

EVIDENCIA EMPÍRICA DE LA EFICIENCIA DEL MERCADO DE TIPOS DE CAMBIO POR ADELANTADO EN MÉXICO*

Sergio Omar Garduño Ríos
Instituto Mexicano del Seguro Social

Resumen: Se analiza el funcionamiento del mercado mexicano de coberturas cambiarias de corto plazo. Se encuentra que éste no es eficiente ya que el tipo de cambio por adelantado implícito no cumple con la llamada *Hipótesis de la Eficiencia Insegada*, HEI. Se considera la existencia de no-estacionariedad y co-integración en las series de tiempo siguiendo las metodologías propuestas por Engle y Granger (1987) y Johansen y Juselius (1990). Se utiliza un *Modelo de Corrección de Errores MCE* y estadísticas de prueba de restricciones sobre vectores de co-integración para probar la HEI. Se analizan posibles causas de los resultados encontrados y se da pauta a posterior investigación.

Abstract: This paper analyzes the short-term exchange rate coverage market in Mexico. The results demonstrate inefficiencies in this market due to the fact that the implicit forward exchange rate violates the Unbiased Efficiency Hypothesis (UEH). Nonstationarity and co-integration are considered in the context of time series models, following Engle & Granger (1987) and Johansen & Juselius (1990) methodologies. The Error Corrections Model (ECM) and statistical tests of restrictions are used in co-integration vectors to test for the UEH. The paper concludes with a disussion of possible explanatory factors for the results, as well as future research implied by the findings.

* Este trabajo se basa en mi tesis de maestría. Agradezco los comentarios sobre la investigación a Víctor Guerrero, Chong Sup Kim y Fernando Zapatero. Así como a amigos investigadores que revisaron el presente documento. Obviamente se aplican las salvedades de costumbre.

1. Introducción

Probar la eficiencia de los mercados de tipo de cambio es un tema que ha motivado el surgimiento de numerosos estudios empíricos. Originalmente se basaban en las técnicas utilizadas para los mercados de acciones, lo que resultaba en hipótesis inapropiadas. Por su naturaleza, las pruebas de eficiencia son difíciles de formular y están sujetas a interpretaciones ambiguas (véase Levich, 1985).

La definición más sencilla de un mercado eficiente dice que en él los precios “reflejan completamente” toda la información disponible.¹ Cuando esto sucede, los inversionistas no pueden obtener ganancias extraordinarias al explotar la información. La importancia macroeconómica de la eficiencia de los mercados se deriva del papel que juegan los precios como concentradores de información estructural. Cuando los mercados de bienes y activos son eficientes, los agentes económicos que tomen sus decisiones basados en los precios observados asegurarán una distribución eficiente de los recursos.

Particularmente, en el mercado de tipos de cambio la eficiencia se manifiesta en la estructuración de estrategias de cobertura y en la diversificación internacional de carteras de bienes y activos. Es en este sentido que los mercados de tipos de cambio por adelantado y de futuros juegan un papel importante.

El objetivo de la presente investigación es analizar si el mercado de tipos de cambio por adelantado en México puede considerarse como eficiente en el sentido indicado. Se busca determinar sus características predictivas, realizando una prueba formal de insesgamiento bajo el contexto de expectativas racionales.

Se establece la hipótesis que el mercado de tipos de cambio por adelantado es eficiente al probar que cumple con la *Hipótesis de la Eficiencia Inesgada* (HEI), que es una prueba conjunta de racionalidad y neutralidad al riesgo. Los hallazgos resultan similares a los de los principales estudios hechos tanto para países industrializados como para México: se rechaza que el tipo de cambio por adelantado sea un predictor insesgado y eficiente del tipo de cambio al contado en el futuro y no se descarta la idea de que los agentes incorporen un premio al riesgo al determinar el tipo de cambio.

¹ Fama (1970).

Los mercados por adelantado y de futuros funcionaron hasta 1985, pero puede obtenerse una cotización del tipo de cambio por adelantado de las primas del mercado de coberturas cambiarias, el cual funciona desde 1987. De hecho, esta investigación se distingue de otras realizadas para México (véase Silva, 1991 y Galindo y Perrotini, 1996) al considerar este tipo de cambio por adelantado implícito y no utilizar las cotizaciones de antes de 1985.

Así pues, la presente investigación está estructurada de la siguiente forma. En la sección 2 se analiza el funcionamiento de los mercados de tipo de cambio por adelantado y, en particular, el caso mexicano, para el cual se derivará el tipo de cambio por adelantado implícito en el precio de las coberturas de riesgo cambiario. Se formaliza la definición, así como la importancia de eficiencia y mercados eficientes. Se presentan las pruebas de eficiencia del mercado de tipos de cambio por adelantado que se han utilizado en la literatura y que se utilizarán en este estudio. La sección 3 resalta las dificultades econométricas que pueden existir al utilizar las distintas pruebas de eficiencia, como son la presencia de no-estacionariedad y co-integración en las series de tiempo. En consecuencia, se muestra la forma más apropiada de tomar en cuenta esta situación. Se discute brevemente el uso de las pruebas de raíz unitaria desarrolladas por Dickey y Fuller, así como de los enfoques de Engle y Granger y de Johansen y Juselius, tanto para probar co-integración, como la hipótesis de eficiencia. En particular se discute el uso del *Modelo de Corrección de Error* (MCE) de Engle y Granger y la prueba de insesgamiento proporcionada por el vector de co-integración de Johansen. Por su lado, la sección 4 presenta las pruebas de eficiencia después de haber determinado que las series tipo de cambio por adelantado y al contado son no-estacionarias y están co-integradas; y se enuncian probables causas a los resultados encontrados. Por último se presenta una sección con las principales conclusiones.

2. El mercado de tipos de cambio por adelantado

Los contratos de futuros (*futures*) y los adelantados (*forward*) son los instrumentos financieros de cobertura cambiaria más conocidos internacionalmente. Un contrato por adelantado es una obligación de comprar o vender cierto activo, en una fecha determinada y a un precio en el futuro

ya establecido. El tipo de cambio por adelantado de una moneda es el precio al cual esta puede ser comprada o vendida en una fecha futura. La cotización del tipo de cambio por adelantado es diferente a la del tipo de cambio al contado (*spot*), puesto que los contratos adelantados incorporan una expectativa para el futuro. Otro factor es la existencia de un diferencial entre tasas de interés de activos denominados en distintas monedas y la posible existencia de una prima de riesgo. La prima adelantada $P.A.$ mide el diferencial entre el tipo de cambio por adelantado y al contado

$$P.A. = Fn - S \quad (1)$$

donde Fn es la cotización adelantada para ser llevada a cabo n días a partir del momento presente y S es la cotización al contado en el momento presente.

Los contratos adelantados son muy útiles porque con ellos se pueden realizar operaciones tanto de cobertura de riesgo como especulativas; Mansell (1994) y Coninx (1991) profundizan en estos temas. Realizar operaciones de cobertura en el mercado por adelantado permite a los agentes maniobrar fácilmente, ya que se puede monitorear y ajustar con el suficiente tiempo. También este mercado es importante porque permite fijar anticipadamente el costo de las importaciones y exportaciones en términos de monedas domésticas.

2.1. Mercado mexicano de coberturas cambiarias

Los mercados de tipos de cambio por adelantado y futuros entre el peso y el dólar norteamericano funcionaron hasta 1985, cuando las autoridades prohibieron liquidar en pesos en el extranjero.² Dada la alta volatilidad y las crecientes expectativas devaluatorias de la primera parte de la década de los ochenta, se creó en 1987 el Mercado de Coberturas Cambiarias de Corto Plazo, diseñado para cubrir los riesgos cambiarios sin la necesidad de hacer liquidaciones en el extranjero.

