maximum	1.051528
Minimum	-0.516442
Std. Dev.	0.227068
Skewness	1.035307
Kurtosis	6.330612
Jarque-Bera	69.65728
Probability	0.000000

Tres meses



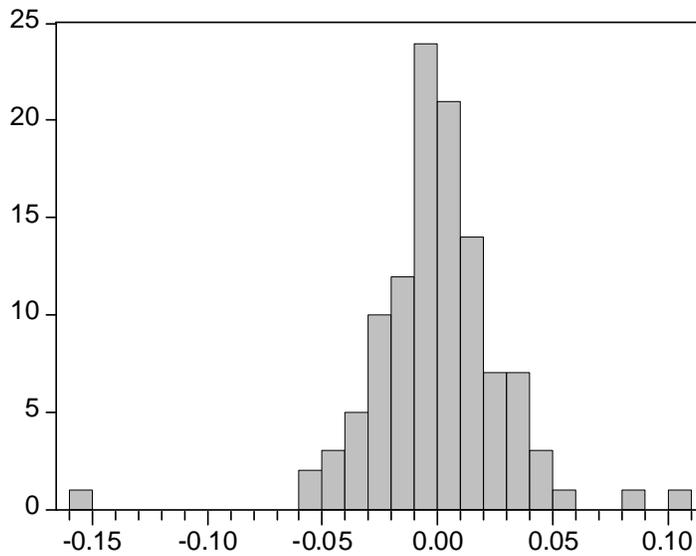
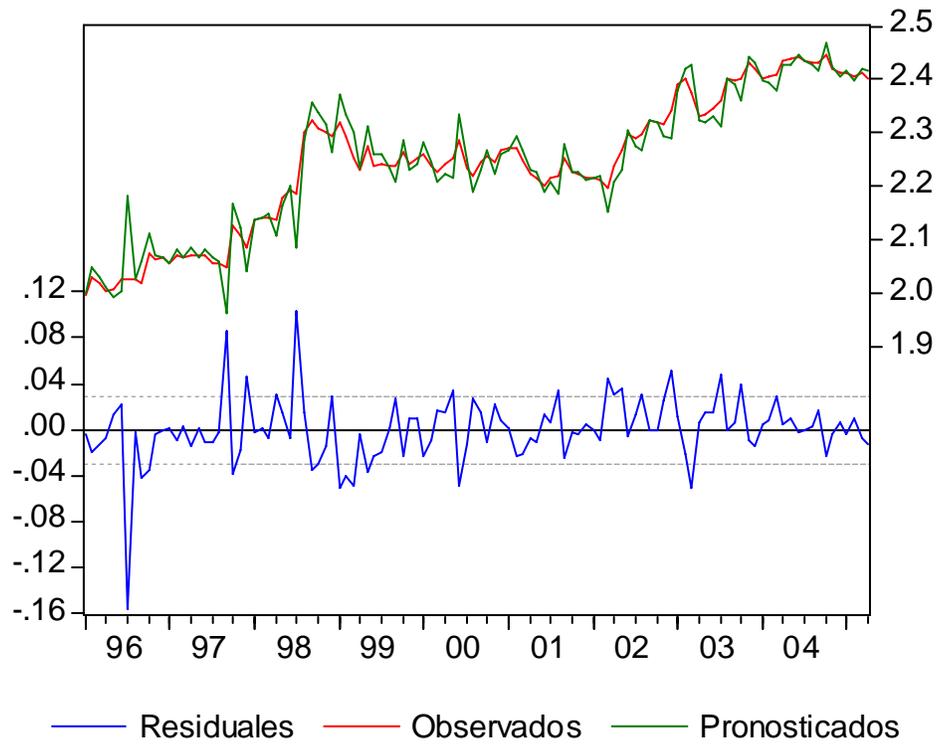
Series: Residuals	
Sample 1996M01 2005M04	
Observations 112	
Mean	0.003741
Median	-0.024342
Maximum	1.050684
Minimum	-0.515697
Std. Dev.	0.226972
Skewness	1.034388
Kurtosis	6.321896
Jarque-Bera	69.65720
Probability	0.000000

HI 1996:1-2005:5
MCO



Series: Residuals	
Sample 1996M01 2005M04	
Observations 112	
Mean	-1.72e-05
Median	1.15e-05
Maximum	0.102593
Minimum	-0.156847
Std. Dev.	0.029207
Skewness	-0.818821
Kurtosis	10.53275
Jarque-Bera	277.3131
Probability	0.000000

Con constante

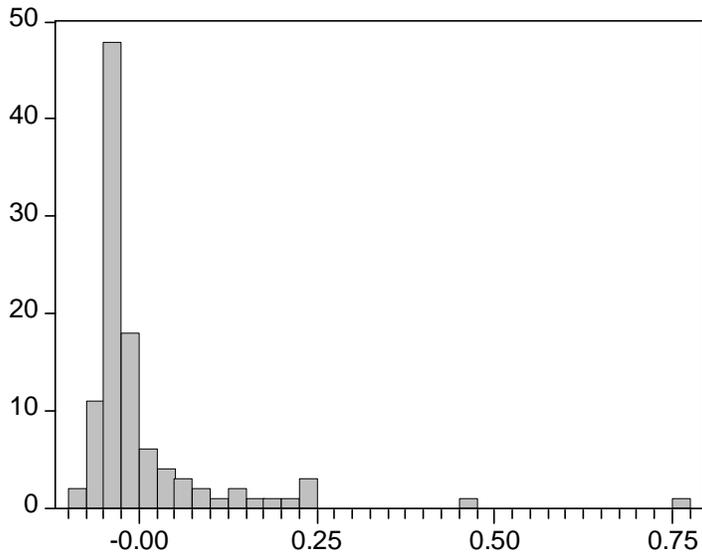
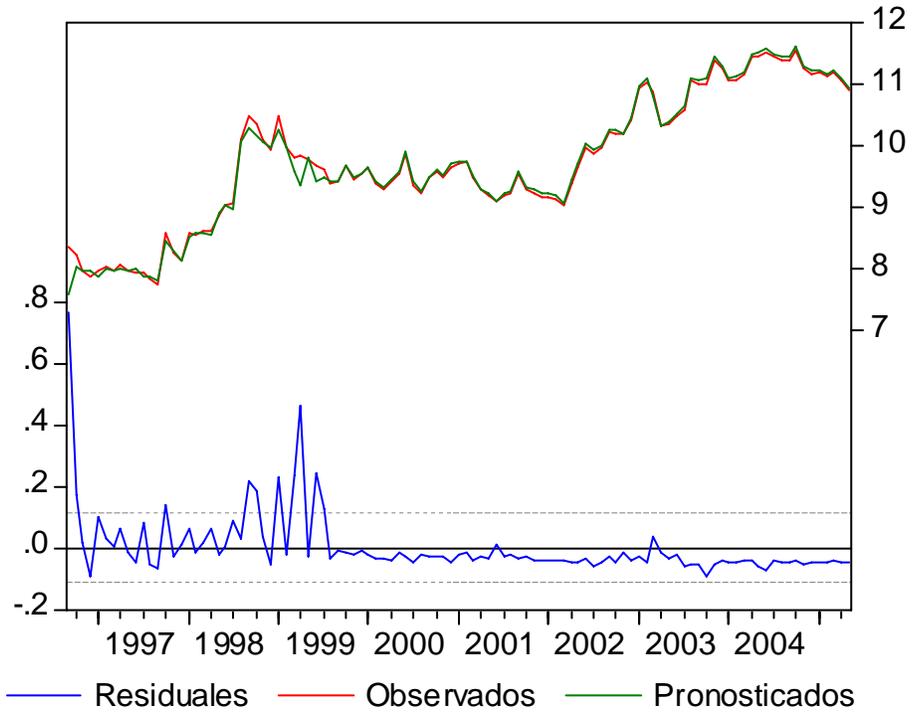


Series: Residuals
 Sample 1996M01 2005M04
 Observations 112

Mean	-1.85e-16
Median	-0.000126
Maximum	0.102741
Minimum	-0.156656
Std. Dev.	0.029206
Skewness	-0.811059
Kurtosis	10.52723

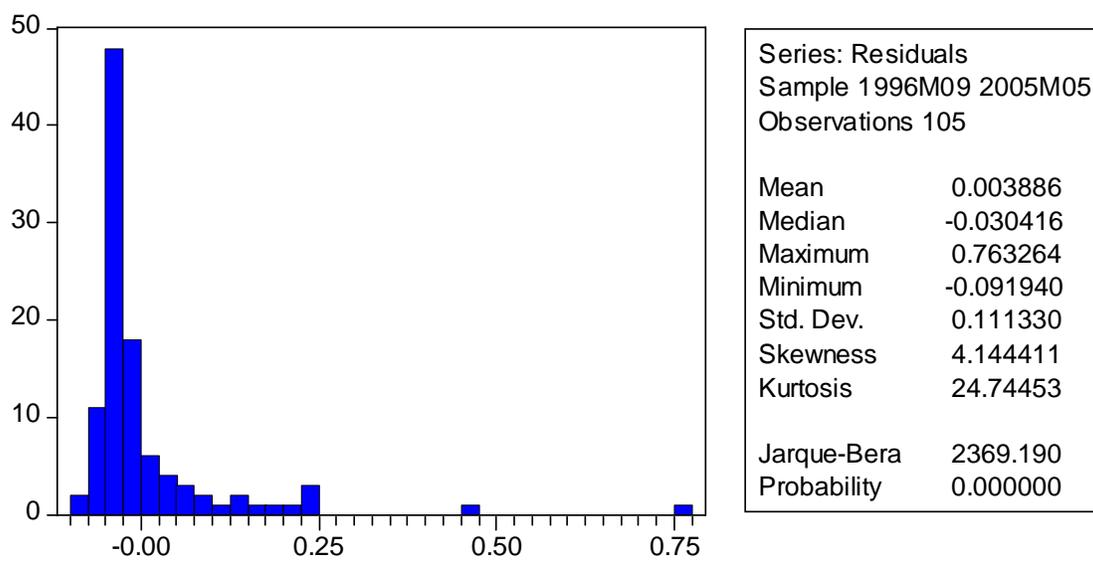
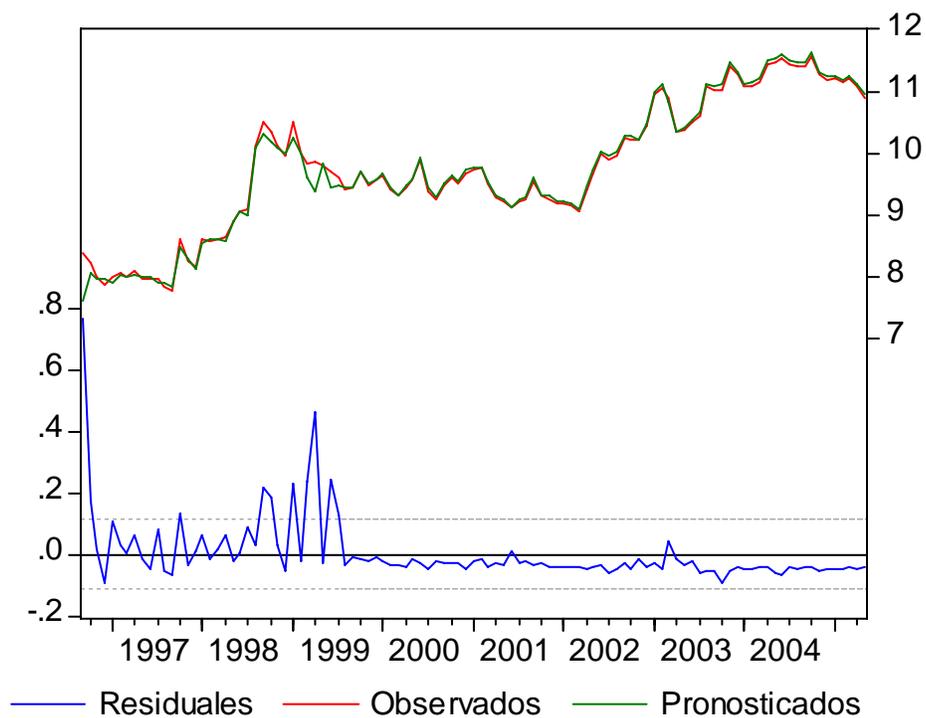
Jarque-Bera	276.6886
Probability	0.000000

PCI 1996:1-2005:5
MCO
Un mes

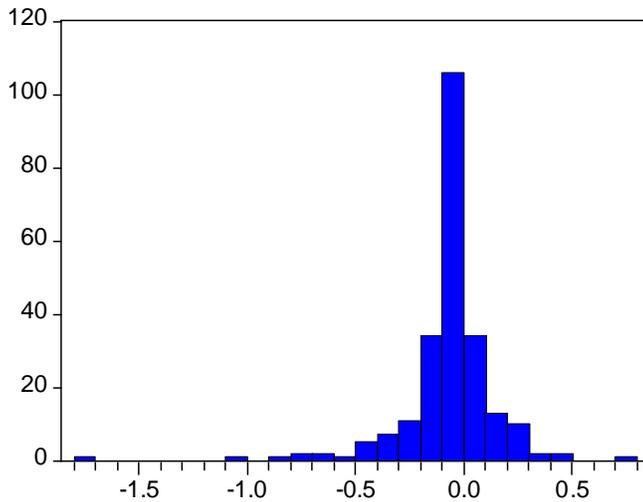
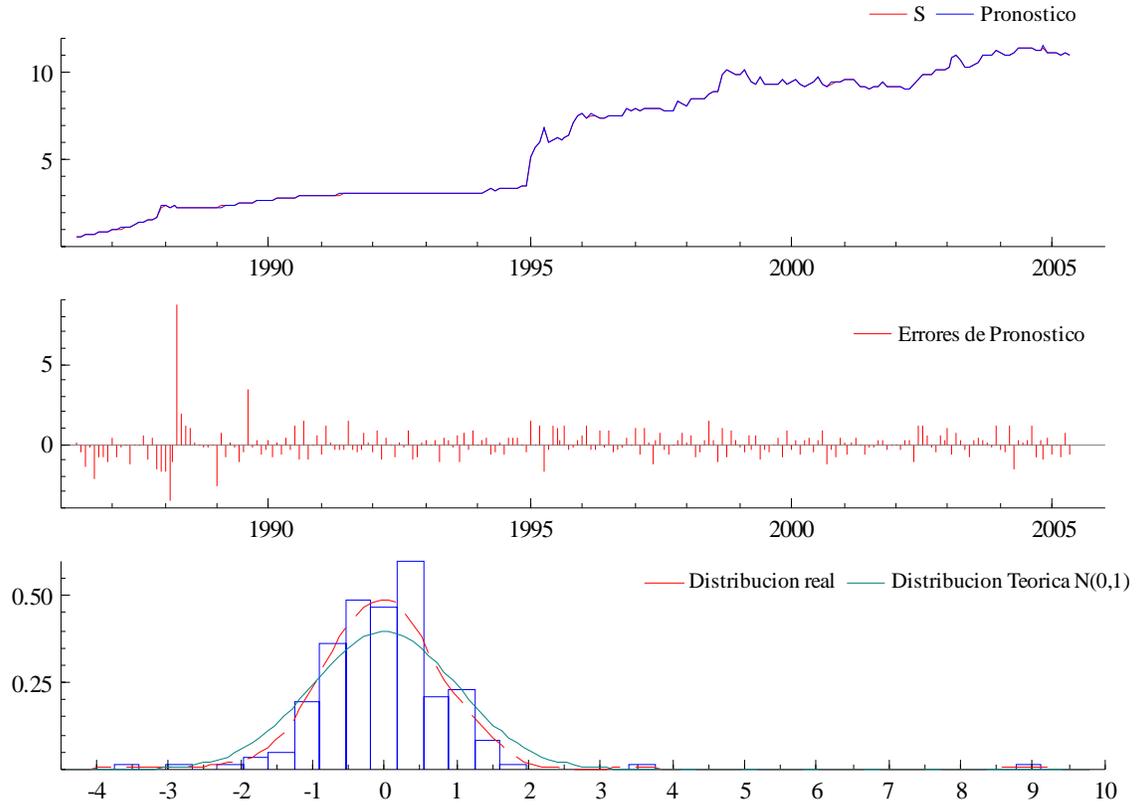


Series: Residuals	
Sample 1996M09 2005M05	
Observations 105	
Mean	0.003930
Median	-0.030060
Maximum	0.765946
Minimum	-0.092974
Std. Dev.	0.111584
Skewness	4.146406
Kurtosis	24.80391
Jarque-Bera	2380.792
Probability	0.000000

