

00667



Universidad Nacional Autónoma de México

Programa de Posgrado en Ciencias de la Administración

Facultad de Contaduría y Administración

Facultad de Química

Instituto de Investigaciones Sociales

Instituto de Investigaciones Jurídicas

T e s i s

**Evaluación de la Eficiencia del Mercado de Coberturas
del Tipo de Cambio en México: 1995-2003.**

Que para obtener el grado de:

Maestro en Finanzas

Presenta: Domingo Rodríguez Benavides

Tutor: Dr. Alejandro Islas Camargo

México, D.F.

2004



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.

ESTA TESIS NO SALE
DE LA BIBLIOTECA

Agradecimientos

A Dios por permitirme realizar este objetivo.

A la Universidad Nacional Autónoma de México.

A la División de Estudios de Posgrado de la FCA.

A mis familiares por su apoyo incondicional.

Al Dr. Alejandro Islas Camargo por haberme asesorado este trabajo.

A mis sinodales:

Mtra. Genoveva Barrera Godinez

Mtro. Francisco López Herrera

Mtro. Arturo Morales Castro

Mtro. Eduardo Herrerías Aristi

Por sus valiosos comentarios y observaciones.

Y a todos aquellos que de un modo u otro contribuyeron a la realización de este trabajo.

AVISO A LA DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS DE LA UNAM A FINES DE SU REGISTRO Y DE SU DIFUSIÓN EN FORMATO ELECTRÓNICO E IMPRESO EL CONTENIDO DE MI TRABAJO PERSONAL.

NOMBRE: *Dominic Rodríguez*

FECHA: *18/01/2004*

FIRMA: *Dominic Rodríguez*

INDICE

INTRODUCCIÓN	II
CAPITULO I: LOS MERCADOS DE COBERTURAS CAMBIARIAS	1
1.1 EL SURGIMIENTO DE LAS COBERTURAS CAMBIARIAS	1
1.2 LOS MERCADOS DE FUTUROS Y FORWARDS EN MÉXICO	4
1.2.1 <i>El Mercado Mexicano de Derivados</i>	4
1.3 DETERMINACIÓN DEL PRECIO DEL FUTURO	5
1.4 DIFERENCIAS Y CARACTERÍSTICAS DE LOS FUTUROS Y FORWARDS	6
1.5 FUNCIONAMIENTO DEL MERCADO DE FUTUROS	9
1.6 FUNCIONES ECONÓMICAS	15
1.7 LA BASE	17
1.8 ENFOQUES SOBRE LA FORMACIÓN DE LOS PRECIOS DE INSTRUMENTOS FINANCIEROS	18
1.9 MARCO MACROECONÓMICO DEL PERIODO DE ESTUDIO	20
CAPITULO II. MARCO CONCEPTUAL	26
2.1 LA HIPÓTESIS DE LOS MERCADOS EFICIENTES	26
2.1.1 <i>Definiendo el Referente de Equilibrio</i>	28
2.1.2 <i>Representando un Mercado Eficiente</i>	29
2.2 LAS CONDICIONES DE LA PARIDAD INTERNACIONAL	34
2.2.1 <i>La Paridad de Tasas de Interés: La Relación entre Tasas de Interés, Tipos de Cambio Spot y Forward</i>	34
2.3 LA HIPÓTESIS DE LA EFICIENCIA DE LOS MERCADOS DE TIPOS DE CAMBIO	37
2.4 UNA PERSPECTIVA DIFERENTE: LA HIPÓTESIS DE LA NO-EXISTENCIA DE PRIMA AL RIESGO	44
2.5 DOS HIPÓTESIS EN EL MERCADO DE TIPO DE CAMBIO FORWARD	45
CAPITULO III. METODOLOGÍA ECONOMETRICA	48
3.1 SERIES DE TIEMPO ESTACIONARIAS, ORDEN DE INTEGRACIÓN Y PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS	48
3.2 LA TEORÍA DE LA COINTEGRACIÓN	51
3.2.1 <i>Cointegración y el Modelo de Corrección de Error (MCE)</i>	52
3.2.2 <i>Pruebas de Cointegración</i>	55
3.2.2.1 Prueba de Engle y Granger	55
3.2.2.2 Prueba de Johansen	56
3.3 CAUSALIDAD Y EXOGENEIDAD	58
3.3.1 <i>Concepto de Exogeneidad</i>	58
3.3.2 <i>Exogeneidad Débil</i>	59
3.3.3 <i>Exogeneidad Fuerte</i>	60
CAPITULO IV RESULTADOS EMPÍRICOS DE LAS PRUEBAS DE EFICIENCIA	62
4.1 RESULTADO DE LAS PRUEBAS DE EFICIENCIA APLICADAS A LOS FUTUROS DEL CME	62
4.2 PRUEBAS DE EFICIENCIA CON LOS FORWARDS	65
4.2.1 <i>Valuación de los Forwards</i>	65
4.2.2 <i>Análisis de Integración</i>	68
4.2.3 <i>Resultado de las pruebas de Cointegración</i>	69
4.2.3.1 La Prueba Estándar	69
4.2.3.2 Resultados de la Especificación Alternativa	77
CONCLUSIONES	83
BIBLIOGRAFÍA	87
APENDICE A. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS ECONOMETRICAS	92
APENDICE B	107