Este mercado posibilita fijar en forma anticipada el valor de los dólares americanos³ al tipo de cambio aplicable a la fecha de elabora-

² En 1995 se reanudaron las operaciones con futuros en Chicago.

³ Las principales operaciones cambiarias se realizan en el mercado peso/dólar. Existen dos clases de tipos de cambio, el directo peso/dólar y los cruzados peso/dólar entre dólar/otra moneda, igual a peso/otra moneda.

ción del contrato, Mansell (1994) y Garduño (1995) explican ampliamente el funcionamiento de este mercado. Sus operaciones se iniciaron utilizando el tipo de cambio controlado, pero en 1991 se eliminó el control de cambios y se unificaron los tipos existentes en uno solo.⁴ A partir de entonces las primas de las coberturas cambiarias se cotizan con base en este tipo de cambio. A finales de 1994, las autoridades monetarias decidieron dejar en libre fluctuación al tipo de cambio, lo que dio mayor importancia a este mercado.

Puede obtenerse una cotización del tipo de cambio por adelantado basándose en el precio de las primas del mercado de coberturas cambiarias. Las cotizaciones dentro de este mercado se realizan libremente conforme a la oferta y la demanda. En teoría, la prima es igual al valor presente de la depreciación esperada por el mercado, descontado por la tasa de interés actual, matemáticamente se tiene (véase Mansell, 1994):

$$P = \frac{Fn - S}{\left(1 + i \frac{n}{365}\right)} \quad (2)$$

donde P es la prima (peso/dólar), Fn es el tipo de cambio por adelantado implícito, S es el tipo de cambio al contado actual, i es la tasa de interés anualizada de pesos vigente en el mercado y n representa el número de días a vencimiento del contrato de cobertura.

Al despejar Fn de la fórmula anterior se llega a:

$$Fn = P \left(1 + i \frac{n}{365}\right) + S \quad (3)$$

Se puede entonces considerar que el mercado de tipos de cambio por adelantado aún funciona y que sólo se adaptó a las disposiciones que las autoridades monetarias juzgaron necesarias dadas las condiciones de crisis vividas durante la década de los ochenta (véase Garduño, 1995).

⁴ Este tipo de cambio se encontraba fijo para fines macroeconómicos, ya que se establecieron bandas de flotación y un desliz preanunciado. Para fines microeconómicos, la fluctuación dentro de la banda afecta a los inversionistas, principalmente a quienes realizan operaciones a gran escala.

2.2. La Hipótesis de la Eficiencia Insegada

En un mercado eficiente no hay posibilidades de obtener ganancias no explicadas. Formalmente: si los agentes son neutrales al riesgo, los costos de transacción son cero, la información es usada racionalmente y existe competencia. El mercado de tipos de cambio por adelantado es eficiente, en el sentido de que la tasa esperada de rendimiento a la especulación condicionada a un conjunto de información disponible es cero. Por lo tanto, los agentes pueden entrar a este mercado a más bajos costos de transacción que en uno que requiere extensa búsqueda de información. Toda la información histórica relevante, junto con las noticias recientes, está reflejada en el tipo de cambio por adelantado si se mantiene la llamada *Hipótesis de Mercados Eficientes* (HME). La HME está estrechamente relacionada con la *Hipótesis de Expectativas Racionales*, HER, la cual establece que cualquier oportunidad de ganancias en exceso en mercados financieros basados en información públicamente disponible, será eliminada rápidamente.

Han surgido muchos estudios que tratan de probar si el tipo de cambio por adelantado es un predictor insegado⁵ del tipo de cambio al contado en el futuro, entre ellos se encuentran Cornell (1977), Hansen y Hodrick (1980), Bilson (1981), Bailey, Baillie y McMahon (1984), Lai y Lai (1991), Barnhart y Szakmary (1991), Liu y Maddala (1992). Algunos encuentran evidencia que respalda la idea y otros no, en general tratan de probar la HEI (véase Silva, 1991 y Garduño, 1995). La idea es la siguiente: de la situación en equilibrio de la llamada paridad de las tasas de interés y suponiendo que se mantiene en equilibrio el arbitraje no cubierto de tasas de interés, se tiene que:⁶

$$E_t(s_{t+1}) = f_t \quad (4)$$

donde s_{t+1} es el logaritmo de la tasa al contado en el periodo $t + 1$, f_t es el logaritmo del tipo adelantado a vencer en el periodo $t + 1$ y E_t es el operador esperanza condicional, basado en un conjunto que contiene

⁵ Insegado significa que no hay un predictor alternativo que se desempeñe mejor en términos de valor esperado.

⁶ Para ampliar los temas sobre paridad de tasas de interés y arbitraje cubierto de tasas de interés, se recomienda la lectura de Krugman y Obstfeld (1994) y Caves, Frankel y Jones (1993).

toda la información relevante y disponible en el periodo t . El tipo de cambio por adelantado es así un predictor insesgado y estadísticamente eficiente del tipo de cambio al contado en el futuro, que, automáticamente, incorpora toda la información valiosa.

Si (4) es formulada en niveles en lugar de en logaritmos, la llamada paradoja de Siegel surge, donde puede probarse que al menos una moneda será sesgada por razones puramente matemáticas.⁷ Una vez que el tipo adelantado ha sido determinado por el mercado, los choques aleatorios y las innovaciones que son impredecibles en el tiempo t y que ocurren antes del tiempo $t + 1$ no son incorporadas, así se establece un error de predicción aleatorio tal que:

$$s_{t+1} = f_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde ε_t puede ser representado como un proceso de ruido blanco.

Al tomar expectativas en el tiempo t de la ecuación (5), se tiene que:

$$E_t(s_{t+1} - f_t) = 0 \quad (6)$$

Así, una prueba obvia de las expectativas racionales, la HME, podría realizarse al estimar el modelo:

$$(s_{t+1} - f_t) = \psi'x_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde ψ es un vector de parámetros y x_t es un vector de observaciones sobre variables potencialmente explicativas, y probar entonces la hipótesis:

$$H_0 : \psi = 0 \text{ contra } H_1 : \psi \neq 0 \quad (8)$$

En la hipótesis nula, ninguna de las variables en x_t ayuda a explicar s_{t+1} , puesto que f_t ya está incluida en el conjunto de información. Es

⁷ La paradoja de Siegel (1972), establece que los tipos de cambio por adelantado respectivos no pueden ser simultáneamente predictores insesgados de los tipos de cambio dólar/peso y peso/dólar, debido a la desigualdad de Jensen. Sin embargo, McCulloch (1975) muestra que la paradoja no es significativamente importante para trabajos empíricos, aun así se definen las variables en logaritmos.

difícil determinar qué variables incluir en x_t , siguiendo la literatura reciente se incluirá solo una constante.⁸ Así, la HEI se puede formular como:

$$s_{t+1} = a + bf_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

donde ε_t es un error aleatorio. La eficiencia como se definió antes implica la prueba de la restricción $a = 0$ y $b = 1$ en (9), esta prueba es llamada "de insesgamiento", la cual es una prueba conjunta de expectativas racionales y de no premio al riesgo. La ecuación (9) representa una especificación de niveles utilizada entre otros por Lai y Lai (1991), la hipótesis de eficiencia es rechazada si $a \neq 0$ y $b \neq 1$ y/o el término de error no es ruido blanco.