Tres meses

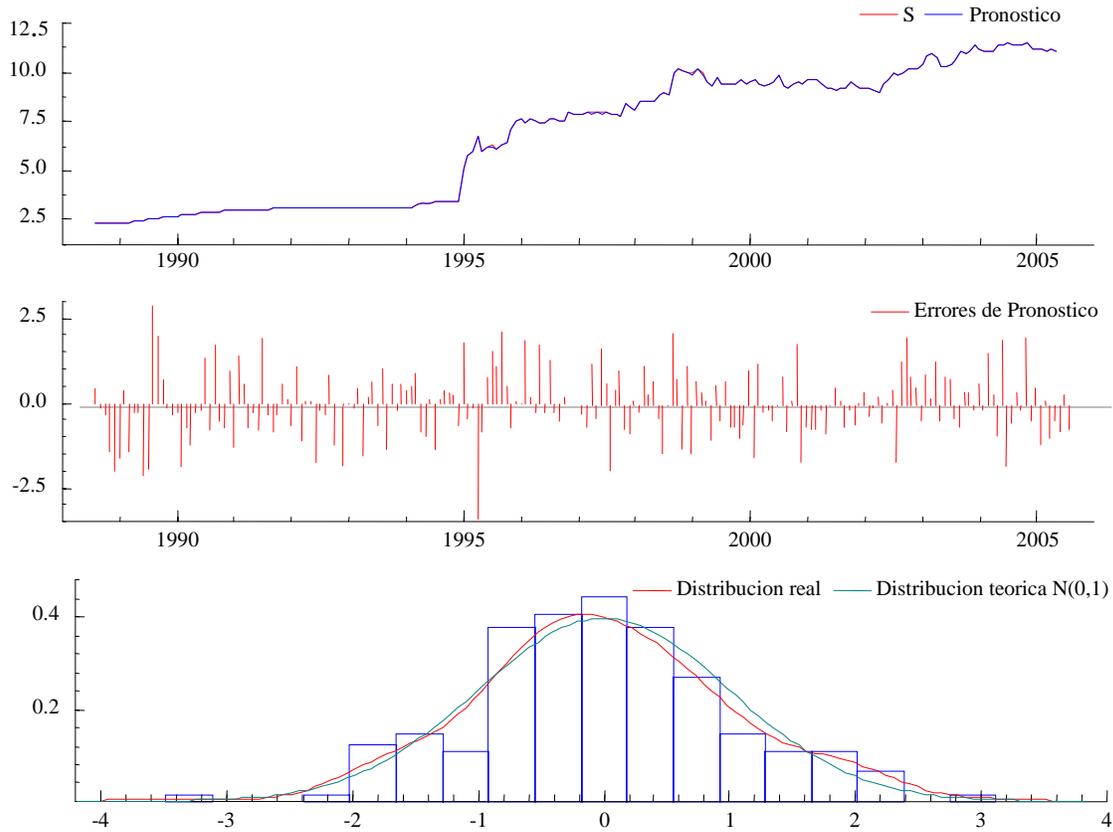
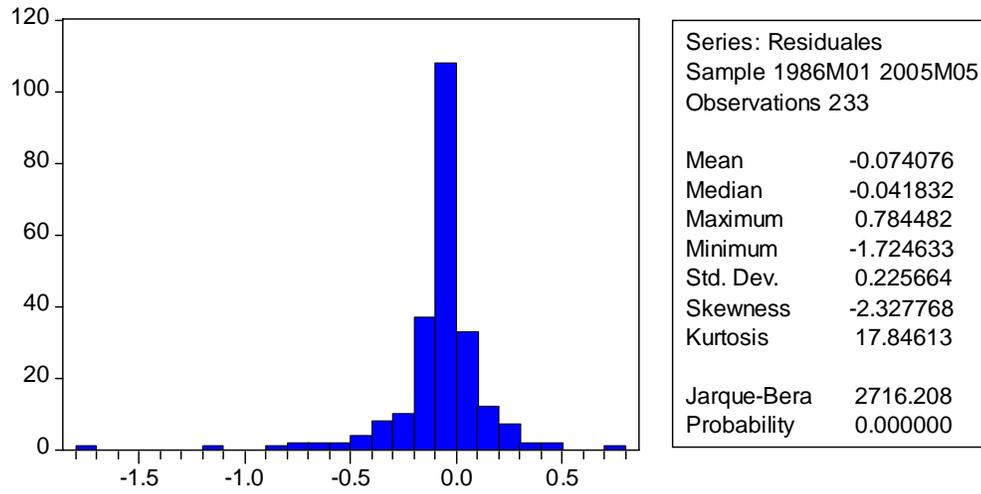


PDI 1986:1-2005:5
Johansen
Tres meses.



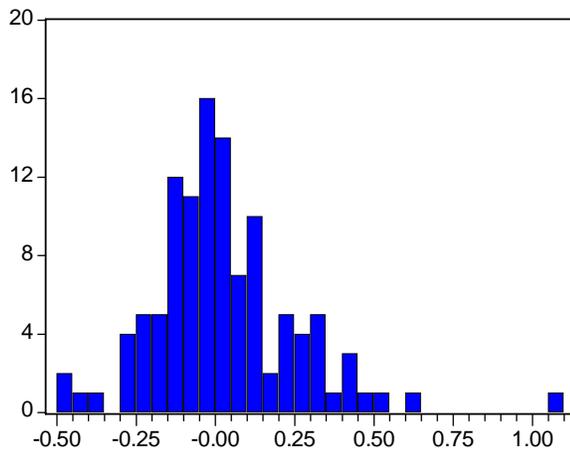
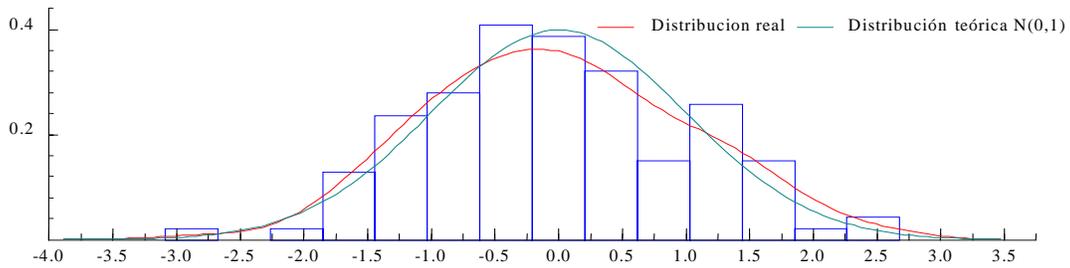
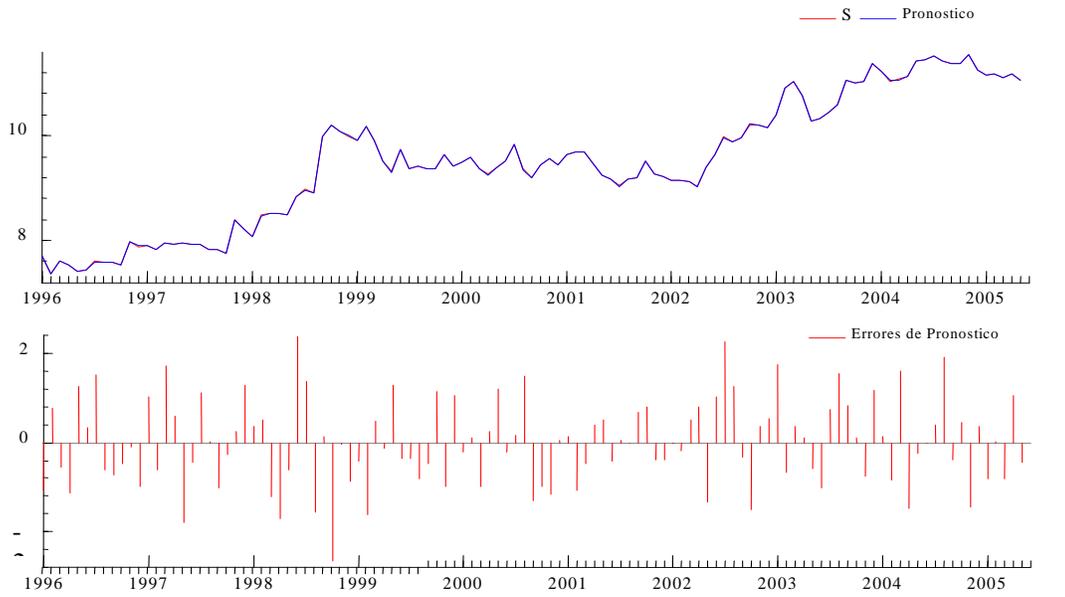
Series: Residuales	
Sample 1986M01 2005M05	
Observations 233	
Mean	-0.065970
Median	-0.033668
Maximum	0.796000
Minimum	-1.720793
Std. Dev.	0.226308
Skewness	-2.294517
Kurtosis	17.78492
Jarque-Bera	2703.633
Probability	0.000000

Johansen Un mes.



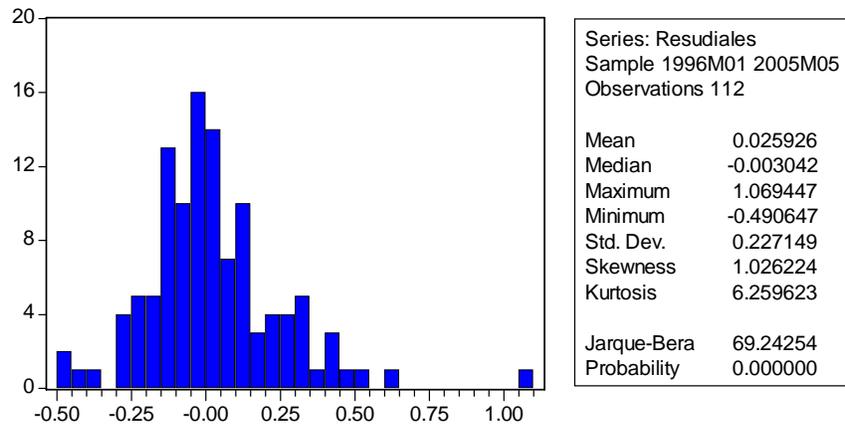
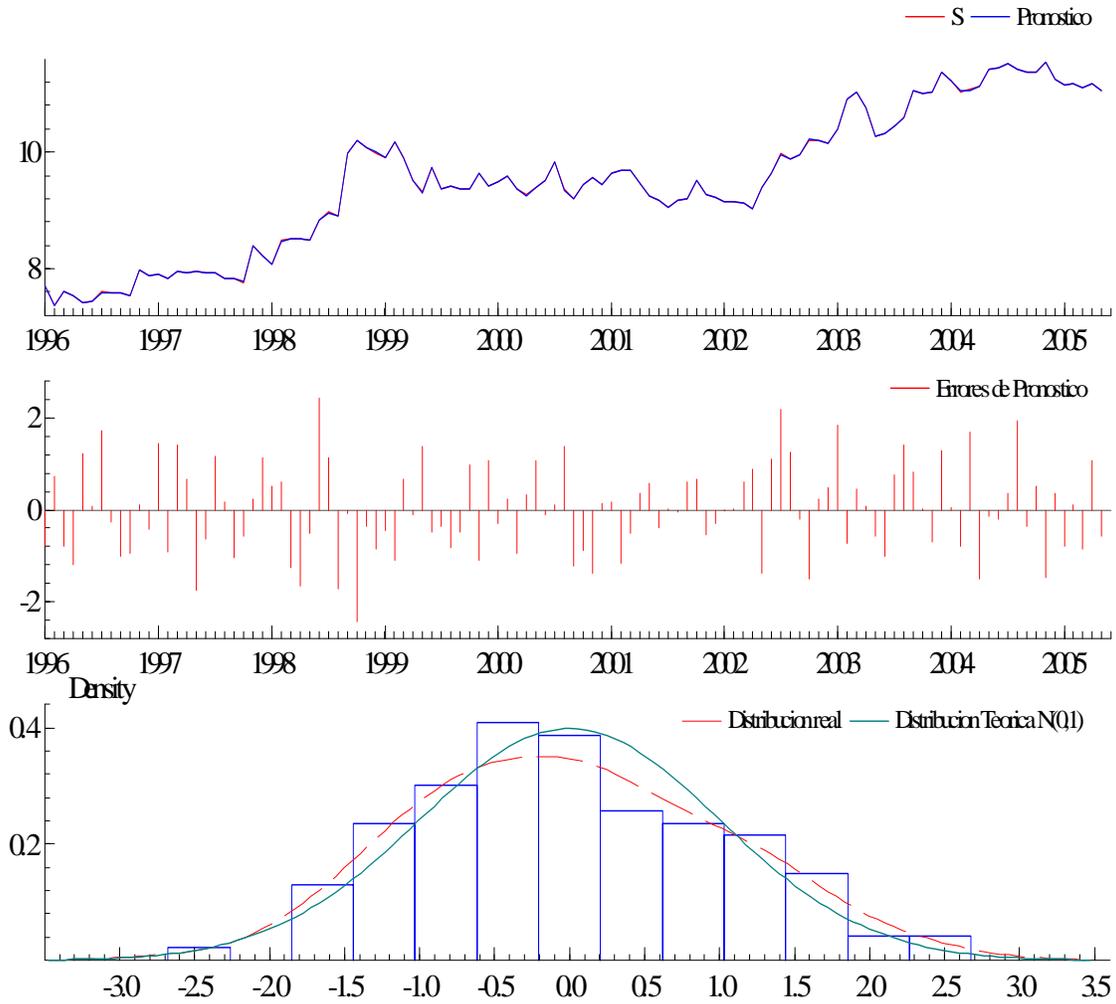
PDI 1996:1-2005:5
Johansen
Un mes.

ic

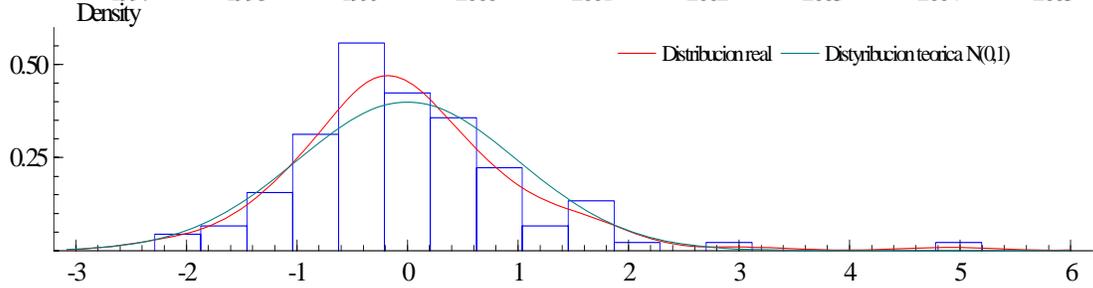
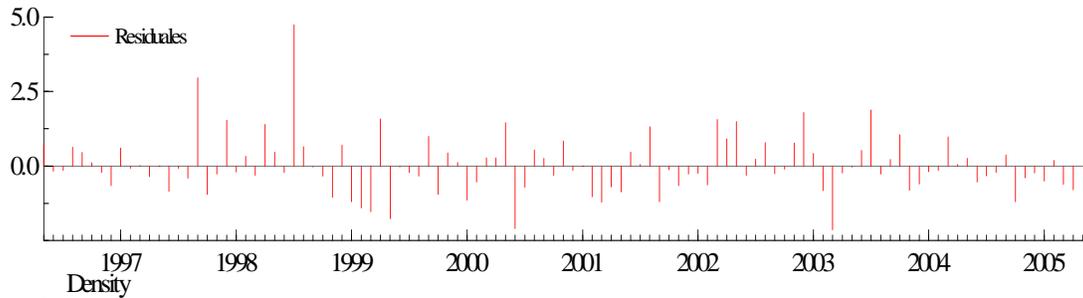
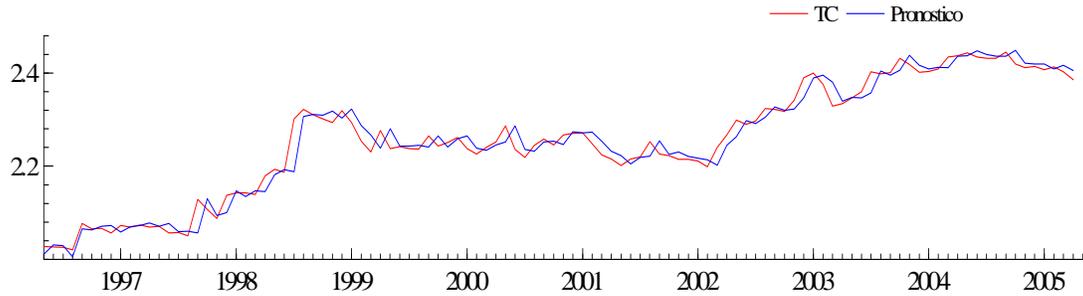
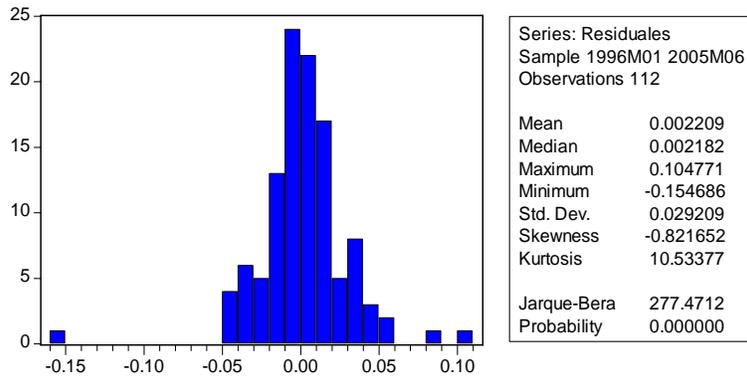