Introducción

Uno de los temas más controvertidos en el área de las finanzas internacionales es la hipótesis de que los mercados del tipo de cambio a plazo son eficientes. Este debate ha atraído la atención en tiempos recientes de muchos investigadores, ya que se sostiene que bajo condiciones de información asimétrica o imperfecta estos mercados permiten reducir la incertidumbre pero también pueden fomentar la especulación. De esta manera, si los futuros y/o *forwards* del tipo de cambio son estimadores insesgados del tipo de cambio *spot* entonces los mercados de dichos instrumentos son eficientes, en el sentido de que propician una asignación óptima de los recursos y pueden contribuir a una posible reducción de los ataques especulativos contra el peso. Estudios sobre el tema han llegado a la conclusión de que en México no se cumple tal hipótesis.

En este trabajo abordaremos las siguientes cuestiones: ¿Cuál es la relación que existe entre el tipo de cambio a plazo, de uno y tres meses, que se observa en los mercados de futuros y de *forwards* y el tipo de cambio *spot* que se cumplirá en el futuro?, ¿Es el futuro del tipo de cambio un estimador insesgado del tipo de cambio al contado?. Para plantear la discusión que se ha generado al respecto abundaremos en la literatura que ha tratado de averiguar si el tipo de cambio futuro y/o *forward* puede ser visto como un predictor del tipo de cambio *spot*. Los estudios empíricos sobre el tema en nuestro país han mostrado que ambos tipos de cambio funcionan como estimadores sesgados de la tasa de cambio al contado. Estas investigaciones se realizaron bajo regímenes cambiarios diferentes al que opera actualmente en nuestro país, por lo que estamos interesados en averiguar si bajo el actual régimen de flotación del tipo de cambio y las condiciones de relativa estabilidad macroeconómica experimentadas en años recientes en nuestro país se ha modificado el carácter no eficiente, reportado en esos estudios, de los mercados de coberturas cambiarias (futuros y *forwards*) de México en el periodo de 1995-2003.

Aún si no existiera relación alguna entre las tasas a plazo y la tasa al contado esperada en el futuro, ya sea porque en algunos periodos sobrestimen o subestimen a esta última, el tesorero de alguna compañía desearía saber la forma exacta de esa ausencia de relación o bien si la tasa a plazo fuera *permanentemente* más alta o más baja, por ejemplo en un 3% o 5%, que la tasa al contado esperada a futuro, ya que de esta manera el tesorero

podría enfrentarse a una posibilidad de obtención de utilidades. Lo anterior sugiere examinar si el sesgo que muestran las tasas de cambio a plazo es o no *sistemático*.

El conocer si el mercado de coberturas cambiarias en México opera de manera eficiente con todas las implicaciones que conlleva es fundamental para los agentes participantes en esos mercados. Lo anterior cobra importancia si se reconoce el papel de estos instrumentos financieros en las empresas importadoras o exportadoras que requieren cubrirse ante las fluctuaciones considerables del tipo de cambio.

Uno de los objetivos de las pruebas de eficiencia es determinar si los agentes incorporan un premio al riesgo al determinar el tipo de cambio a futuro, en donde se asume que éste es mayor a medida que aumenta el lapso de tiempo entre la fecha en que se establece el contrato y su expiración o vencimiento, en nuestro caso, estamos interesados en averiguar si la prima al riesgo es mayor en los contratos de futuros y/o *forwards* a tres meses que en los contratos a un mes.