Otra forma de especificar la prueba de la hipótesis es usar cambios porcentuales (véase Barnhart y Szakmary, 1991), en donde el cambio porcentual del tipo de cambio al contado en el futuro en relación al actual se regresa sobre el premio adelantado,⁹ esto es:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta(f_t - s_t) + \xi_t \quad (10)$$

en donde α y β son constantes y ξ_t es un error aleatorio. Con esta especificación, la hipótesis es rechazada si $\alpha \neq 0$ y $\beta \neq 1$ y/o el término de error no es ruido blanco. La ecuación (10) permite explicar el porqué se dice que es una prueba conjunta, ya que se prueba la hipótesis de expectativas racionales, que se establece como $\nabla s_{t+1} = \nabla s_t^e + v_{t+1}$,¹⁰ con s_t^e igual a la expectativa en t del tipo de cambio al contado y v_{t+1} un error, que sigue una normal con media cero y varianza constante. En otras palabras, la hipótesis de que los inversionistas predicen el cambio en el tipo de cambio con un término de error que es puramente aleatorio. Asimismo, se prueba la hipótesis de no premio al riesgo, que se establece como $(f_t - s_t) - \nabla s_t^e = 0$, ésta última condición establece que el riesgo no es importante, es decir, los inversionistas son neutrales al riesgo y sólo se fijan en el rendimiento esperado.

⁸ Véanse Lai y Lai (1991) y Barnhart y Szakmary (1991).

⁹ En la sección 1, ecuación (1), se analizó este concepto al cual se llamó *PA*.

¹⁰ $\nabla s_{t+1} = s_{t+1} - s_t$

Aparentemente, no hay diferencia teórica entre usar la especificación (9) o la (10) para probar la HEI. En la práctica, la especificación (9) es inapropiada y la (10) puede ser incompleta (lo que se mostrará más adelante), si las series de tiempo de los tipos de cambio por adelantado y al contado son no-estacionarias y/o están co-integradas.

3. La HEI ante no-estacionariedad y co-integración

Probar la hipótesis nula $a = 0$, $b = 1$ o $\alpha = 0$, $\beta = 1$ en (9) y (10) es, aparentemente, un proceso sencillo, de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) se utiliza la teoría estándar de pruebas de coeficientes, pero hay un problema importante, esta teoría se basa, fundamentalmente, en el supuesto de que las series de tiempo son generadas por un proceso estacionario que posiblemente fluctúa alrededor de una tendencia. En pocas palabras, una serie es estacionaria si se puede pensar que su comportamiento probabilístico no depende del tiempo y se mueve alrededor de su primer momento.¹¹ Si no es así, es decir, si las series de tiempo son no-estacionarias porque tienden a crecer en el tiempo, la teoría asintótica en que se basan las pruebas de hipótesis es incorrecta y por lo tanto no aplicable.

3.1 Series de tiempo integradas. Pruebas de raíz unitaria

Si una serie con un componente que la hace crecer con el tiempo es utilizada como variable independiente en un modelo de regresión, la matriz $n^{-1}X^T X$ posiblemente no tenderá a ser finita y positiva, definida conforme el tamaño de muestra n tiende a infinito. Por lo que la teoría asintótica tradicional de los modelos de regresión es inaplicable.¹² Cuando se busca hacer estacionaria a una serie se debe estar seguro de que método aplicar, es decir, quitar la tendencia o diferenciar, ya que son diferentes y si uno es apropiado el otro no.

Al diferenciar una serie no-estacionaria puede volvérsela estacionaria y en tal caso se dice que la serie es integrada, de tal forma que una

¹¹ Guerrero (1991) amplía el concepto de momentos de una variable y cómo se usa para caracterizar una serie de tiempo.

¹² Otro problema que surge cuando se utilizan series que son claramente no-estacionarias es el problema de la *regresión sin sentido o regresión espuria*.

serie no-estacionaria es integrada de orden d , $I(d)$, si se requieren d diferencias para volverla estacionaria.

La principal técnica para escoger entre ambos métodos es utilizar las pruebas de raíz unitaria, este concepto viene de la literatura en series de tiempo.¹³ Cuando el proceso generador de una serie de tiempo tiene una raíz unitaria, se dice que es integrada de orden uno o $I(1)$ y debe ser diferenciada una vez para volverla estacionaria.

Las pruebas de raíz unitaria más simples y más ampliamente usadas fueron desarrolladas por Dickey y Fuller (1979). La prueba Dickey-Fuller o DF es la más sencilla pero es válida sólo bajo el supuesto de que los errores en las regresiones de prueba no están serialmente correlacionados. La prueba Dickey-Fuller Aumentada o ADF es (asintóticamente) válida en presencia de correlación serial, fue desarrollada bajo el supuesto de que los errores siguen un proceso autorregresivo AR de orden desconocido.¹⁴ Para ampliar el desarrollo de las pruebas DF y ADF se recomienda Davidson y MacKinnon (1993) y Banerjee, Dolado, Galbraith y Hendry (1994). En esta investigación, se hará uso de la prueba ADF para determinar si las variables tipo de cambio al contado s_{t+1} , tipo de cambio por adelantado f_t y premio adelantado $fd_t = f_t - s_t$ tienen raíces unitarias.

Primero es necesario determinar las series de tiempo que se utilizarán, estas son, el tipo de cambio peso/dólar al contado interbancario. Para determinar el tipo de cambio por adelantado implícito en el precio de las coberturas de riesgo cambiario a la venta se sigue la ecuación (3), para su cómputo se necesita: la prima de la cobertura cambiaria con vencimiento a un mes, el tipo de cambio interbancario apropiado para la determinación de la prima de la cobertura y la tasa de interés de los Certificados de la Tesorería de la Federación (CETES), con vencimiento a un mes (28 días).

¹³ Un proceso autorregresivo (AR) se escribe como $A(B)y_t = a_t$ donde $A(B)$ denota a un polinomio finito en el operador de retraso B , tal que $Bx_t = x_{t-1}$. La estacionariedad del proceso depende de las raíces de la ecuación característica $A(B)=0$. Si todas las raíces están fuera del círculo unitario, el proceso es estacionario, si alguna raíz está sobre o dentro del círculo unitario (en el plano complejo), el proceso es no-estacionario, y una raíz que es igual a 1 es llamada raíz unitaria (véase-Guerrero, 1991).

¹⁴ Se ha mostrado (para referencias véase Davidson y MacKinnon, 1993) que las pruebas ADF son confiables, aun en el caso de que el error presente un proceso de promedios móviles MA.

El tipo de cambio por adelantado implícito se determina el mismo día en que se cotizan los CETES, el tipo de cambio al contado futuro es el cotizado 30 días después de la determinación del adelantado, será llamado para fines de cómputo tipo de cambio al contado realizado $rs = s_{t+1}$, el tipo adelantado será $fw = f_t$ y el premio adelantado $fd = f_t - s_t$. Como se explicó anteriormente se utilizarán logaritmos naturales de estas variables.¹⁵

La prueba ADF de raíz unitaria consiste en correr una regresión de la primera diferencia de la serie contra la serie rezagada una vez, diferencias rezagadas y opcionalmente una constante y/o una tendencia en el tiempo, es decir, un modelo del tipo:

$$\nabla y_t = X_t \beta + \gamma y_{t-1} + \theta \nabla y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

(véase Davidson y MacKinnon, 1993), donde X_t incluye constantes y/o tendencias y se agregan las diferencias rezagadas necesarias. En cada caso, la prueba de raíz unitaria es probar que el coeficiente asociado a la serie rezagada una vez γ es significativamente diferente de cero, si es así, entonces se rechaza la hipótesis de que la serie contiene una raíz unitaria y se opta por la hipótesis de que la serie es estacionaria e integrada de orden cero $I(0)$. El cómputo de la prueba arroja como resultado un estadístico t para el coeficiente de la variable rezagada una vez y valores críticos para la prueba de que el coeficiente es cero.¹⁶ En la hipótesis nula de una raíz unitaria, la estadística t reportada no tiene la distribución t estándar así que se reportan valores críticos escogidos con base en el número de observaciones y los regresores incluidos, constantes y/o tendencias. Estos valores fueron calculados por MacKinnon¹⁷ con base en los reportados originalmente por Dickey y Fuller, incluir las diferencias rezagadas necesarias resulta del hecho de que se busca eliminar la

¹⁵ Se utilizarán observaciones semanales, ya que dado que las operaciones con el tipo de cambio unificado libre se iniciaron a partir de la última parte de 1991 y hasta finales de 1994, las observaciones mensuales resultarían una muestra pequeña para la inferencia asintótica de las pruebas a utilizar. Se agradece la colaboración de Antonio Medellín para la recopilación de los datos.