Series: Esiduales	
Sample 1996M01 2005M05	
Observations 112	
Mean	0.026708
Median	-0.002491
Maximum	1.070978
Minimum	-0.490564
Std. Dev.	0.227228
Skewness	1.027312
Kurtosis	6.268398
Jarque-Bera	69.55157
Probability	0.000000

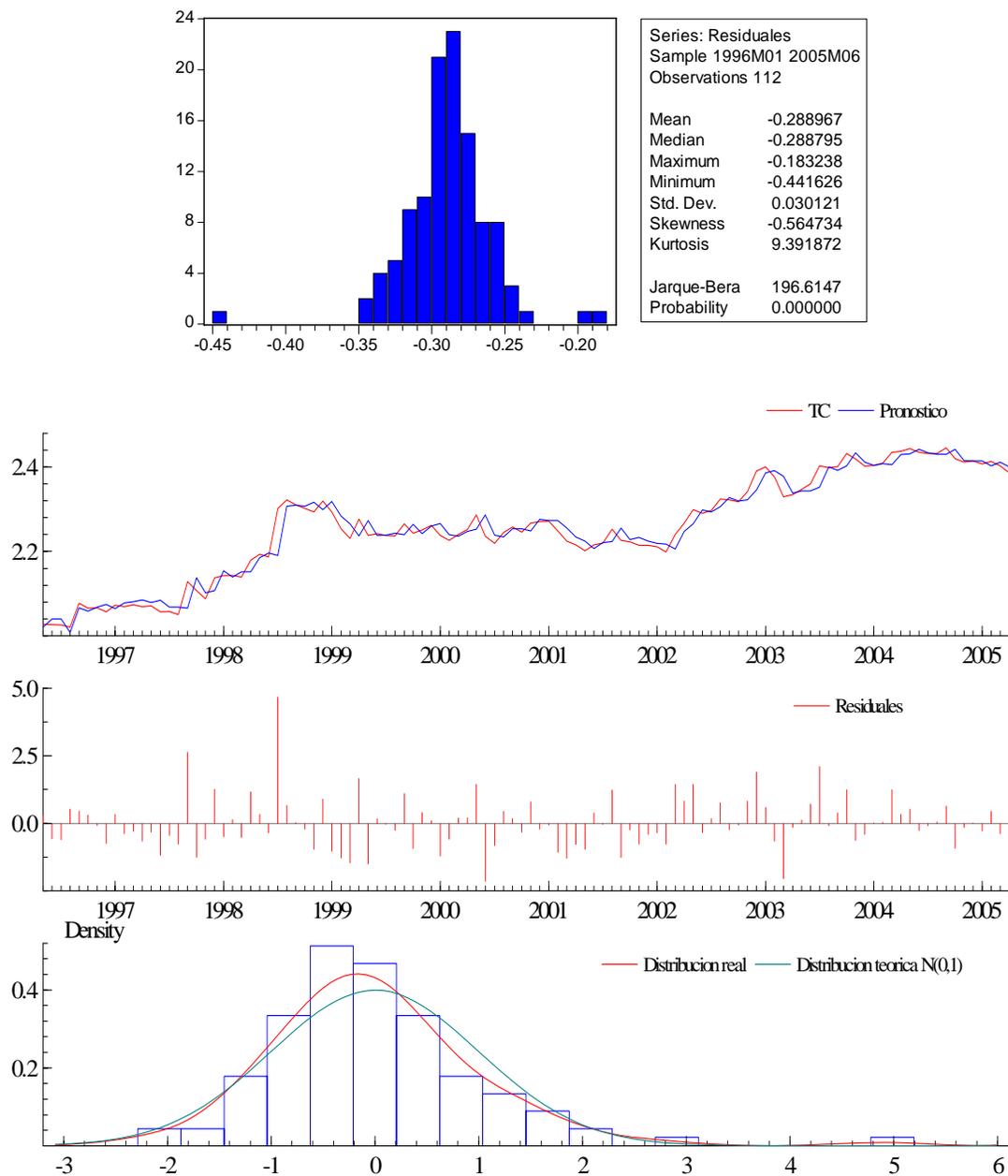
Johansen
Tres meses.



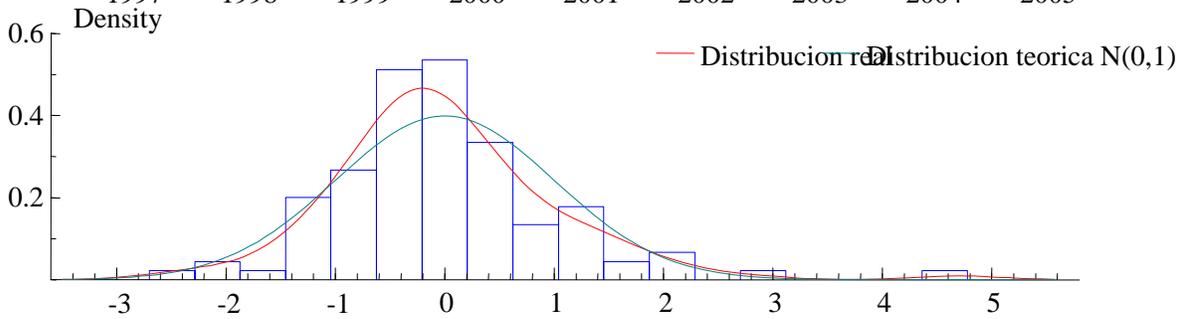
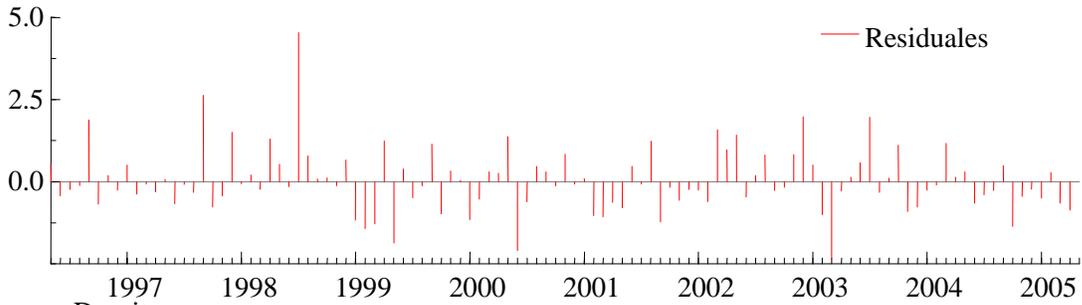
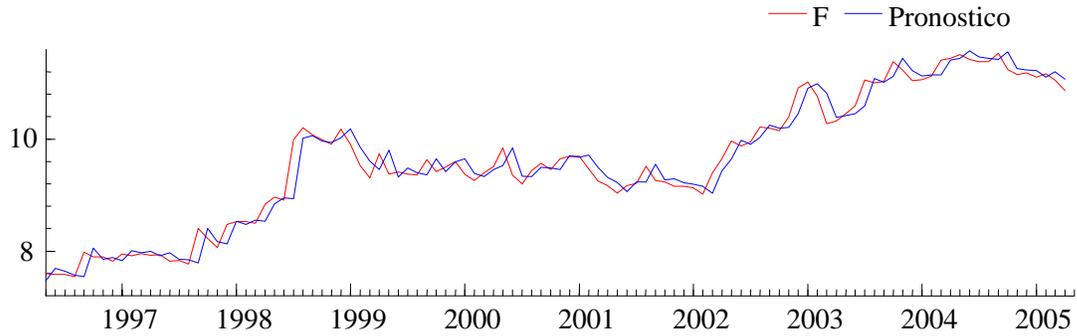
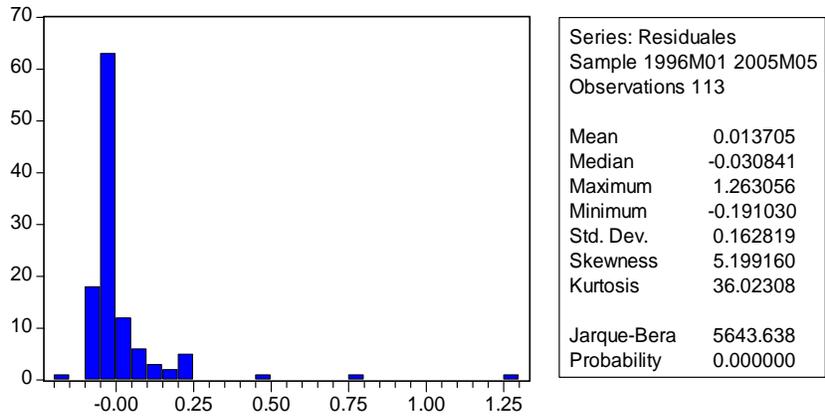
HI 1996:1-2005:5
Johansen



HI con constante Johansen



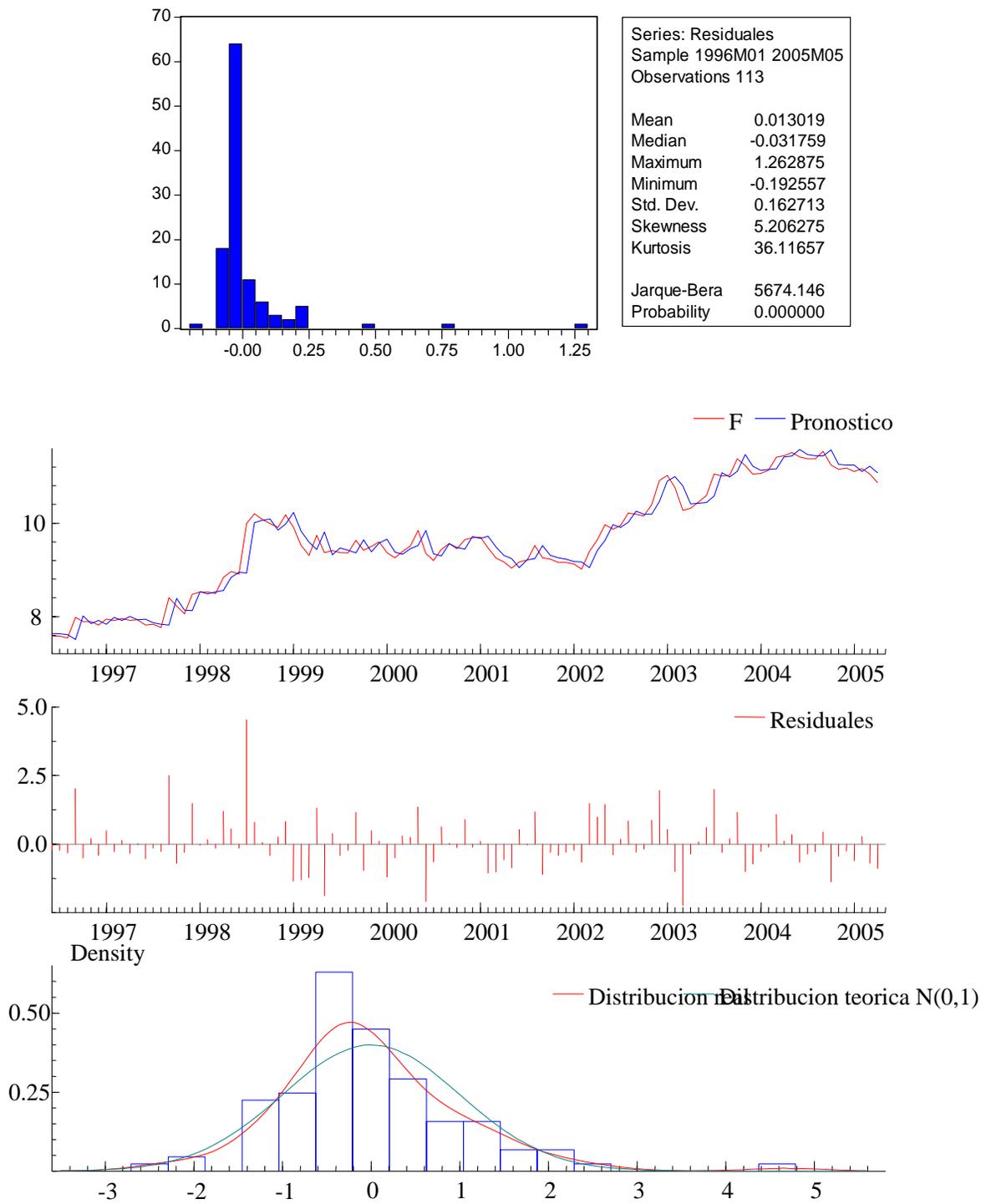
PCI 1996:1-2005:5
Johansen
Un mes



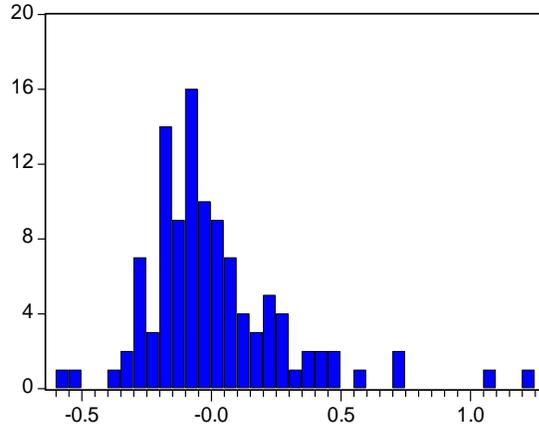
PCI 1996:1-2005:5

Johansen

Tres meses

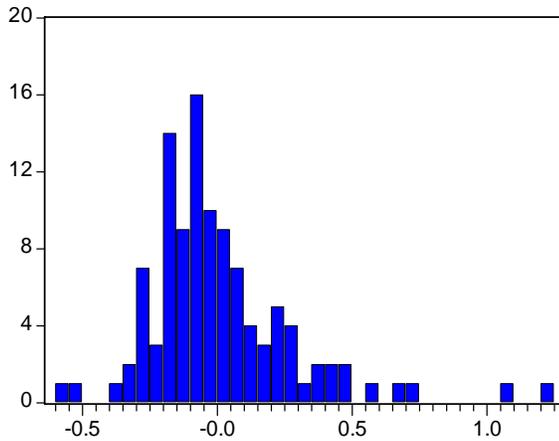


PCI 1996:1-2005:5
Un mes.
GMM



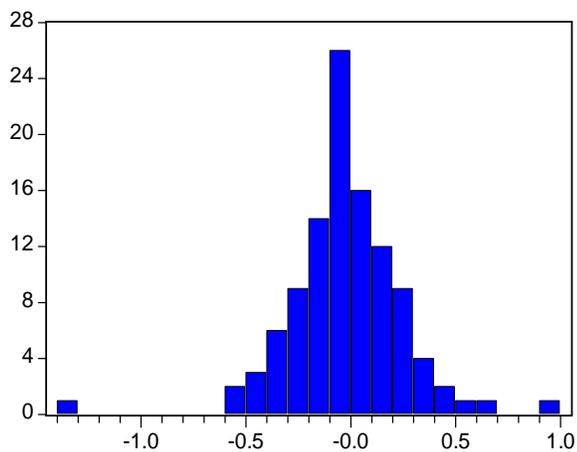
Series: Residuales	
Sample 1996M01 2005M05	
Observations 108	
Mean	0.015318
Median	-0.046149
Maximum	1.234712
Minimum	-0.566231
Std. Dev.	0.278525
Skewness	1.604399
Kurtosis	7.411671
Jarque-Bera	133.9165
Probability	0.000000

PCI 1996:1-2005:5
Tres Meses

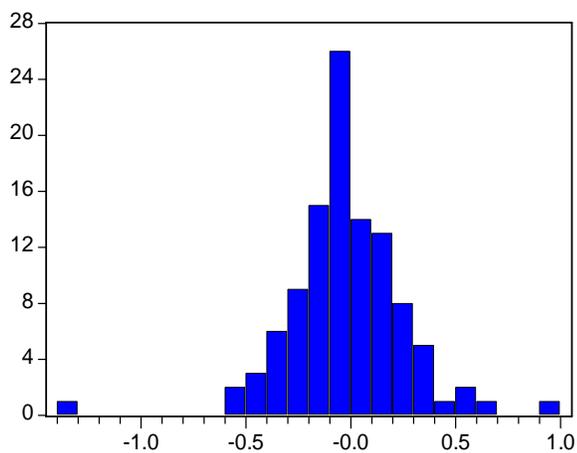


Series: Residuales	
Sample 1996M01 2005M05	
Observations 108	
Mean	0.015310
Median	-0.045845
Maximum	1.233707
Minimum	-0.566312
Std. Dev.	0.278290
Skewness	1.602411
Kurtosis	7.406686
Jarque-Bera	133.6040
Probability	0.000000