De esta forma, nuestro objetivo en este trabajo es probar la Hipótesis de los Mercados Eficientes (HME) en el mercado de coberturas de tipos de cambio de México para los años 1995-2003, a través de algunas pruebas de la econometría estructural, en el caso de los futuros, y de algunas pruebas de la econometría dinámica como son las técnicas de cointegración, en el caso de los *forwards*, éstas últimas fueron inicialmente aplicadas por Baillie y Bollerslev (1989) y Hakkio y Rush (1989). A partir de estos trabajos una gran cantidad de literatura ha empleado estas pruebas para evaluar la eficiencia del mercado de *forwards* y futuros para las principales divisas, tendiendo generalmente a concluir que los mercados cambiarios de las principales divisas con respecto del dólar, son eficientes en el largo plazo. Para tal fin, efectuamos estimaciones para un modelo doble logarítmico del tipo de cambio *spot* y *forward* del dólar, con el objetivo de probar si el tipo de cambio *forward* es un predictor insesgado de la tasa *spot* futura.

No obstante, en fechas recientes se ha objetado el uso de esta metodología como indicativa de eficiencia del mercado, como apunta el trabajo teórico de Brenner y Kroner (1995). Estos autores desarrollaron un modelo del mercado de tipo de cambio donde la tasa *spot* sigue una caminata aleatoria y el tipo de cambio *forward* es valuado por un mecanismo de arbitraje de interés cubierto. Un corolario de este modelo es que la cointegración entre las tasas *spot* y *forward* rezagada depende totalmente sobre las propiedades del diferencial de tasas de interés y no implica necesariamente algo acerca de la racionalidad o neutralidad al riesgo de los participantes en el mercado. Por tal razón, además de efectuar las pruebas

convencionalmente empleadas en el estudio de la eficiencia de los mercados de tipos de cambio, nos apegamos a la metodología propuesta por Kellard, Newbold y Rayner (2001), en la cual plantean un procedimiento de tres pruebas, para probar eficiencia en los mercados de *forwards*, inspirado en el planteamiento teórico de Brenner y Kroner. Dicho procedimiento consiste básicamente en determinar, a través de un análisis bivariado, si los tipos de cambio *forward* rezagado y *spot* cointegran con el vector $(1,-1)$, la cual es una condición necesaria para la eficiencia del mercado. Sin embargo, en desacuerdo con esta prueba convencional, la metodología de Kellard, Newbold y Rayner propone estimar un modelo de corrección del error tri-variado con los tipos de cambio *spot* y *forward* rezagado y el diferencial de tasas de interés rezagado y mostrar que están cointegrados con el vector $(1,-1,1)$. Esto resulta en una paradoja, la cual tratan de explicar a través de la comparación de las magnitudes del error de pronóstico y el diferencial de tasas de interés. No obstante, demuestran que el procedimiento no permite distinguir entre la influencia que ejerce el arbitraje cubierto de interés y la existencia de eficiencia del mercado basadas en las pruebas de cointegración.

Así el trabajo aporta una prueba econométrica adicional que apoya la evidencia que investigaciones similares han efectuado para México y examina una hipótesis adicional que no se ha contrastado en los estudios de eficiencia de los mercados cambiarios para nuestra economía que es la de incorporar en la prueba el diferencial de tasas de interés rezagado.

Las cotizaciones del tipo de cambio por adelantado (*forwards*) a uno y tres meses se obtuvieron con base en las tasas de interés doméstica (cetes a 28 y 91 días) y foránea (treasury bills a 4 semanas y 3 meses) y el tipo de cambio correspondiente a la fecha de emisión de esas tasas. Con esta información, se obtuvieron series históricas de los precios teóricos de la divisa valuados semanalmente. Un inconveniente de la obtención de los *forwards*, de acuerdo a esta periodicidad, es que los contratos se traslapan, lo cual da lugar a problemas de autocorrelación, un hecho que es bien conocido en econometría cuando se utilizan datos de esta naturaleza. Aunado a lo anterior, el periodo del cual se dispone de la información de treasury bills a 4 semanas es relativamente corto (2001:08 a 2003:12) por lo que se optó por realizar una estimación adicional para los contratos a un mes utilizando los certificados de depósito promedio mensuales como una aproximación a la tasa de interés libre de riesgo de los Estados Unidos. Las estimaciones obtenidas basadas en esta última información son similares a la metodología empleada por Kellard, Newbold y Rayner (2001) en la valuación los *forwards*.