¹⁶ Un valor negativo grande de esa estadística t , permite el rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria y sugiere que la serie es estacionaria.

¹⁷ MacKinnon (1990).

posible presencia de autocorrelación serial de los errores.¹⁸ Así, se reportan las pruebas de raíz unitaria para las series tipo de cambio al contado en el futuro, tipo de cambio por adelantado implícito y el premio adelantado.

Se determinó que el modelo más apropiado para realizar la prueba ADF es el siguiente:

$$\nabla x_t = a + bx_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \theta \nabla x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

donde x_t = *rs*, *fw* y *fd* en cada caso. Los resultados se presentan en la siguiente tabla.

Tabla 1
Pruebas ADF de raíz unitaria, para el nivel y la primera diferencia de las series

<i>Variable</i>	<i>Estadística ADF (t)</i>	<i>Estadística Q(20)</i>	<i>Probabilidad</i>
<i>rs</i>	-0.079581	21.742	0.335
∇rs	-5.213749	22.689	0.304
<i>fw</i>	-0.190964	12.795	0.886
∇fw	-5.393130	9.599	0.975
<i>fd</i>	-3.207476	15.861	0.725
∇fd	-8.269528	17.818	0.599

*Valores críticos**

1%	5%	10%
-3.4752	-2.8809	-2.5770

*Valores críticos de MacKinnon para el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria

Como se puede observar, las estadísticas *t* para las series *rs* y *fw* son lo suficientemente pequeñas para no poder rechazar al nivel de significación del 10%, la hipótesis nula de una raíz unitaria, en el proceso generador de las series. Esto, como se explicó, da indicios de que las series son no-estacionarias; para poder determinar si son I(1) se incluye la prueba ADF para la primera diferencia de la serie, y se encuentra que

¹⁸ Para determinar la apropiada especificación de la prueba siguiendo el modelo (11), se corrió varias veces la prueba para cada serie incluyendo inicialmente una constante y una tendencia, así como cuatro diferencias rezagadas, se eliminaron las no significativas.

las estadísticas t son lo suficientemente grandes para rechazar aún en el nivel de significación del 1% la existencia de una raíz unitaria, por lo tanto se concluye que las series rs y fw son $I(1)$. En el caso de la serie df , la estadística t es lo suficientemente grande para rechazar la hipótesis de raíz unitaria en el proceso en los niveles de significación del 5% y 10%, pero no del 1%, por lo que no hay evidencia de que la serie df sea no-estacionaria. Este hallazgo tiene importancia, pero se analizará en el siguiente apartado. Los valores de las estadísticas Q que complementan la tabla 1 sirven para verificar la ausencia de autocorrelación residual, como lo muestran las probabilidades de significación reportadas.

3.2 Series de tiempo co-integradas. Pruebas de co-integración

La teoría económica sugiere, con frecuencia, que ciertos pares de variables económicas podrían estar conectadas por una relación de equilibrio de largo plazo. No obstante que las variables puedan “alejarse” del equilibrio por un tiempo, se espera que las fuerzas económicas actúen para restablecerlo. El concepto de co-integración es importante porque permite describir la existencia de un equilibrio o relación estacionaria, entre dos o más series de tiempo las cuales son individualmente no-estacionarias.¹⁹ Para transformar una serie integrada y hacerla estacionaria, debe ser diferenciada al menos una vez. Sin embargo, una combinación de series podría tener un orden de integración más bajo que cualquiera de las series individuales, en tal caso se dice que las variables están co-integradas.²⁰

En el análisis que aquí se realiza, cuando el tipo de cambio al contado s_{t+1} y el tipo de cambio por adelantado f_t son $I(1)$ como quedó probado en el apartado anterior, la combinación lineal $z_t = s_{t+1} - a - bf_t$ es generalmente también $I(1)$. Sin embargo, si existen a y b tales que z_t sea estacionaria o $I(0)$ entonces se dirá que s_{t+1} y f_t están co-integradas y

¹⁹ Esto es, mientras los componentes de las series de tiempo pueden tener momentos tales como media, varianza y covarianzas variantes en el tiempo, alguna combinación lineal de estas series, la cual define la relación de equilibrio, podría tener momentos invariantes en el tiempo.

²⁰ Esto implica que la co-integración sólo establece una reducción en el orden de integración de d a $d-b$ con $d \geq b > 0$, aunque cuando se considera a la combinación como una relación de equilibrio, se espera que sea integrada de orden cero.

la relación $s_{t+1} - a - bf_t = 0$ será la relación de co-integración o de equilibrio, con z_t representando el término de error de equilibrio.

La co-integración entre s_{t+1} y f_t es una condición necesaria para la eficiencia del mercado (véase Dwyer y Wallace, 1992). La HEI sugiere que f_t es un predictor insesgado de s_{t+1} , esto es, el tipo adelantado no sobrestima ni subestima al tipo al contado consistentemente. Si f_t y s_{t+1} no están co-integrados, z_t es no-estacionario y s_{t+1} y f_t tienden a separarse sin límite, entonces f_t tiene poco poder de predicción sobre los movimientos de s_{t+1} , esto es claramente inconsistente con la HEI.

La propiedad de co-integración es, sin embargo, sólo una condición necesaria para la eficiencia, también se requiere que $a = 0$ y $b = 1$ en (9), de otra manera f_t no es un predictor insesgado de s_{t+1} , aún cuando s_{t+1} y f_t se muevan "cercanamente" juntos en el tiempo. De aquí que la prueba de eficiencia involucra la prueba formal de restricciones en los parámetros de co-integración.

Cuando se utiliza la formulación (10) para probar la HEI, surgen consideraciones importantes: si s_t y f_t son $I(1)$ entonces el lado derecho de (10) $s_{t+1} - s_t$ es estacionario, pero no hay garantía de que la variable del lado izquierdo $f_t - s_t$ sea estacionaria, de hecho lo será si la HEI se cumple. Si se estima (10), se advierten dos casos: (i) $f_t - s_t$ es no-estacionario, y ya que $s_{t+1} - s_t$ es estacionario, se tiene una regresión de una variable estacionaria sobre una no-estacionaria, de aquí que se obtenga $Plim \hat{\beta} = 0$.²¹ Así, la HEI casi seguramente será rechazada, Garduño (1995) encuentra esta situación; y (ii) $f_t - s_t$ es estacionario, entonces hay indicios de que la HEI es cierta.

Se ha encontrado (apartado 3.1) que no se puede rechazar que $fd = f_t - s_t$ sea estacionaria, por lo que hay un indicio de que la HEI para el caso mexicano se cumple pero sólo puede considerarse como una prueba débil, ya que se debe considerar la idea de co-integración, además, al usar MCO para estimar (10) se obtiene una estimación inconsistente de β , Liu y Maddala (1992) presentan evidencia de ello.

Se llega entonces a la conclusión de que ninguno de los modelos (9) y (10) son apropiados para probar la HEI. Cuando las series están co-integradas probablemente se rechazará la hipótesis si se usa la especificación de nivel (9), esto es debido a que en el largo plazo el tipo de cambio por adelantado es un predictor insesgado del tipo al contado en

²¹ $Plim \hat{\beta}$ significa límite de probabilidad de $\hat{\beta}$.

el futuro, pero en el corto plazo puede alejarse substancialmente de su relación de equilibrio. La especificación de niveles es pues una relación de equilibrio de largo plazo que ignora la dinámica de corto plazo, además el tipo adelantado debe también ser un predictor eficiente.