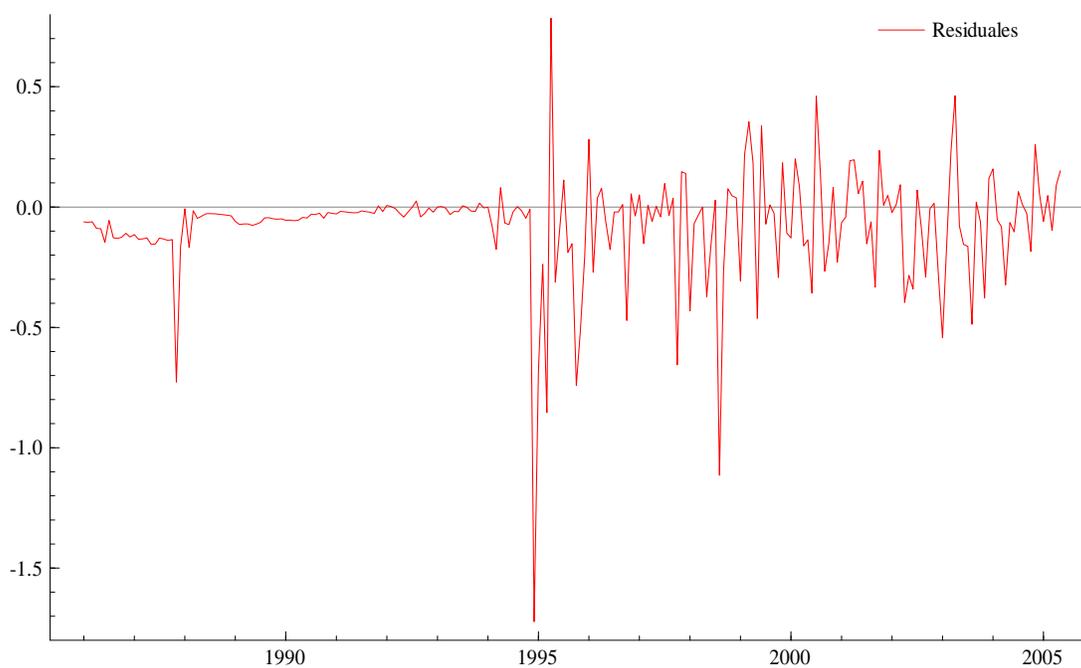
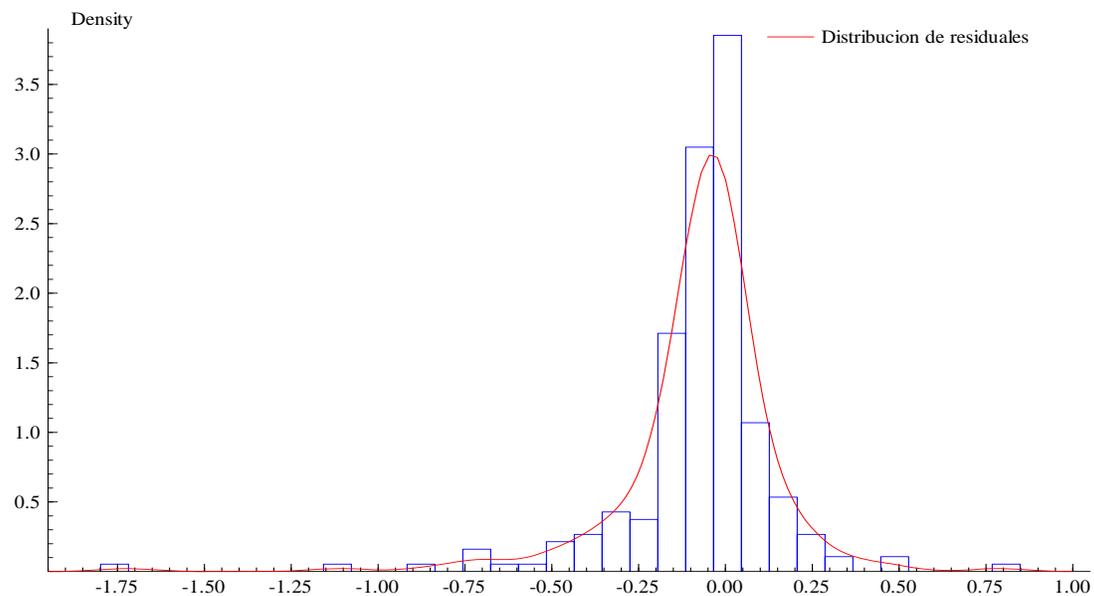
HI 1996:1-2005:5
Sin constante
GMM



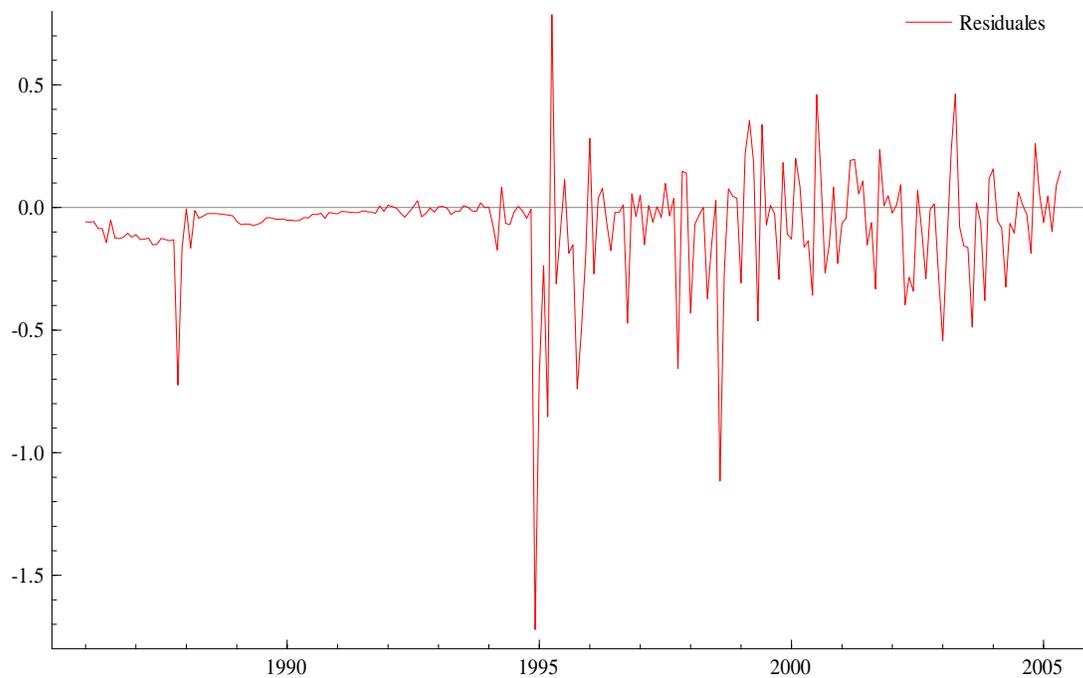
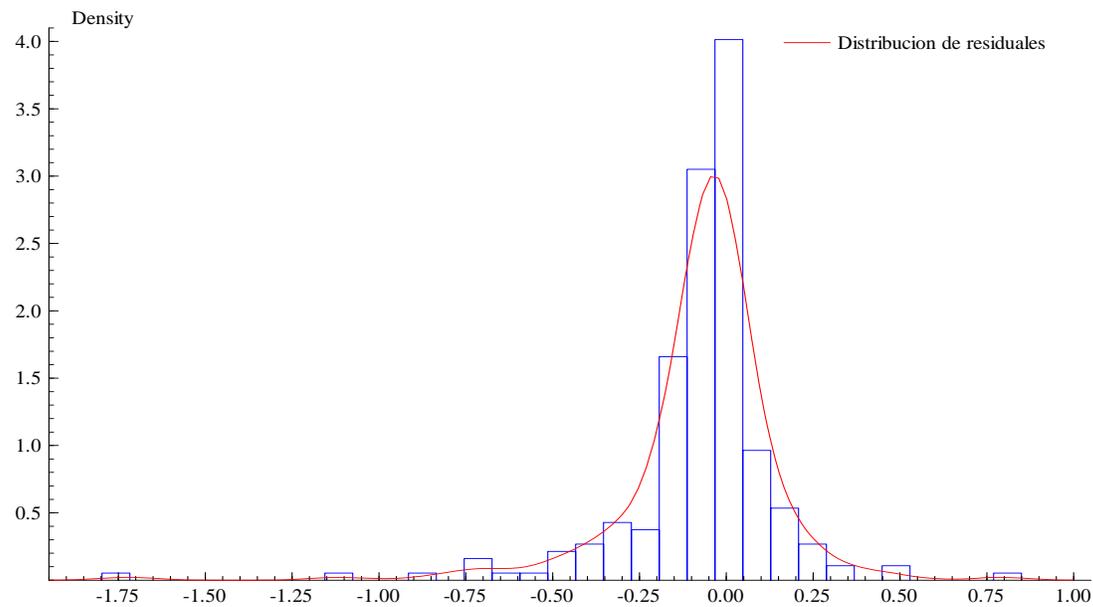
HI 1996:1-2005:5
Con constante



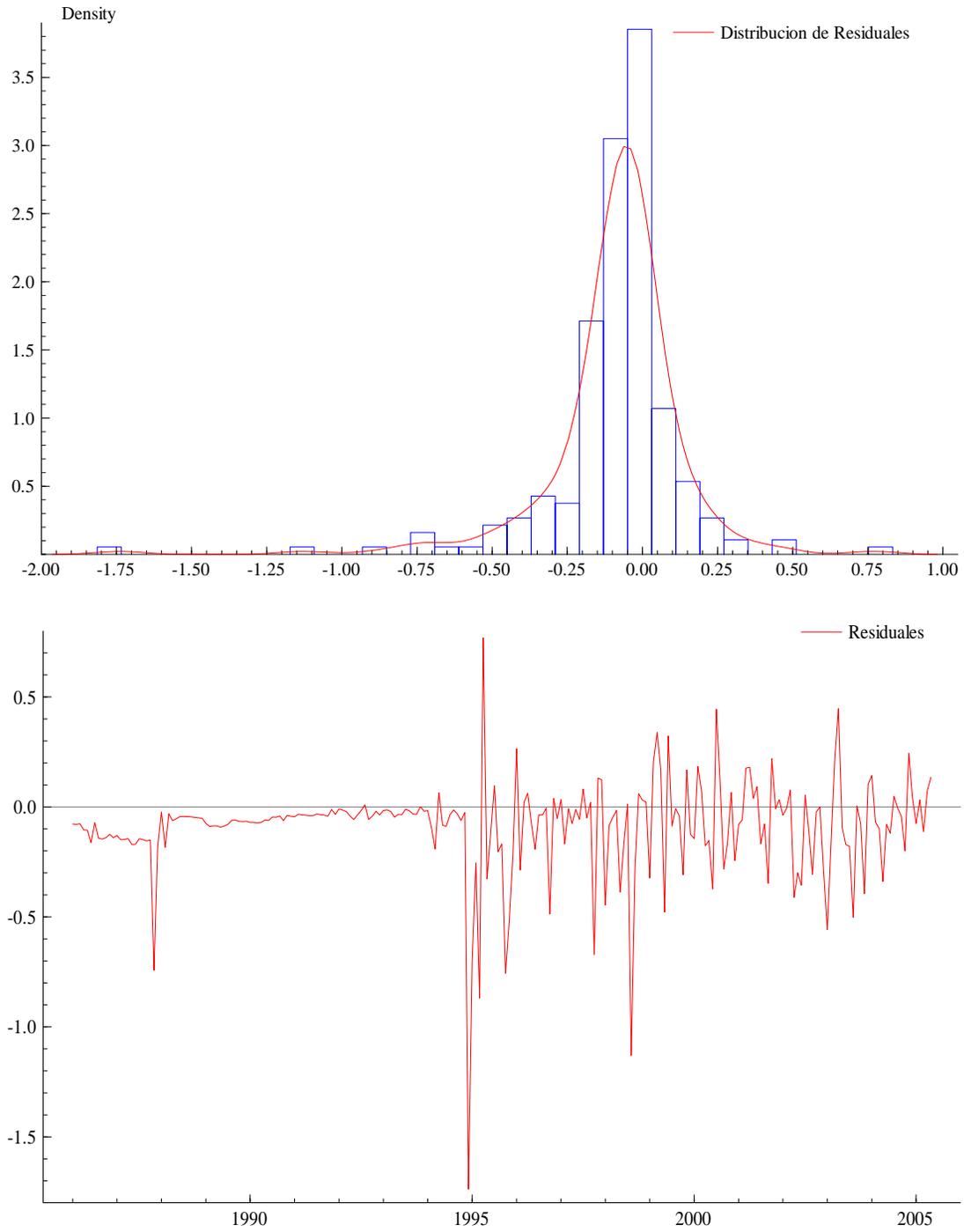
PDI FM-OLS
Un mes
1996:1-2005:5



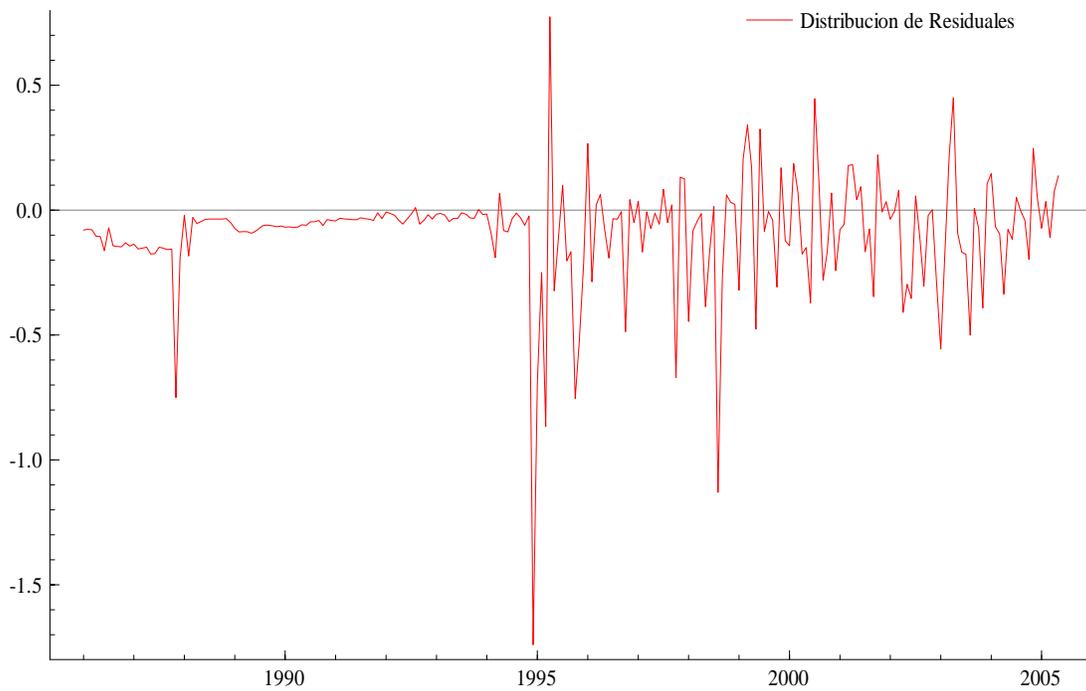
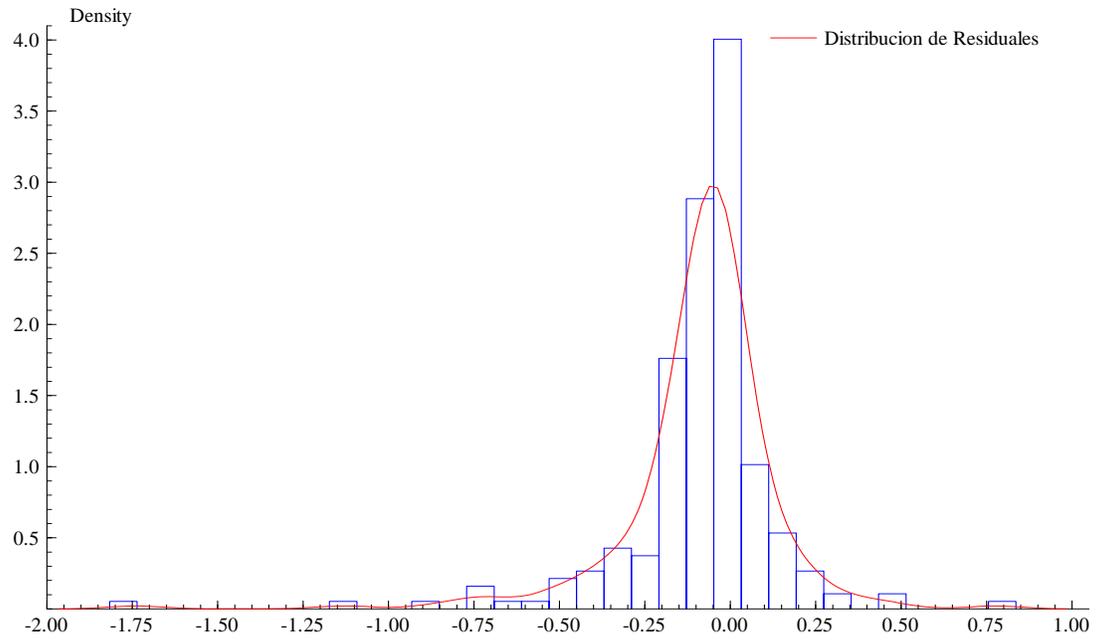
PDI FM-OLS Tres meses