También se emplea información diaria sobre el precio de los futuros del tipo de cambio del dólar del *Chicago Mercantile Exchange* (CME) a partir de su nuevo periodo de operación, el cual data de marzo de 1995.

A pesar de que contamos con los precios de los futuros del tipo de cambio del dólar del *Mexder* en sus distintos plazos de vencimiento, no los empleamos por que el intervalo de tiempo que comprenden es relativamente pequeño, ya que este mercado empezó sus operaciones en diciembre de 1998.

Se presentarán de manera breve tanto los elementos teóricos así como algunas de las pruebas econométricas realizadas como son: las pruebas de raíces unitarias, de cointegración como son el método de Engle y Granger (1987) y el de Johansen (1991), el Modelo de Corrección de Error de Engle y Granger (1989) y pruebas de Exogeneidad. Estas pruebas de cointegración fueron empleadas por Galindo y Perrotini (1997) con información de futuros del tipo de cambio del CME en el periodo 1978-1985 y también por Garduño (1996) para el caso de una estimación de coberturas cambiarias que efectuó para el periodo de 1991-1994. Cabe aclarar que nuestra investigación se distingue de la llevada a cabo por Garduño (1996) en la forma de calcular las coberturas cambiarias o *forwards* y de ambas investigaciones, desde luego, del periodo de estudio.

De esta manera con la información antes listada, se presentarán y realizarán pruebas de eficiencia para ambos mercados: estandarizados y no, que se han utilizado en la literatura y que se replicarán en este estudio, señalando los alcances y limitaciones de la metodología empleada. En el primer capítulo presentamos la necesidad y el surgimiento de las coberturas cambiarias, y algunos otros elementos que contribuyen a clarificar la discusión como son la determinación teórica de los precios de los futuros, el riesgo de base, las diferencias entre los mercados de futuros y de *forwards* del tipo de cambio así como sus características y funciones, además se presenta un marco macroeconómico del periodo de estudio. El segundo provee algunos aspectos teóricos que forman el fundamento para un estudio de los mercados financieros internacionales, mostrando la forma en que se han especificado las pruebas considerando la presencia de no-estacionariedad en las series, indicando cual es la forma en la que se deben tratar las series con esta característica. El tercero presenta algunos de los elementos de la metodología econométrica que se emplea. En el cuarto capítulo se presentan los resultados de las pruebas y se realiza una breve interpretación de sus implicaciones para las hipótesis planteadas y se enuncian las posibles

causas de los hallazgos del presente estudio. Por último, se agrega una capítulo con las principales conclusiones.

Dada la reciente y relativa estabilidad macroeconómica experimentada por nuestro país, tratamos de verificar que los mercados de coberturas cambiarias cumplen las condiciones de eficiencia impuestas por la Hipótesis de los Mercados Financieros Eficientes. Estudios previos en nuestro país han rechazado las pruebas de eficiencia aplicadas a los mercados cambiarios (futuros y *forwards*) y por tanto han concluido que estos instrumentos fungieron como estimadores sesgados del tipo de cambio *spot* en sus respectivos periodos de estudio, en el mercado *forward* Martínez (1996) y Garduño (1996), y para el caso de los Futuros del CME, Galindo y Perrotini (1996). Además de indicar que el resultado de sus pruebas no favorece la hipótesis de la eficiencia en estos mercados de cobertura del tipo de cambio, ellos tampoco descartan la idea de que los agentes incorporen un premio al riesgo al determinar el tipo de cambio. Tales estudios se realizaron bajo regímenes cambiarios distintos al que opera actualmente en nuestro país.

La anterior hipótesis de trabajo es plausible en el sentido de que diversos estudios que han aplicado esta metodología para probar eficiencia en los mercados cambiarios bajo condiciones similares a las que opera actualmente nuestra economía, bajo un tipo de cambio flotante y relativa estabilidad macroeconómica, han encontrado que se cumple tal hipótesis.