Las pruebas más populares de co-integración que están estrechamente relacionadas con las pruebas de raíz unitaria fueron presentadas por Engle y Granger (1987). La idea es que si y_t y x_t están co-integradas el verdadero término de error de equilibrio v_t en una relación del tipo

$$[y_t, x_t] \alpha + X \beta = v_t \quad (13)$$

debe ser $I(0)$.²² Si las variables no están co-integradas v_t debe ser $I(1)$; así se puede probar la hipótesis nula de no co-integración contra la alternativa de co-integración al realizar una prueba de raíz unitaria en v_t .

Pero el verdadero v_t no es observado porque el elemento α_1 en el vector α es desconocido y es necesario estimarlo, la manera más simple de hacerlo es estimando la regresión (13) por MCO, este proceso produce un vector de residuales o errores de equilibrio estimados \hat{v}_t . Si las variables y_t y x_t no están co-integradas, la regresión (13) es espuria y el vector v debe tener una raíz unitaria.

Dado que el vector de residuales depende de uno o más parámetros estimados que en la hipótesis nula son los parámetros de una regresión espuria, se tiene que la distribución asintótica de la prueba estadística de co-integración basada en residuales no es la misma que la que se deriva en las pruebas ordinarias de raíz unitaria. Sin embargo, la estrategia de prueba es la misma y sólo se deben usar los valores críticos apropiados.

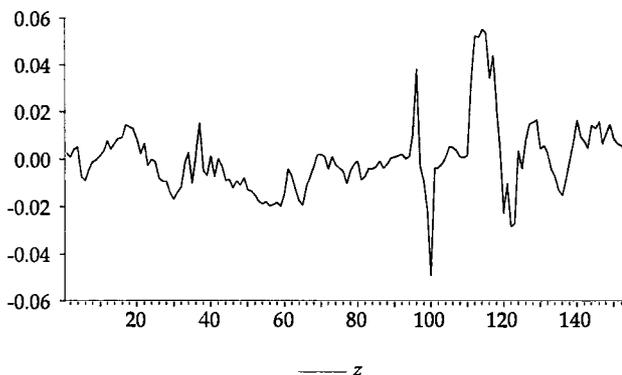
Con el procedimiento explicado, se hará una prueba ADF sobre el vector de residuales. En el contexto de co-integración, el procedimiento es llamado por analogía prueba de *Engle-Granger Aumentada* o AEG. Para realizar la prueba, primero se determina por MCO el vector de residuales de la regresión

$$s_{t+1} = a + bf_t + z_t \quad (14)$$

²² Donde α es un vector $[1, -\alpha_1]'$ llamado *vector de co-integración*, X es una matriz de regresores no estocásticos que contiene a la constante y/o una tendencia, o a ninguna de éstas, mientras que β es un vector de coeficientes.

donde z_t son los errores (la gráfica 1 presenta estos residuales) y después se aplica la prueba ADF como se indicó en el apartado anterior.

Gráfica 1
Residuales de la relación de equilibrio (14)



Los valores críticos para el rechazo de la hipótesis nula de no co-integración,²³ dependen del número de variables I(1) utilizadas y de la naturaleza no estocástica de los regresores (constantes y/o tendencias), tales valores son calculados y presentados por Davidson y MacKinnon (1993). La tabla 2 muestra los resultados que se obtuvieron para el caso que nos ocupa, en el que $m = 2$ y sólo se incluyó la constante.

Tabla 2
Prueba ADF para z en nivel

Variable	Estadística ADF (t)	Estadística Q(20)	Probabilidad
z	-4.936852	21.039	0.360

*Valores críticos**

1%	5%	10%
-3.90	-3.34	-3.04

* Tomados de Davidson y MacKinnon (1993).

²³ Regularmente se plantea la hipótesis nula como no co-integración. No obstante, Harris e Inder (1994), extienden el marco de pruebas de raíz unitaria para probar la

Como se observa, el estadístico de la prueba ADF para los residuales de la regresión de co-integración (14) es lo suficientemente grande para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en los residuales (variable z). Se encuentra pues que los residuales son $I(0)$ y se concluye que las variables s_{t+1} y f_t están cointegradas.

No obstante que las pruebas de co-integración basadas en residuales son las más populares, otras pruebas de co-integración han sido propuestas. Hargreaves (1994) hace un estudio comparativo de seis pruebas de relaciones de co-integración, entre ellas las de Engle y Granger y las de Johansen y Juselius, para ello utiliza experimentos Montecarlo y encuentra que el método de Johansen es superior a los otros cinco métodos cuando la muestra es mayor a 100. Además (como se mostrará más adelante) el método de Johansen permite probar directamente la HEI al restringir el vector de co-integración, por ello se analizará y aplicará este método en la presente investigación.

3.3 Prueba de co-integración de Johansen

Johansen (1991) y Johansen y Juselius (1990) desarrollaron un enfoque para la estimación de sistemas completos de modelos que involucran variables co-integradas. Este enfoque está basado en la estimación de un vector autorregresivo (VAR) por máxima verosimilitud.²⁴

Dado un vector renglón y , de tamaño $1 \times m$, un vector autorregresivo de orden p puede ser escrito como:

$$y_t = y_{t-1}\Pi_1 + \dots + y_{t-p}\Pi_p + \mu + \varepsilon_t \quad (15)$$

donde ε_t son *iid* $N_m(0, \Sigma)$, μ es un vector de constantes y Π_1 hasta Π_p son matrices $m \times m$ de coeficientes.

Al escribir el modelo en forma de modelo de corrección de error, reparametrizar y agrupar se obtiene:

$$\nabla y = \nabla y_{-1}\Gamma_1 + \dots + \nabla y_{-(p-1)}\Gamma_{p-1} + y_{-p}\Pi + \mu + \varepsilon \quad (16)$$

hipótesis nula de co-integración. Creer a priori que las series no están co-integradas, hasta que los datos fuertemente muestren lo contrario, puede no ser útil en algunos casos.

²⁴ Para una explicación amplia de vectores autorregresivos y del método de máxima verosimilitud, se recomienda ver Davidson y MacKinnon (1993).

donde $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$, $i = 1, \dots, p-1$ y $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_p)$. Johansen y Juselius muestran que la matriz de coeficientes Π (llamada matriz de impacto), contiene la información esencial sobre la co-integración o las relaciones de equilibrio entre las variables en el conjunto de datos. Específicamente, tres situaciones surgen con respecto al rango de esta matriz. 1) Si se toma como usual que ∇y es estacionaria, entonces cada término en (16), excepto $y_{-p} \Pi$ es un elemento de un proceso estacionario, esto implica que $y \Pi$ debe ser por sí mismo estacionario.²⁵ 2) Si la matriz Π tiene rango completo (igual a m), la única manera en que $y \Pi$ sea estacionaria es que y sea estacionaria, lo cual significa que cada una de sus columnas lo es, estas columnas son las diferentes series y_i , con $i = 1, \dots, m$, que forman el sistema (en nuestro caso son dos variables s_{t+1} y f_t). 3) Si el rango de Π es igual a $r < m$ entonces Π puede ser escrita como el producto de dos matrices α y β , esto es:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (17)$$

donde α y β son matrices $m \times r$. En (16) se ve que $y_{-p} \Pi = y_{-p} \alpha\beta'$, o sea que los vectores de co-integración son proporcionales a las columnas de la matriz, así que para cada columna, digamos α_i , $y\alpha_i$ es una variable aleatoria estacionaria. Cuando $r = 1$, hay tan solo un vector de co-integración el cual es proporcional a 1. Cuando $r = 2$, hay un espacio de dimensión dos de vectores de co-integración, proporcionales a α_1 y α_2 , y así sucesivamente. Los dos extremos son cuando $r = 0$, no hay vectores de co-integración y $r = m$, cualquier combinación lineal de las y_i será estacionaria porque cada y_i será $I(0)$.