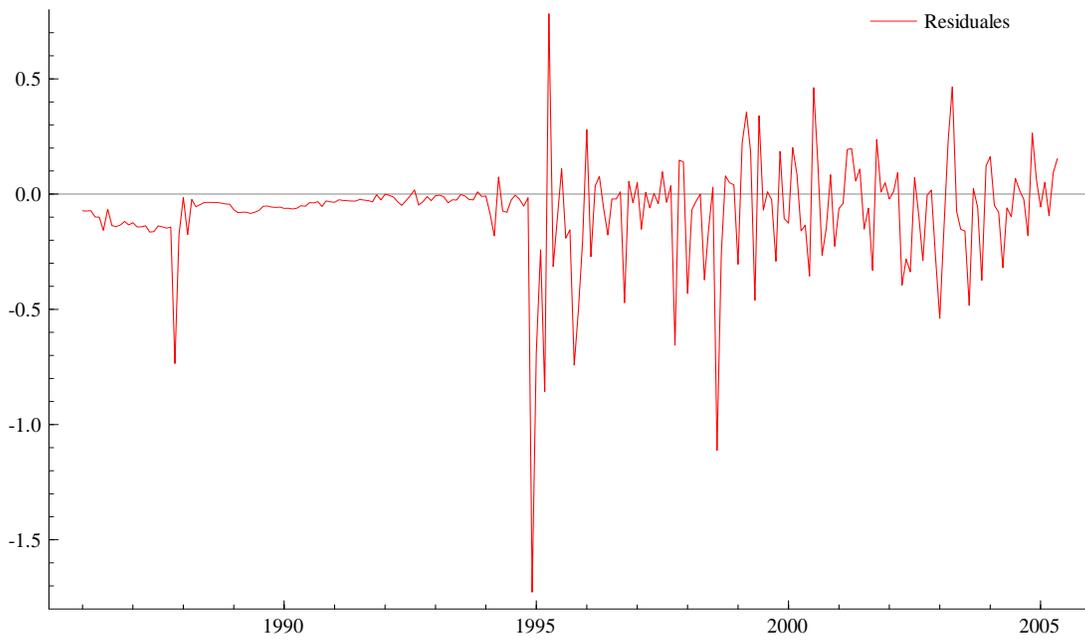
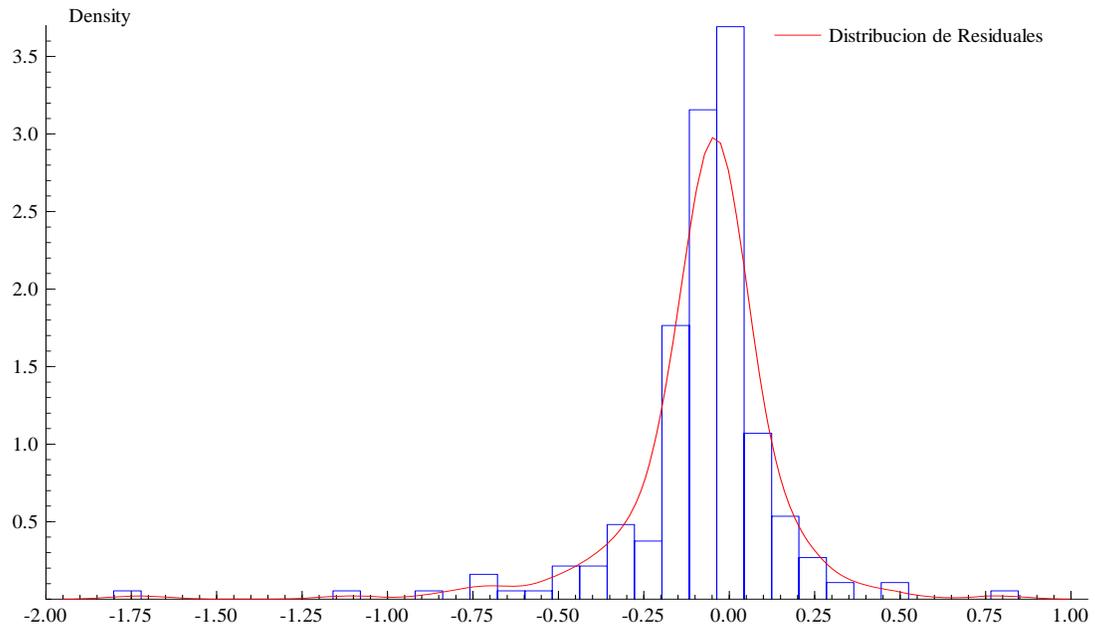
PDI FM-OLS
Un mes
1986:1-2005:5



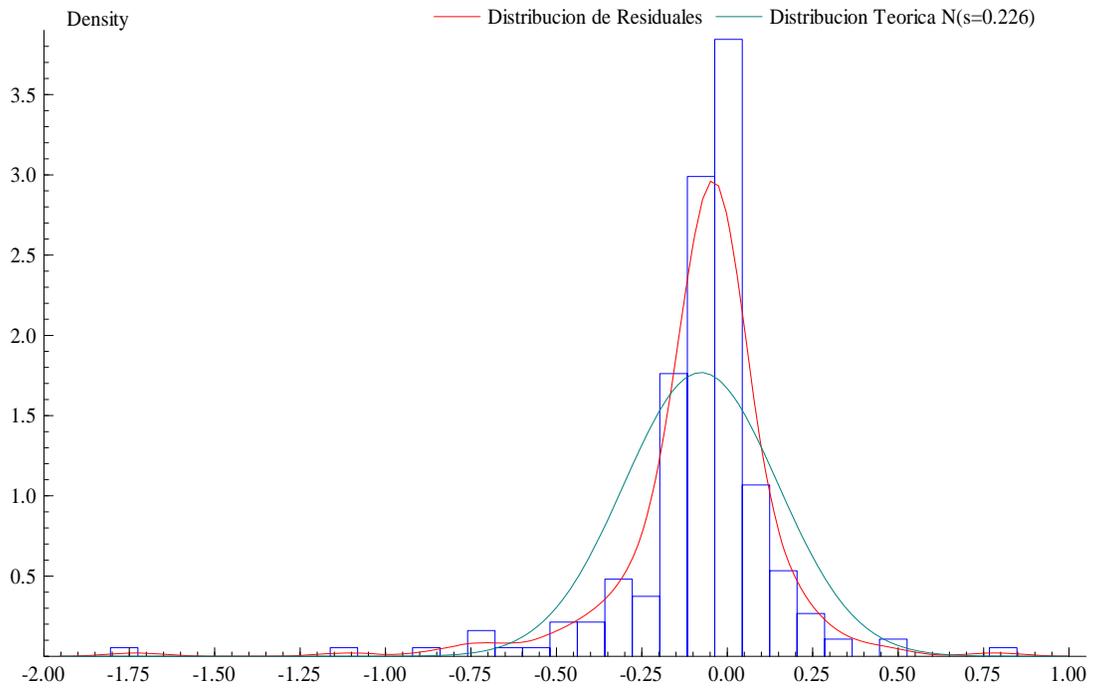
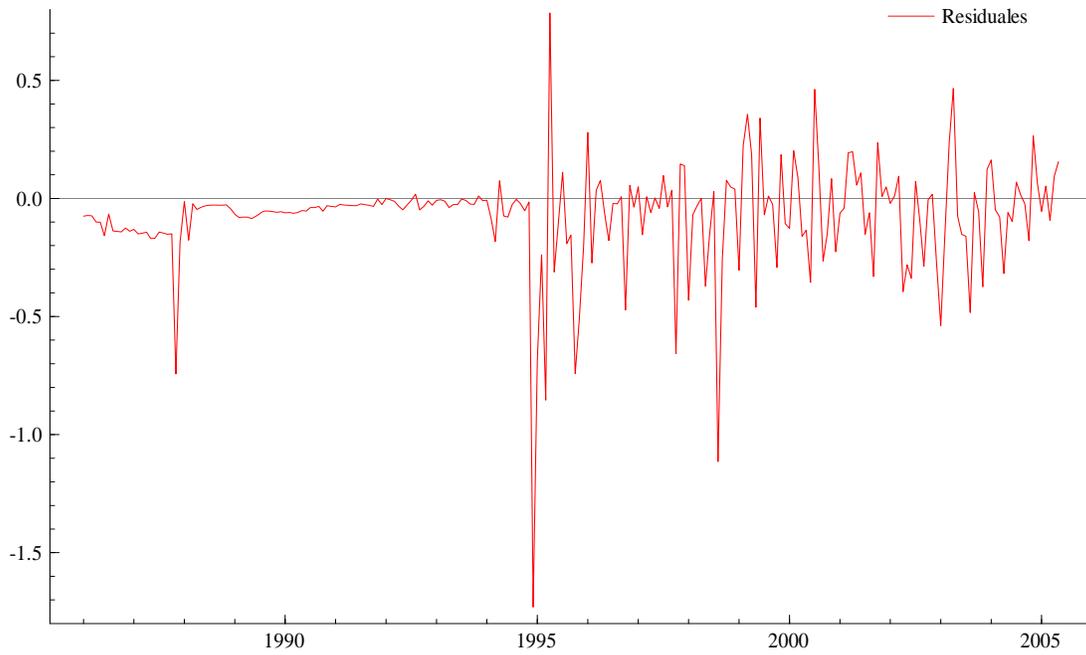
PDI FM-OLS
Tres meses



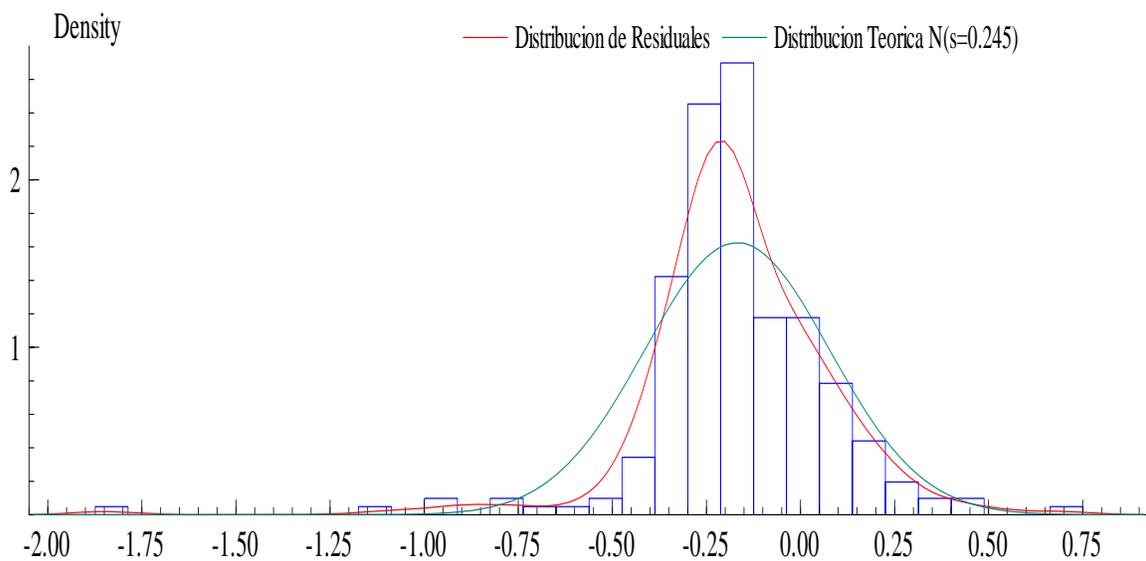
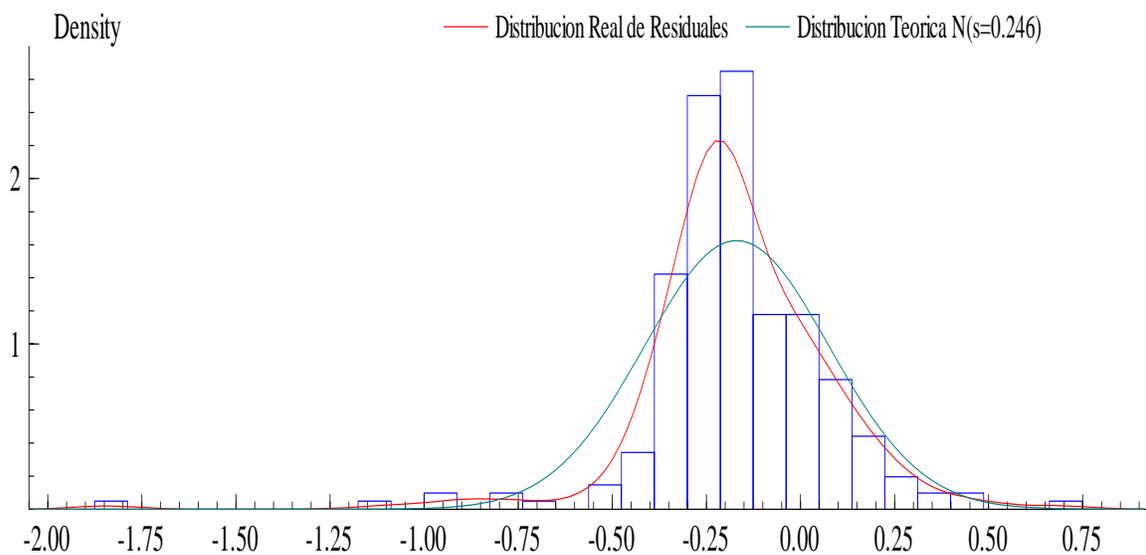
PDI-DOLS
1996:1-2005:5
Un mes



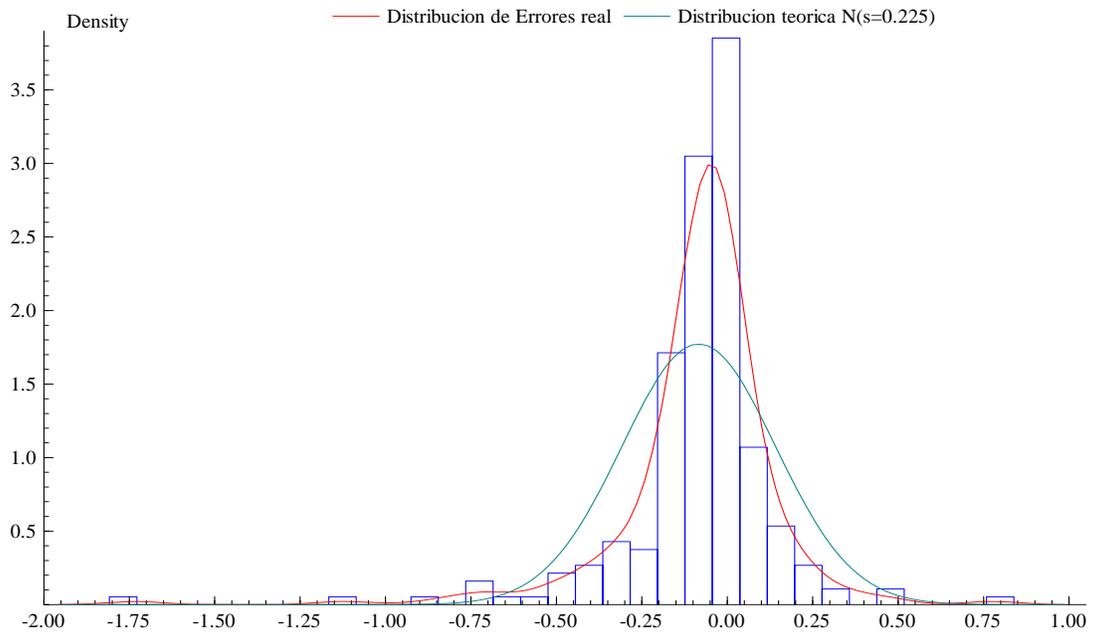
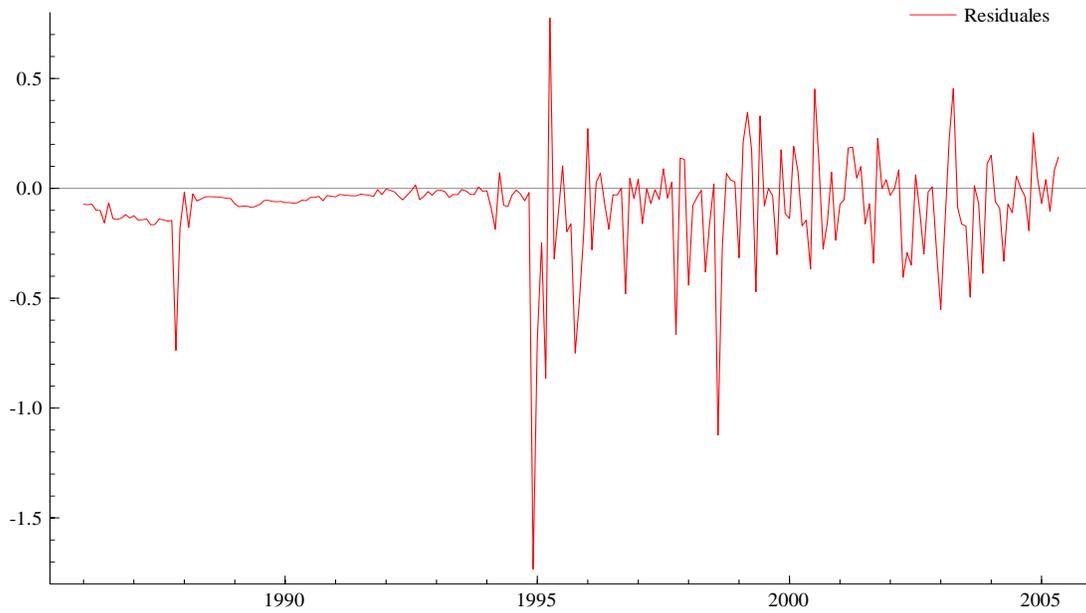
PDI-DOLS
Tres Meses