El enfoque de Johansen consiste en estimar el VAR (16) sujeto a la restricción (17), para varios valores de r usando máxima verosimilitud. En el caso que aquí se estudia el vector y_t en (16) es $(s_{t+1}, f_t)'$ entonces $m = 2$. La hipótesis de co-integración entre s_{t+1} y f_t es equivalente a la hipótesis de que el rango de $\Pi = 1$, si el rango es cero, entonces las variables no están co-integradas. Para un amplio desarrollo del método de Johansen se recomienda Davidson y MacKinnon (1993) y Hargreaves (1994). El método de Johansen presenta dos estadísticas de prueba, se plantea la hipótesis de que hay r vectores de co-integración en el sistema, la prueba en el espacio dimensional de m está dada por:

²⁵ Trivialmente, $y \Pi$ será estacionario si Π es una matriz nula (con rango igual a cero), entonces ninguna de las series está co-integrada con las otras.

$$Q_r = -T \sum_{i=r+1}^m \ln(1-\hat{\lambda}_i) \tag{18}$$

donde $\hat{\lambda}_i$ son los valores característicos (eigenvalores) que surgen de la ecuación característica correspondiente al proceso de máxima verosimilitud $r = 0, 1, 2, \dots, m - 1$. Esta estadística Q_r se conoce como *estadística de traza*. Alternativamente, la prueba de significancia del máximo eigenvalor se basa en:

$$\xi_r = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \tag{19}$$

donde $r = 0, 1, \dots, m - 1$.²⁶

La prueba de co-integración en este caso consiste en probar si $r = 1$ y existe un vector de co-integración, los resultados se presentan en la tabla 3.

Tabla 3
Procedimiento de máxima verosimilitud de Johansen
vector de co-integración: $s_{t+1} = a + bf_t$

<i>Lista de eigenvalores en orden descendente</i>				
0.55554	0.014070	-0.0000		
<i>Prueba LR* de co-integración basada en el máximo eigenvalor de la matriz estocástica</i>				
<i>Nula</i>	<i>Alternativa</i>	<i>Estadística</i>	<i>5%**</i>	<i>10%</i>
$r = 0$	$r = 1$	120.8243	15.6720	13.7520
$r \leq 1$	$r = 2$	2.1114	9.2430	7.5250
<i>Prueba LR de co-integración basada en la traza de la matriz estocástica</i>				
<i>Nula</i>	<i>Alternativa</i>	<i>Estadística</i>	<i>5%</i>	<i>10%</i>
$r = 0$	$r = 1$	122.9356	19.9640	17.8520
$r \leq 1$	$r = 2$	2.1114	9.2430	7.5250

* LR= Razón de verosimilitud.
 ** Valores críticos para determinar r .

²⁶ Ambas estadísticas no tienen una distribución estándar, por lo que se tabulan por simulación.

Las dos estadísticas utilizadas, la de traza y la de máximo eigenvalor dan el mismo resultado: se rechaza la hipótesis nula de que $r = 0$, en favor de la alternativa y no se puede rechazar la hipótesis nula $r \leq 1$, por lo que se concluye que $r = 1$ y las series s_{t+1} y f_t están co-integradas. Este es el mismo resultado que se obtuvo mediante la prueba AEG.

Una ventaja principal del método de Johansen es que conduce a un grupo completo de pruebas de hipótesis. De esta forma, varias pruebas de restricciones sobre β se pueden ejecutar al comparar los eigenvalores con y sin las restricciones impuestas. Por ejemplo, Lai y Lai (1991) utilizan esta idea para probar directamente la HEI, ellos establecen la relación de equilibrio:

$$\beta' y_t = 0. \quad (20)$$

Esta relación general incluye el caso especial donde

$$y_t = (s_{t+1}, f_t, 1)' \text{ y } \beta' = (1, -b, -a),$$

la cual normaliza el coeficiente de s_{t+1} a ser la unidad. Entonces, una prueba de la HEI puede realizarse al imponer una restricción lineal en el vector de co-integración del tipo $\beta' = (1, -1, 0)$. Lai y Lai muestran que esta prueba es un caso especial del procedimiento general del método de Johansen y la estadística de razón de verosimilitud general de este tipo de pruebas es:

$$Q_G = -T \sum_{i=1}^r \ln \{(1-\lambda_i)/(1-\lambda_i^*)\} \quad (21)$$

Johansen y Juselius por su lado, demuestran que dicho tipo de pruebas tienen una distribución χ^2 con grados de libertad igual al número de parámetros por probar. En la siguiente sección de este trabajo se utilizará este enfoque para probar la HEI.

Se ha encontrado que las series de tiempo tipo de cambio por adelantado y tipo de cambio al contado realizado están co-integradas; dado esto y si el parámetro de co-integración b de la relación de equilibrio (14) es cercano a 1, se presenta el resultado del *Teorema de la Representación de Granger*, el cual implica que un modelo de corrección de error (MCE) más general debe ser usado para modelar estas relaciones dinámicas.

3.4. El Modelo de Corrección de Error, MCE, de Engle y Granger

Engle y Granger (1987), demuestran que si dos series y_t y x_t están co-integradas, entonces están relacionadas por una función llamada regresión de co-integración o de equilibrio $y_t = \delta x_t + \varepsilon_t$ y en tal caso existe una representación de corrección de error. El MCE tiene la forma:

$$\nabla y_t = \beta(y_{t-1} - \delta x_{t-1}) + \gamma \nabla x_t + \varepsilon_t \quad (22)$$

con δ como el parámetro de co-integración, $\beta \neq 0$, $\gamma \neq 0$ y ε_t estacionario. El término de error ε_t puede estar autocorrelacionado. Una forma aumentada del MCE incluye valores rezagados de ∇x_t y ∇y_t .

En el presente estudio, si s_{t+1} y f_t están co-integrados existirá un MCE, si este es el caso, entonces el MCE (sin rezagos extras) será:²⁷

$$\nabla s_{t+1} = \beta(s_t - \delta f_{t-1}) + \gamma \nabla f_t + \varepsilon_t \quad (23)$$

Se tiene pues, que el modelo (10) está incompleto, ya que ignora la dinámica de corto plazo al dejar fuera las diferencias rezagadas del tipo de cambio al contado y adelantado. Teóricamente entonces, sólo el MCE es una especificación apropiada de la relación entre los tipos de cambio al contado y adelantado. Se está pues, en condición de utilizar tanto el MCE como el método de Johansen para probar la HEI, como es el objetivo de esta investigación.

4. Prueba de la HEI

Como se mostró en la sección anterior, si las series s_{t+1} y f_t están co-integradas existe un MCE que relaciona a ambas variables, éste modelo será utilizado para probar la HEI. De igual manera se utilizará el enfoque

²⁷ Este es el MCE que estima Silva (1991). Mientras que Barnhart y Szakmary (1991) establecen su MCE inicial utilizando doce diferencias rezagadas de los tipos por adelantado y al contado, eliminando las no significativas²⁷ y repitiendo la estimación hasta determinar una especificación del MCE apropiada. En este análisis se utilizará el modelo de Silva, ya que a diferencia del estudio de Barnhart y Szakmary sólo se investiga la relación entre dos monedas y no entre varias como ellos lo hacen, así que se puede utilizar un modelo más sencillo para esta relación y utilizar MCO y no el método SUR (Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas) que ellos utilizan.

de Johansen que permite probar directamente la HEI al imponer restricciones a los parámetros del vector de co-integración.

4.1 El Modelo de Corrección de Error, MCE y la prueba de la HEI

El modelo a utilizar es el expresado como ecuación (23) este modelo es una regresión simple que será corrida por MCO, para ello se determina que el parámetro de co-integración $\delta = 1$; en forma de regresión el MCE es el siguiente:

$$\nabla s_{t+1} = \alpha + \beta(s_t - f_{t-1}) + \gamma \nabla f_t + u_t \quad (24)$$

donde la hipótesis nula a probar es $H_0 : -\beta = \gamma = 1$ contra la alternativa $H_a : \beta \neq -1$ o $\gamma \neq 1$ (véase Silva, 1991).

Tabla 4

<i>Prueba del Modelo de Corrección de Error, MCE</i>				
<i>Ecuación $\nabla s_{t+1} = \alpha + \beta(s_t - f_{t-1}) + \gamma \nabla f_t + u_t$</i>				
	<i>Coficiente</i>	<i>Error Estándar</i>	<i>Estad. T</i>	<i>Probabilidad</i>
$\hat{\alpha}$	0.001277	0.001442	0.885861	0.3771
$\hat{\beta}$	0.032030	0.078568	0.407674	0.6841
$\hat{\gamma}$	0.038304	0.095908	0.399412	0.6902
	R^2		0.007938	
	DW		2.258160	
	Err Est. Reg		0.006548	
<i>Hipótesis Nula - $\beta = \gamma = 1$</i>				
Estad. F	86.51568	Prob.	0.000000	
Ji-cuadrada	173.03020	Prob.	0.000000	

Los resultados encontrados en la tabla 4 indican un fuerte rechazo de la hipótesis nula en favor de la alternativa, este rechazo no favorece a la HEI. Sin embargo, los resultados indican que el modelo no se apega a la realidad.²⁸ Silva (1991) al aplicar el MCE encuentra que éste tiene un

²⁸ El Modelo de Corrección de Errores utilizado resulta mal especificado, debido tal vez al uso de datos semanales con vencimiento mensual, es decir existe una especie de traslape, lo que puede traer consecuencias de autocorrelación y heteroscedasticidad. Por esta razón no se puede validar ninguna conclusión con este método.

mejor ajuste (aunque con periodo de muestra diferente y observaciones mensuales) y su conclusión es que no se cumple la HEI.

4.2 Prueba de la HEI con el método de Johansen

El método de Johansen permite probar directamente la HEI al imponer restricciones lineales específicas al vector de co-integración β' en (20). La tabla 5 muestra el vector $\beta' = (1, -b, -a)$ normalizado, así como la prueba de dos hipótesis $H_0 : b = 1$ vs. $H_a : b \neq 1$ y $H_0' : a = 0, b = 1$ vs. $H_a' : a \neq 0$ o $b \neq 1$. Estas restricciones lineales son las que impone directamente la HEI en el modelo (9), es decir la HEI en niveles.

Tabla 5

Vector de co-integración estimado $\beta' = (1, -b, -a)$			
Parámetros estimados	Prueba de las hipótesis planteadas sobre β'		
	$H_0 : b = 1$	$H_0' : a = 0, b = 1$	
(1, -0.96102, -0.027318)	3.7673	10.8063	
Valores críticos de distribución χ^2			
g. de l.	1%	5%	10%
1	6.63349	3.84146	2.70554
2	9.21030	5.99146	4.60517

Los resultados de la tabla 5 muestran que no se puede rechazar la hipótesis de $b = 1$ al 5% del nivel de significancia, pero la hipótesis de que $a = 0$ y $b = 1$ sí se rechaza a cualquier nivel de significancia considerado, esto implica que el tipo de cambio por adelantado, al parecer, es capaz de explicar los movimientos en el tipo de cambio al contado, pero parece ser un predictor sesgado del tipo de cambio al contado en el futuro.

4.3. Resultados

Los resultados arrojados por los dos métodos utilizados para probar la HEI, la estimación del MCE y la prueba directa siguiendo la metodología de Johansen son similares. La HEI no está apoyada por la evidencia empírica de México, es decir, la hipótesis conjunta de expectativas racionales y no premio al riesgo es rechazada. Este hallazgo es compartido por otros estudios hechos principalmente para monedas de países

desarrollados. De hecho, Lai y Lai (1991), Liu y Maddala (1992), Barnhart y Szakmary (1991), en sus estudios que consideran el análisis de co-integración rechazan la HEI. Para el caso de México, Silva (1991) y Galindo y Perrotini (1996) llegan al mismo resultado. Silva analiza el mercado de tipos de cambio por adelantado antes de 1985 aplicando un MCE y algunas pruebas de co-integración, Galindo y Perrotini analizan el mercado de futuros también antes de 1985, aplicando, entre otras, la prueba de insesgamiento proporcionada por el vector de co-integración de Johansen.

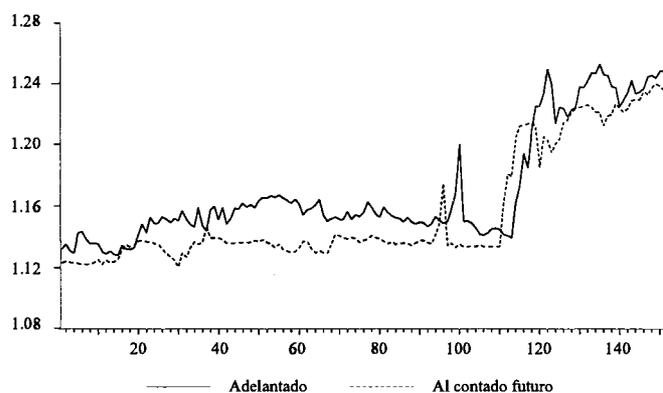
El rechazo estadístico de la HEI no implica necesariamente que el mercado sea ineficiente y que existan ganancias no explicadas en el mercado, ya que, como se explicó, la HEI es una prueba conjunta donde se prueban expectativas racionales y no premio al riesgo. Desafortunadamente no se pueden separar tales pruebas, por lo que no es posible determinar si el rechazo se debe a que existe un premio al riesgo que incorporan los participantes en el mercado, a errores de expectativa o a ambos.²⁹ Aún así, y dadas las características específicas de la economía mexicana, no es difícil considerar que la hipótesis que posiblemente no se esté cumpliendo es la de no premio al riesgo (neutralidad).

Durante el periodo analizado, las condiciones y políticas macroeconómicas fueron inestables (principalmente en el año de 1994) y, se puede pensar, de alguna manera con un comportamiento errático. Desde finales de 1991, hasta terminar 1993, se había generado un ambiente de confianza en los inversionistas extranjeros, lo que implicó fuerte entrada de capitales, pero a muy corto plazo y principalmente inversiones en cartera. Esto determinó que, dadas las condiciones de inestabilidad política del año de 1994, la fuga masiva de capitales incurriera en la caída alarmante de las reservas internacionales lo que llevó finalmente a que se decidiera dejar en libre flotación el tipo de cambio. Al parecer, los participantes del mercado tenían presente esta situación, ya que como se puede observar en la gráfica 2, el tipo de cambio por adelantado sobrestima consistentemente al tipo al contado en el futuro, lo que da un indicio de que los participantes esperaban una inminente devaluación de

²⁹ Para esto se requeriría tener información sobre tipos de cambio esperados independientes de las cotizaciones por adelantado y/o futuros, para poder separar de alguna manera ambas hipótesis. Liu y Maddala (1992) sí cuentan con esa información y utilizando el análisis de co-integración encuentran que la hipótesis de no premio al riesgo se rechaza, en algunos casos se rechazan ambas hipótesis.

la moneda en algún momento.³⁰ Esto da pauta a pensar que se estaba cargando un premio al riesgo de devaluación. Cabe aclarar que el riesgo de devaluación lo sufren principalmente los bancos que ofrecen el contrato de cobertura y no el empresario que lo compra.