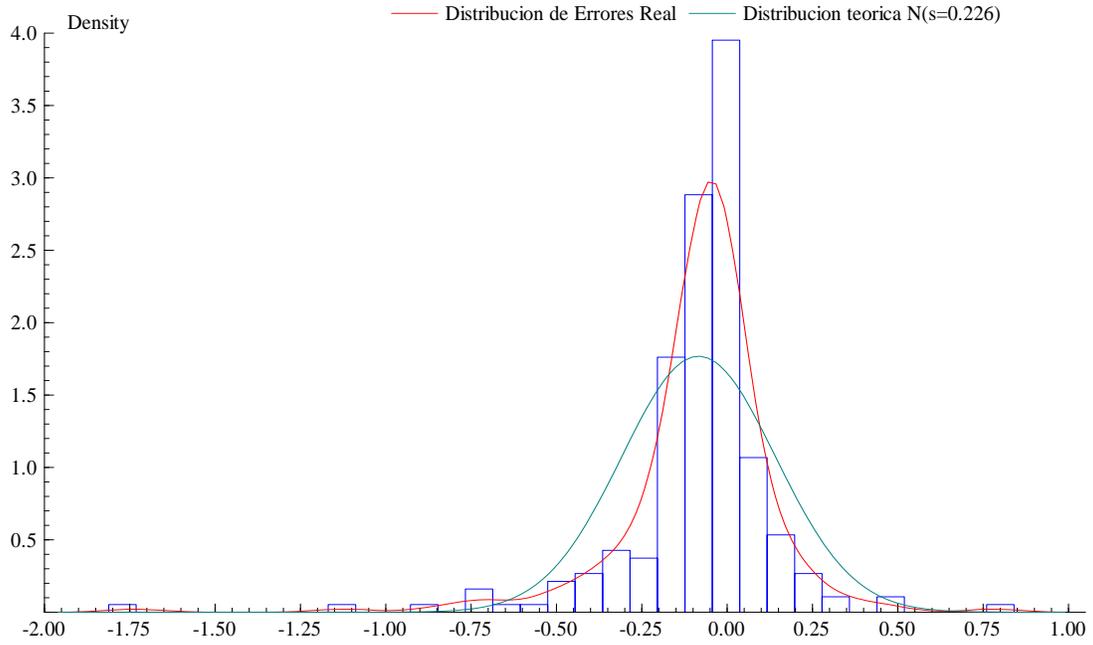
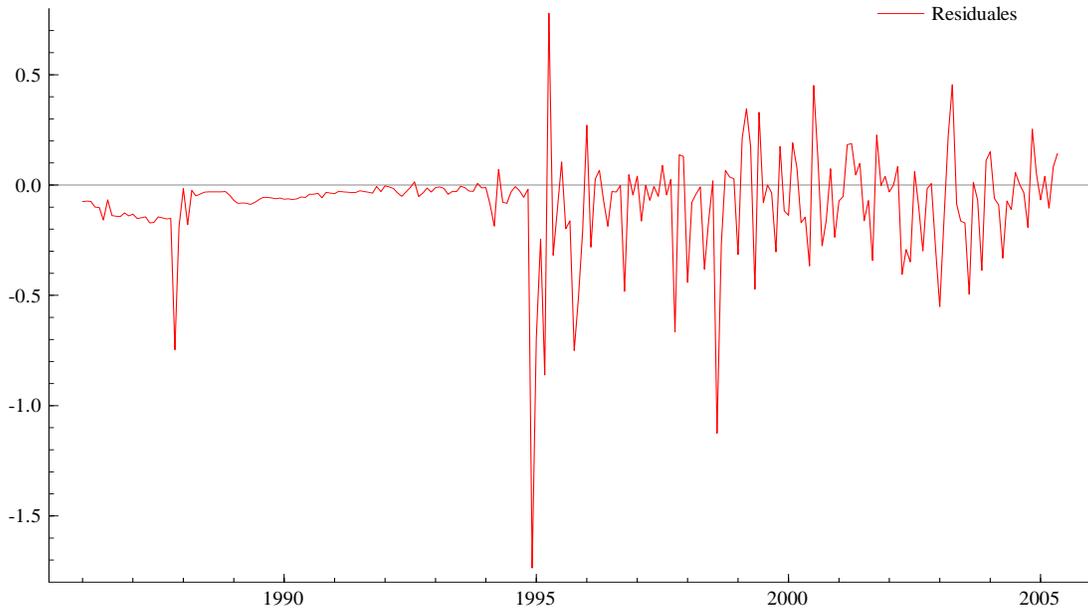
PDI-DOLS
Uno y Tres Meses respectivamente con constante
1996:1-2005:5



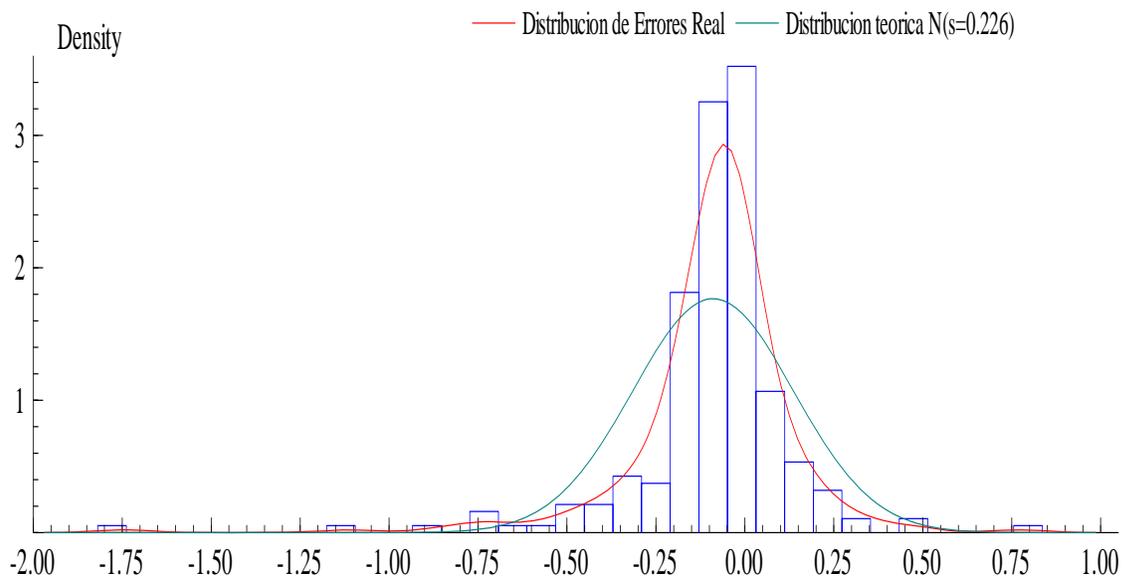
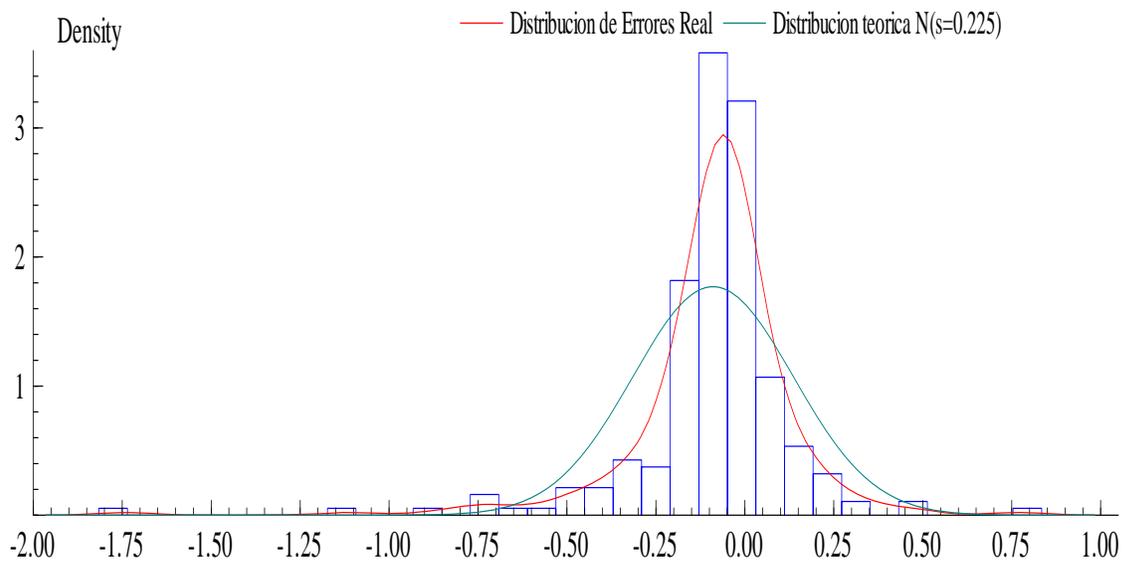
PDI-DOLS
1986:1-2005:5
Un mes



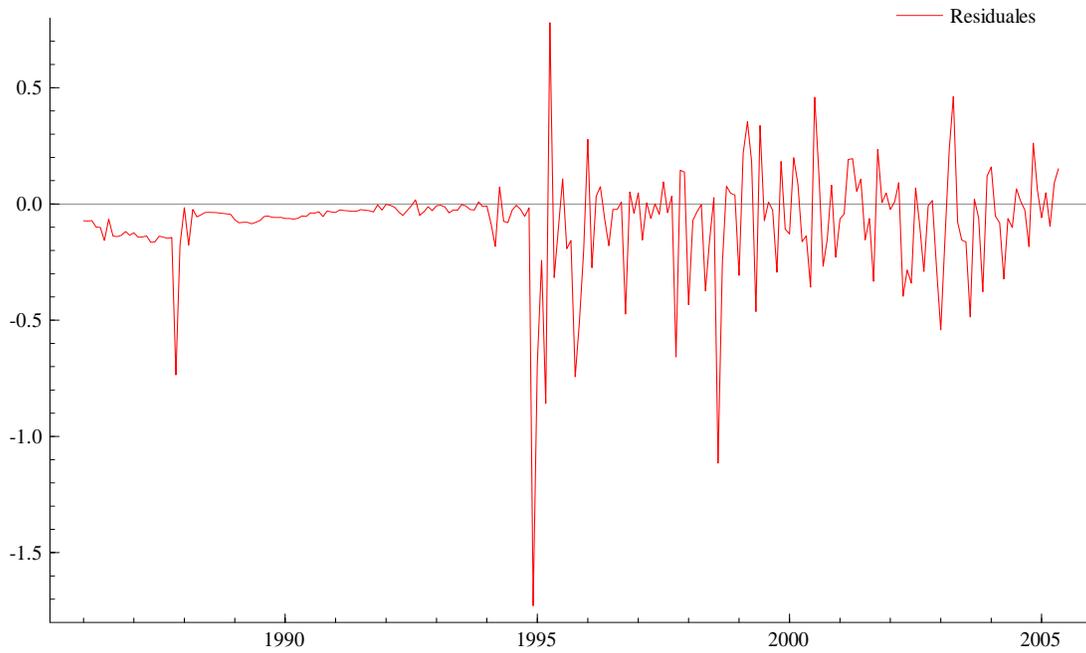
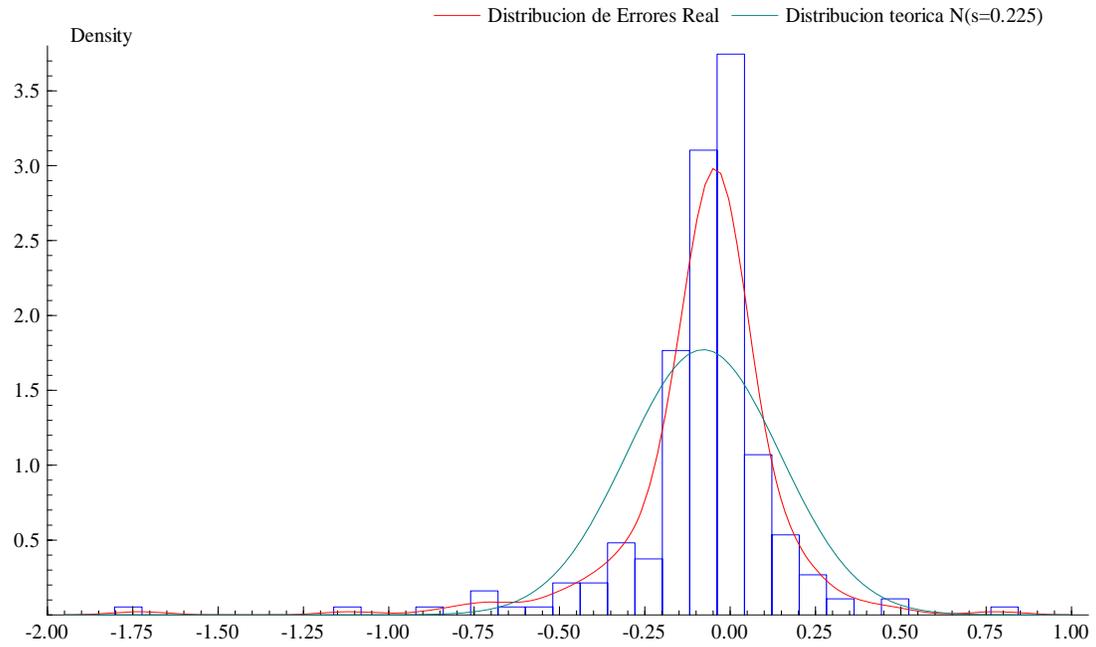
PDI-DOLS
Tres Meses



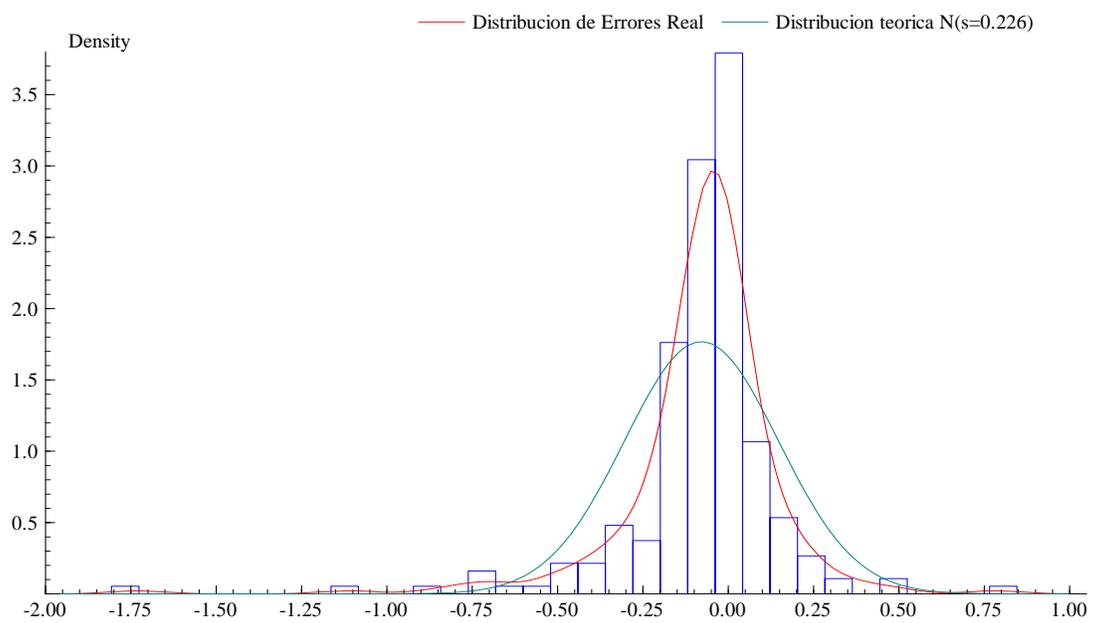
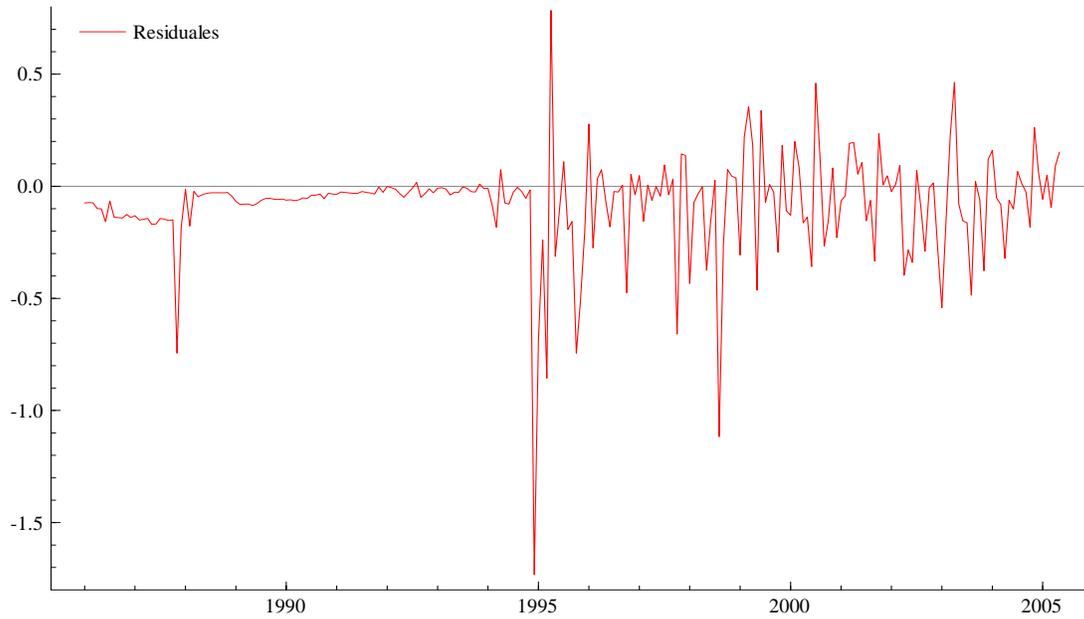
PDI-DOLS
1986:1-2005:5
Uno y Tres Meses respectivamente con constante



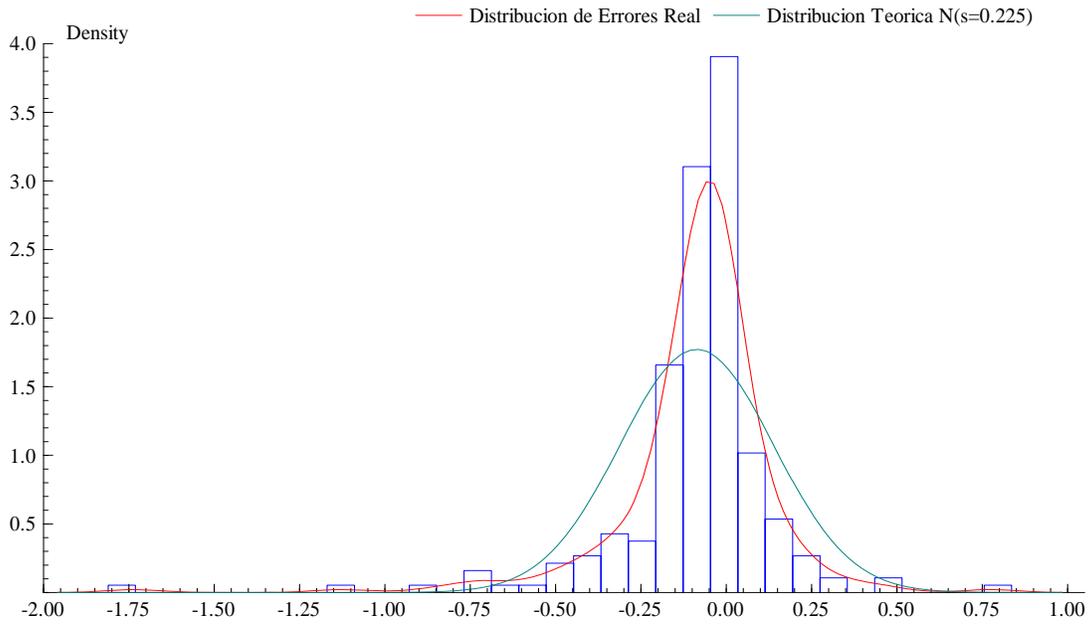
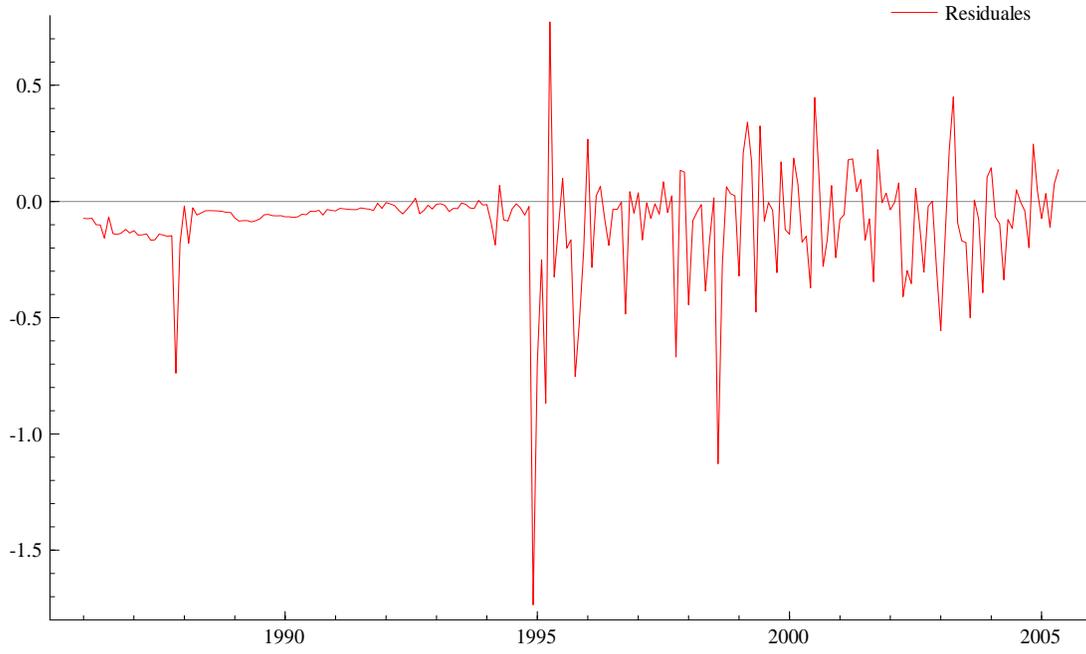
PDI-COINTPO
1996:1-2005:5
Un Mes



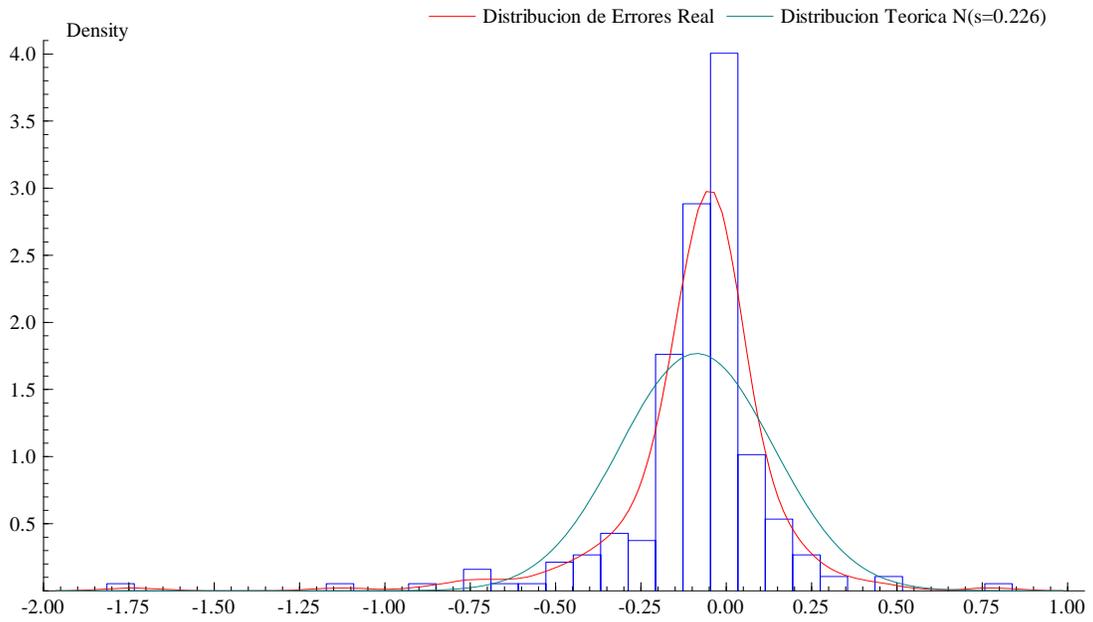
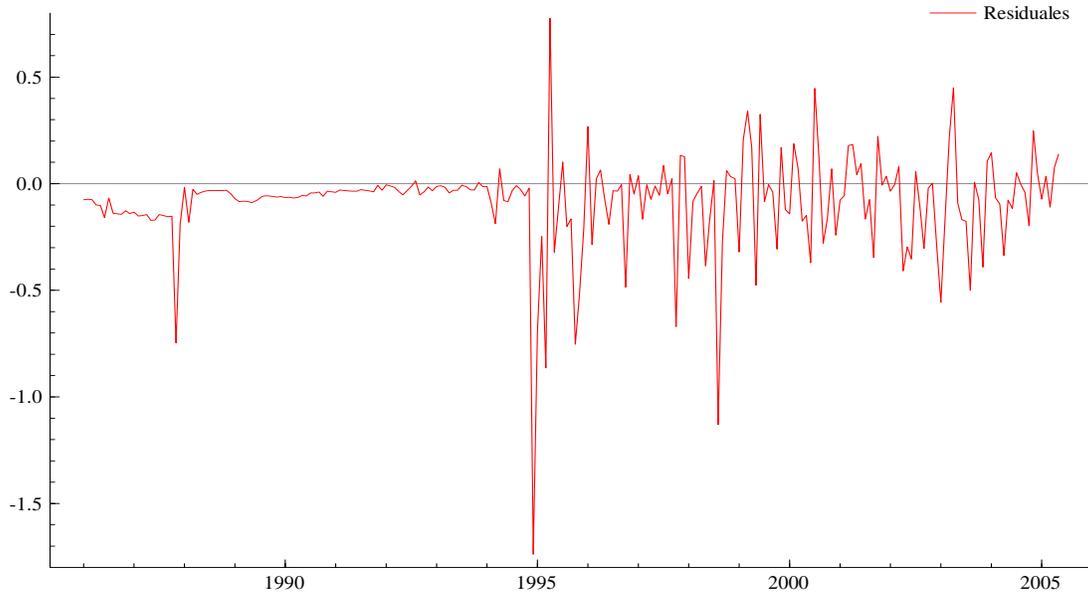
PDI-COINTPO Tres Meses



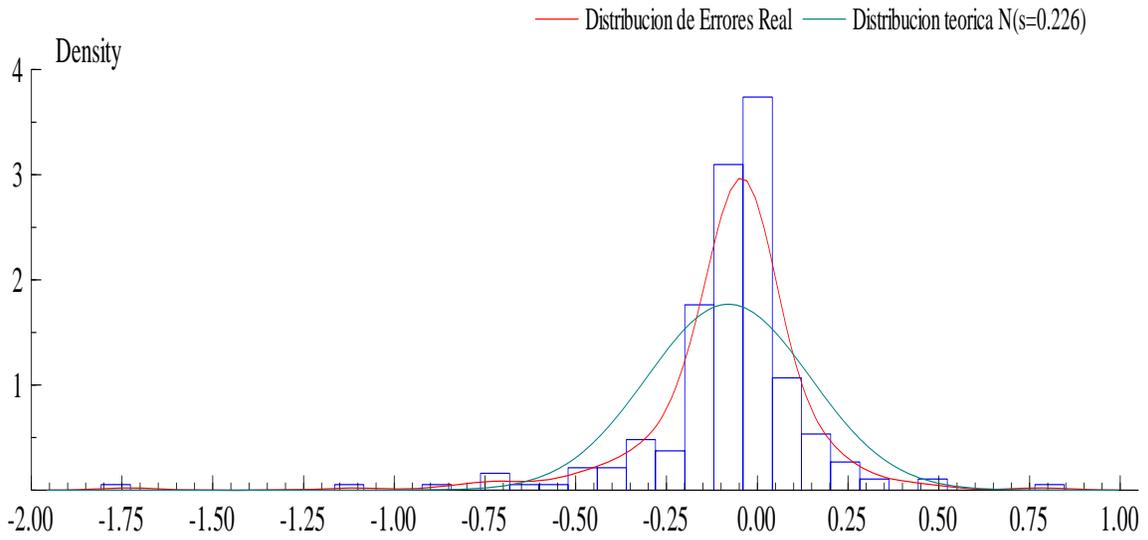
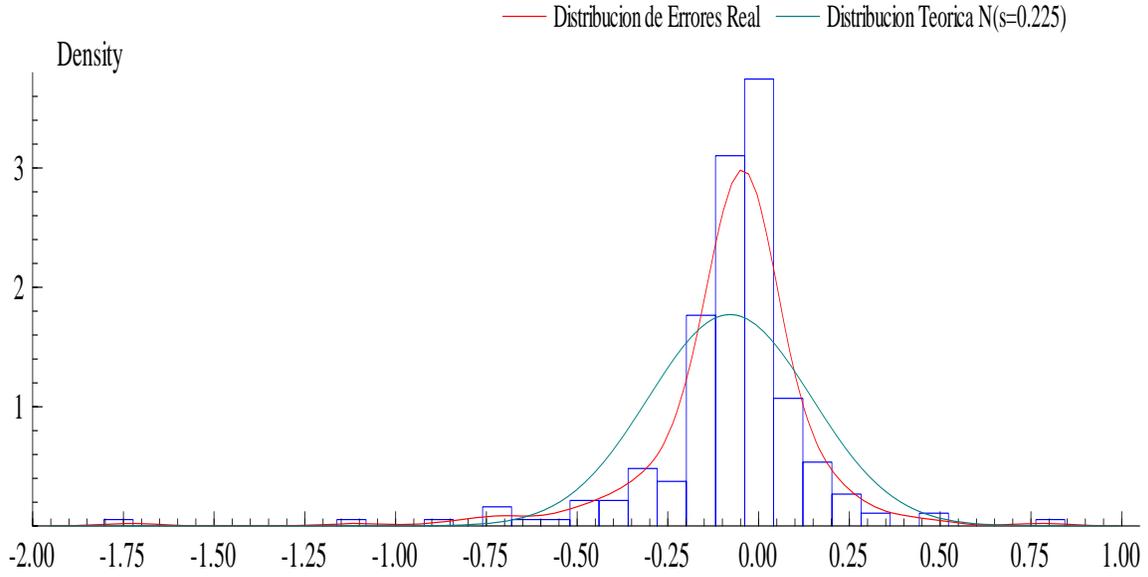
PDI-COINTPO
1986:1-2005:5
Un Mes