Gráfica 2
Adelantado implícito y al contado realizado en el futuro
(logaritmos)



Otras posibilidades económicas en las que se puede pensar del porqué la HEI no se mantiene para el mercado mexicano son: la posible presencia de burbujas estocásticas o quizás un lento aprendizaje de la política cambiaria que se siguió durante el periodo analizado.³¹ Otro problema que puede surgir bajo sistemas de deslizamiento (*crawling peg*) es el de la poca frecuencia de movimientos en el tipo de cambio, es

³⁰ González Miranda, M. (1995) analiza el comportamiento de los tipos de cambio al contado y adelantado en México en el marco de la política de establecer una banda cambiaria y un desliz preanunciado, y encuentra que durante el año de 1994 el tipo de cambio al contado se situó muy cerca del límite superior de la banda y que el tipo adelantado en algunos periodos lo sobrepasó.

³¹ Esto se debe a que bajo un sistema de flotación administrada, o como en el caso de México de desliz preanunciado, el gobierno puede participar en el mercado de una manera no-estacionaria y no maximizadora de utilidades, al respecto véase Levich (1985).

decir, cuando el tipo de cambio se mantiene prácticamente fijo por mucho tiempo y existe una pequeña probabilidad de un evento que puede conducir a un gran movimiento en el tipo de cambio. De hecho, Krasker argumenta que cuando esto sucede, la prueba estándar para eficiencia del mercado no es necesariamente válida.³²

Al considerar la existencia del premio al riesgo como uno de los más importantes factores que determinan el rechazo de la HEI, surgen cuestionamientos al respecto. El más importante es si este premio es variante en el tiempo y si puede ser modelado. Ha surgido una vasta literatura que busca modelar el premio al riesgo, por su extensión y la multiplicidad de modelos resulta tema de posterior investigación, ya que no se cubre en los objetivos del presente estudio.

5. Conclusiones

Este trabajo presentó evidencia empírica para probar la eficiencia del mercado de tipos de cambio por adelantado en México, considerando al tipo de cambio por adelantado implícito en el precio de las coberturas cambiarias. De hecho, esta es una aportación importante del presente documento, ya que se considera un periodo más reciente y oportuno en el ámbito de la política cambiaria del país.

Se planteó la HEI, la cual establece que el tipo de cambio por adelantado es un predictor insesgado y eficiente del tipo de cambio al contado en el futuro. Dado que se encontró que las series de tiempo tipo de cambio adelantado y tipo de cambio al contado son integradas de orden uno, y además presentan una relación de co-integración, se utilizó el MCE de Engle y Granger (1987) como el modelo apropiado. Desafortunadamente, los resultados indican que el MCE tiene un mal ajuste por lo que no se puede llegar a una conclusión válida.

La prueba de insesgamiento que proporciona el vector de co-integración de Johansen y Juselius (1990) arroja como conclusión que no se puede aceptar que se cumple la HEI, pero se encuentran indicios de que el tipo de cambio por adelantado tiene poder explicativo sobre el tipo al contado en el futuro, aunque es un predictor sesgado.

³² Krasker (1980) mostró esta situación durante la devaluación del peso mexicano en 1976 y es llamado "*peso problem*".

Como se ha argumentado, esto no implica, necesariamente, que el mercado sea ineficiente en el sentido que se le da en este estudio al término de eficiencia, ya que, siendo una prueba conjunta de expectativas racionales y no premio al riesgo, es el rechazo de quizás una sola de estas dos hipótesis, lo que puede conducir a no aceptar el cumplimiento de la HEI, lo que abre camino a más investigación, principalmente, sobre el modelaje de este premio al riesgo, considerando el reinicio de las operaciones del mercado de futuros y la cada vez mayor interrelación de la economía mexicana con los mercados internacionales.

Bibliografía

- Bailey, R., R. Baillie y P. McMahon (1984). *Interpreting Econometric Evidence on Efficiency in the Foreign Exchange Market*, Oxford Economic Papers, 36, pp. 67-85.
- Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith y D. Hendry, (1994). *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press.
- Barnhart, S. y A. Szakmary (1991). "Testing the Unbiased Forward Rate Hypothesis: Evidence on Unit Roots, Co-Integration, and Stochastic Coefficients", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 26, núm. 2 junio, pp. 245-267.
- Bilson, J. (1981) "The Speculative Efficiency Hypothesis", *Journal of Business*, vol. 54, pp. 435-451.
- Caves, R., J. Frankel, y R. Jones (1993). *World Trade and Payments. An Introduction*, Harpers Collins College Publishers, Sixth Edition.
- Coninx, R. (1991). *Foreign Exchange Dealers Handbook*, Business One Irwin, Third Edition.
- Cornell, B. (1977). "Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 55-65.
- Davidson, R. y J. MacKinnon (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
- Dickey, D. y W. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autorregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Dwyer, Jr. G. y M. Wallace, (1992). "Cointegration and Market Efficiency", *Journal of International Money and Finance*, vol. 11, pp. 318-327.
- Engle, R. y C. Granger (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- Fama (1970). "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, 25, pp. 383-417.

- Galindo, L.M. e I. Perrotini (1996). "El mercado de futuros del tipo de cambio en México, 1978-1985", *Comercio Exterior*, enero, pp. 49-53.
- Garduño, S. (1995). "Coberturas de riesgo cambiario y la eficiencia del mercado de cambios. Un análisis para el mercado mexicano", *Ensayos*, CIE, U.A.N.L. vol. XIV, núm. 1, pp. 137-162.
- González Miranda, M. (1995). *Expectativas en el sistema de bandas cambiarias mexicanas*, México, ITAM, tesis de licenciatura.
- Guerrero, V. M. (1991). *Análisis estadístico de series de tiempo económicas*, Colección CBI, UAM-Iztapalapa.
- Hansen, L. y R. Hodrick (1980). "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Futures Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 88, núm. 51.
- Hargreaves, C. (1994). "A Review of Methods of Estimating Cointegrating Relationships", en Collin Hargreaves (ed.) *Nonstationary Time Series, Analysis and Cointegration*, Oxford University Press.
- Harris, D. y B. Inder (1994). "A Test of the Null Hypothesis of Cointegration", en Colin Hargreaves (ed.) *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University Press.
- Johansen, S. (1991) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, vol. 59, núm. 6, nov., pp. 1551-1581.
- y Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, núm. 2.
- Krasker, W. S. (1980). "The 'Peso Problem' in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets", *Journal of Monetary Economics*, 6, pp. 269-276.
- Krugman, P. y M. Obstfeld (1994). *International Economics. Theory and Policy*, Harper Collins College Publishers, Third Edition.
- Lai, K. y M. Lai (1991). "A Cointegration Test for Market Efficiency", *The Journal of Futures Markets*, vol. 11, núm. 5, pp. 567-575.
- Levich, R.M., (1985). "Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency", en R. W., Jones y P. B. Kenen (eds.) *Handbook of International Economics*, vol. II.
- Liu, P. y G. S. Maddala (1992). "Rationality of Survey Data and Test for Market Efficiency in the Foreign Exchange Markets", *Journal of International Money and Finance*, 11, pp. 366-381.
- McCulloch (1975). "Risk Interest and Forward Exchange: Comment", *Quarterly Journal of Economics*, 89, febrero, pp.170-172.
- MacKinnon (1990). *Critical Values for Co-Integration Test*, WP, Universidad de California, San Diego, enero.
- Mansell, C. (1994). *Las nuevas finanzas en México*, ITAM, IMEF, Milenio.
- Pesaran, M. H. y B. Pesaran (1991). *Microfit 3.0; An Interactive Econometric Software Package*, Oxford University Press.
- Quantitative Micro Software, *EvIEWS Users Manual*.
- Siegel (1972). "Risk Interest Rates and the Forward Exchange", *Quarterly Journal of Economics*, 86, mayo, pp. 307-309.

- Silva, J. Carlos, (1991). "Empirical Evidence on the Forward Exchange Market of the Mexican Peso. Part 1, The Unbiased Efficiency Hypothesis", *Department of Economics*, The University of Chicago.
- Taylor, M. (1995). "The Economics of Exchange Rates", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIII, marzo.