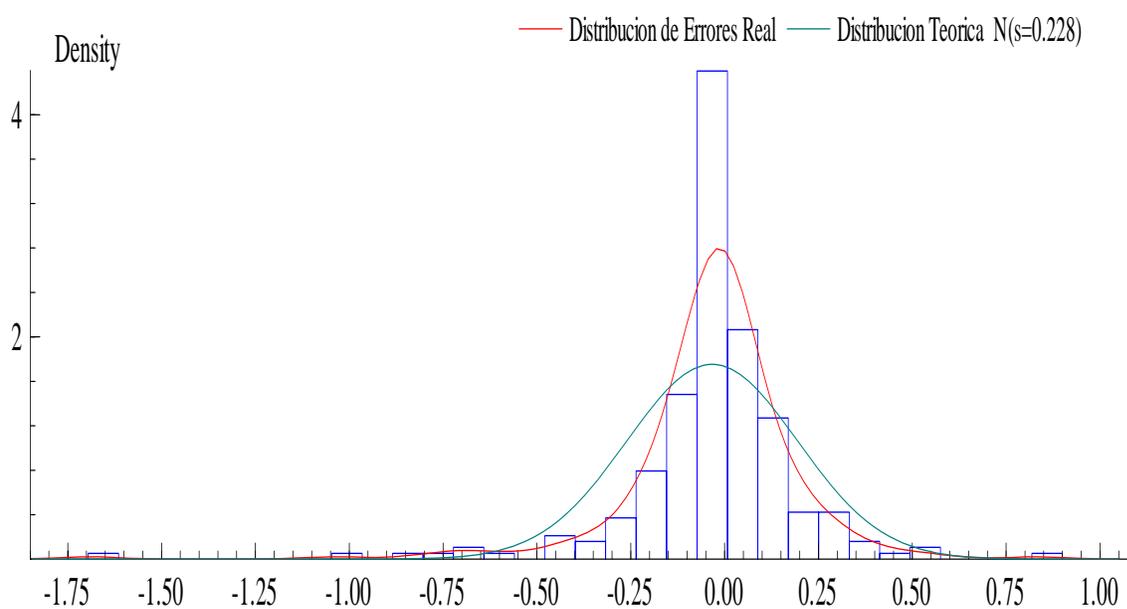
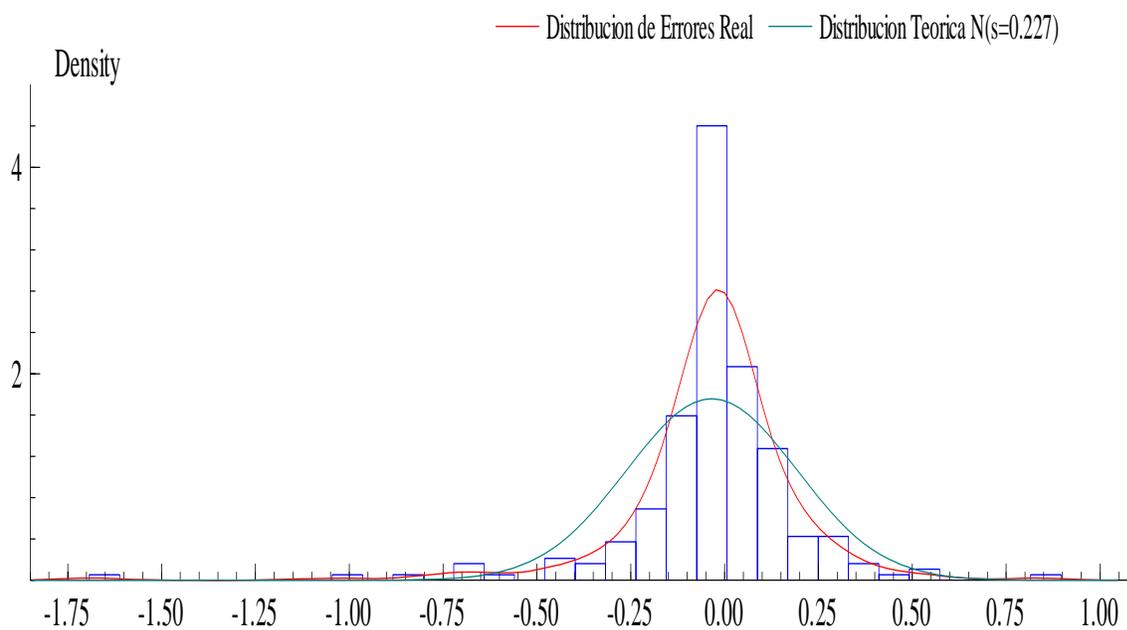


PDI-COINTPO
Tres Meses



PDI-COINTPO
1986:1-2005:5
Uno y Tres Meses respectivamente con constante.

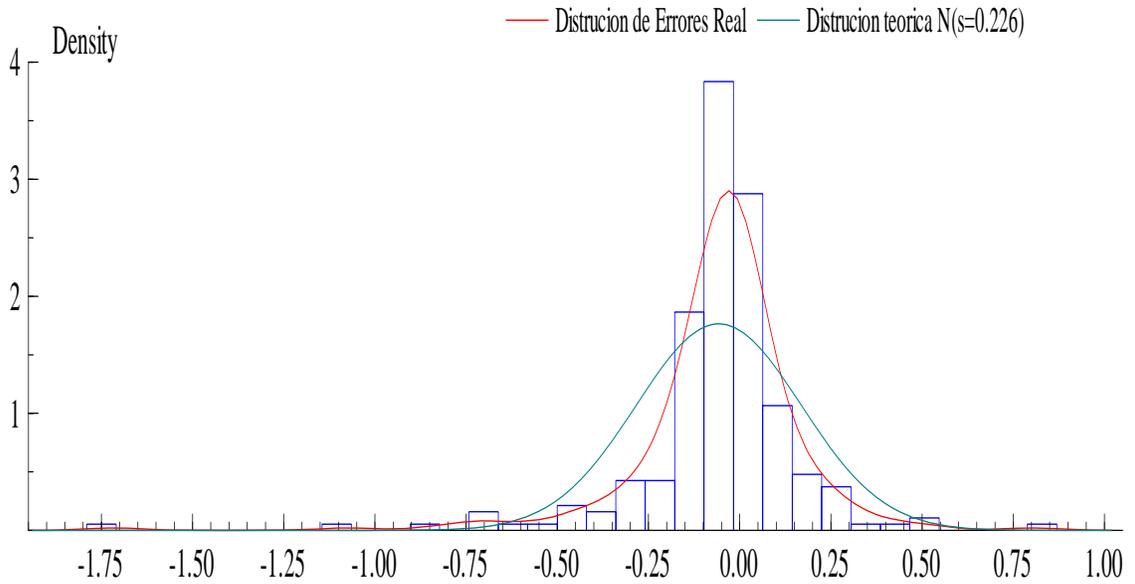
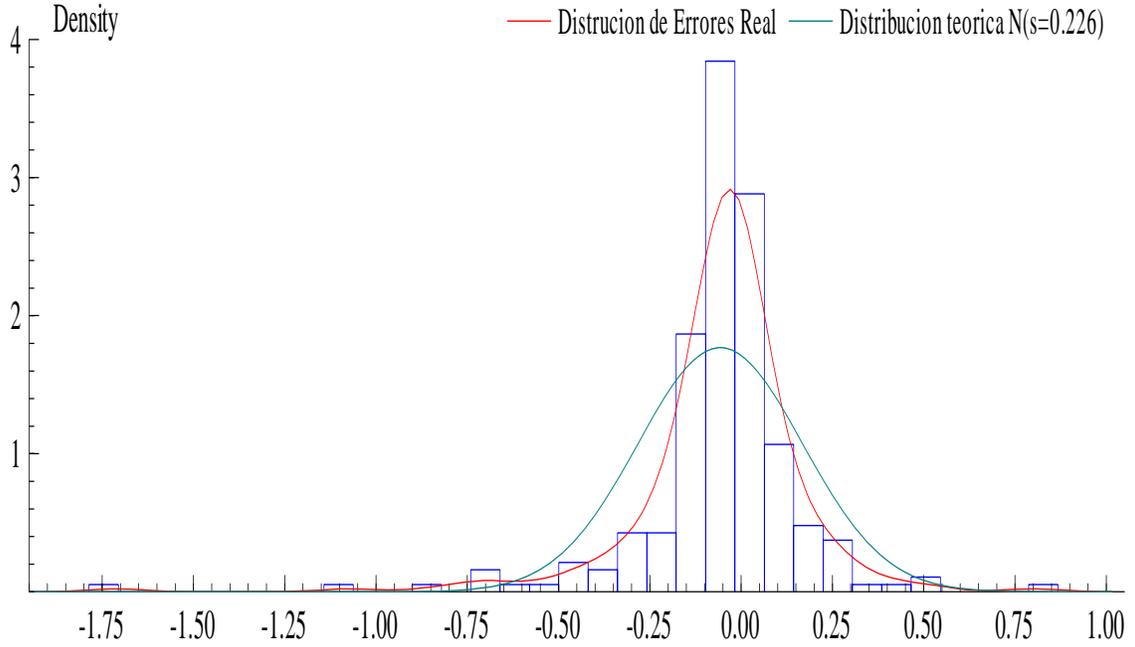


PDI-COINTPO**1986:1-2005:5****Uno y Tres Meses respectivamente con constante y tendencia.**

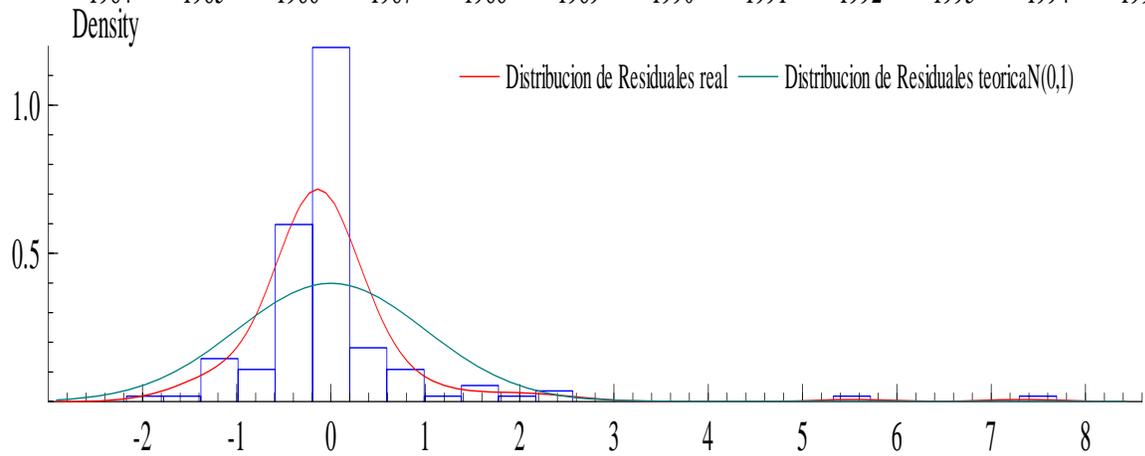
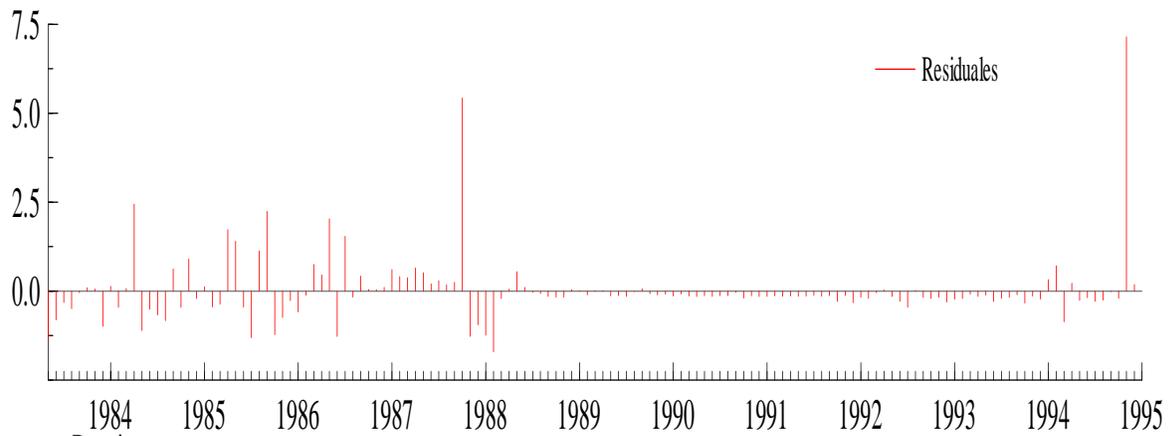
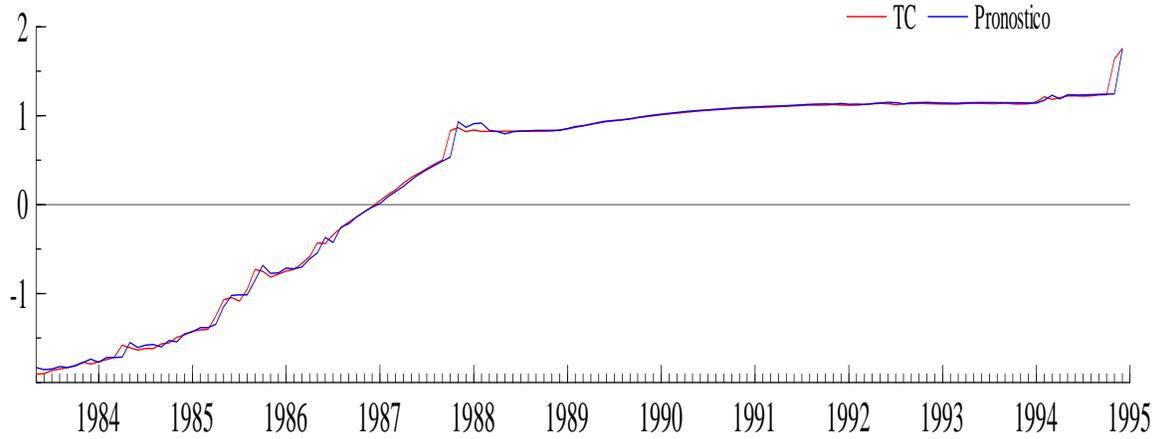
PDI-COINTPO

1996:1-2005:5

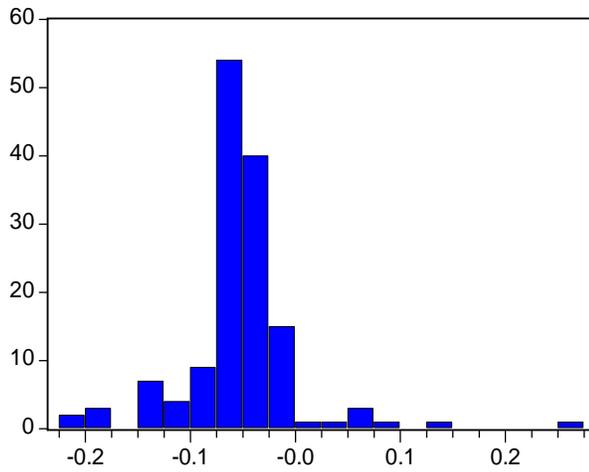
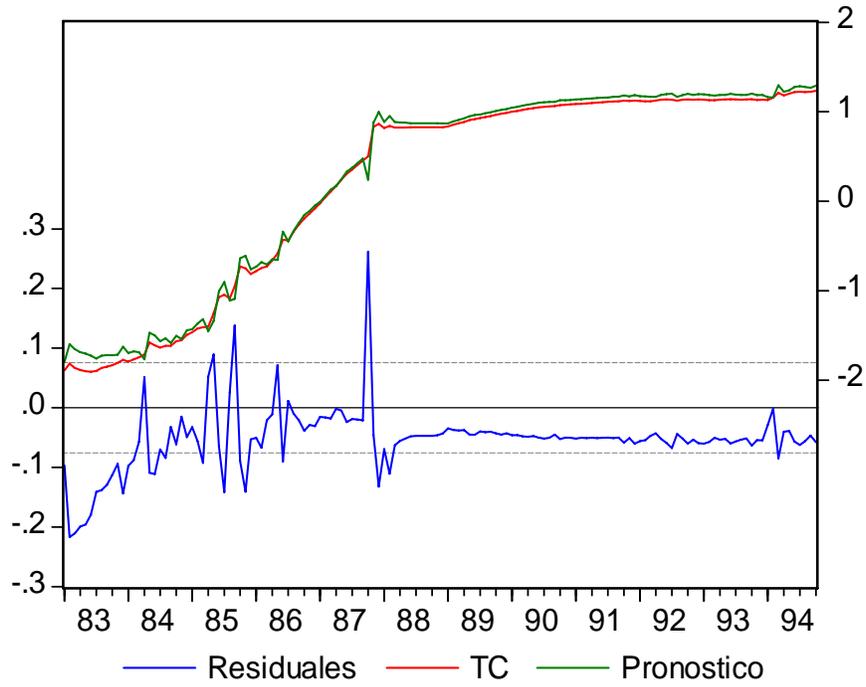
Uno y Tres Meses respectivamente con constante y tendencia.



Johansen PDI
1983:1-1994:12
Tres Meses



MCO PDI
1983:1-1994:12
Tres Meses



Series: Residuales	
Sample 1983M01 1994M10	
Observations 142	
Mean	-0.052380
Median	-0.050420
Maximum	0.261697
Minimum	-0.216595
Std. Dev.	0.054622
Skewness	1.062065
Kurtosis	12.00880
Jarque-Bera	506.8831
Probability	0.000000