De esta manera nuestra hipótesis, conlleva de manera implícita las hipótesis de los mercados financieros eficientes que giran en torno de la idea de que un mercado en el cual los precios siempre “*reflejan plenamente*” la información disponible es llamado *eficiente*.

Si el mercado de coberturas cambiarias de México es eficiente, entonces los futuros y/o *forwards* del tipo de cambio, a 1 y 3 meses, son estimadores insesgados del tipo de cambio al contado. Si por el contrario, dicho mercado no es eficiente, entonces los instrumentos de cobertura tienen implícita una prima de riesgo que puede ser variable, ya que se sospecha que esta es mayor a medida que el plazo del contrato también lo sea. Un sesgo en los mercados de futuros o de *forwards* puede atribuirse a 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.

CAPITULO I: LOS MERCADOS DE COBERTURAS CAMBIARIAS

1.1 El Surgimiento de las Coberturas Cambiarias

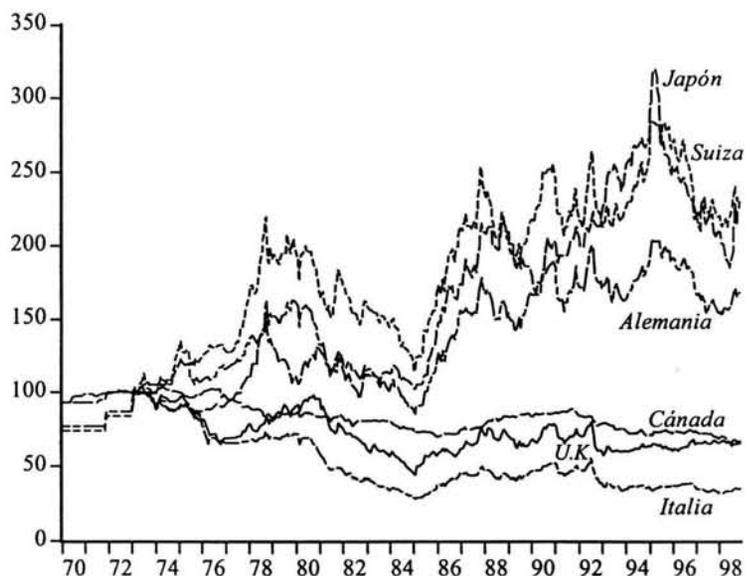
Un contrato *forward* es una obligación de comprar o vender cierto activo, en una fecha determinada y a un precio en el futuro ya establecido. Un contrato *forward* de divisas es el precio al cual una moneda puede ser comprada o vendida en una fecha futura, frecuentemente a plazos de uno, tres, o seis meses e inclusive a uno, tres o cinco años posteriores. La cotización del tipo de cambio *forward* es diferente a la del tipo al contado o *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/o la existencia de una prima de riesgo. También se realizan contratos *forward* para otras transacciones financieras como por ejemplo para acciones, muy comunes en Europa, y para activos gubernamentales, comunes en muchos mercados, así como también para otros bienes y servicios. En cada caso, el contrato *forward* establece una obligación para ambas partes para efectuar un intercambio en una fecha futura específica.

La posibilidad de incumplimiento del contrato posee un serio problema para los negociantes: ¿Cómo pueden los negociantes separados por grandes distancias y carentes de información completa, el uno del otro, superar este riesgo inherente? Una forma es efectuar contratos *forward* únicamente con gente que goce de reputación y calidad crediticia, tal que la posibilidad de incumplimiento sea minimizada.

Otro método, es establecer un contrato de futuros, el cual requiere que los negociantes mantengan un fideicomiso, para establecer un enlace de “buena fe”, con una tercera parte reputada y desinteresada. En caso de incumplimiento, el fondo esta disponible para compensar al negociante que no incumple. Los futuros del tipo de cambio emplean una modificación de este enfoque, en el cual se requiere que cada negociante deposite un fondo en la forma de un margen de requerimiento, pero en una cantidad que varía día con día en tanto el contrato de futuros pierda o gane valor. El procedimiento de ajuste al monto depositado, conocido como *mark to market*, es uno de los más importantes aspectos de un contrato de futuros, y una característica que distingue a los contratos de futuros de los *forwards*.

Es común asociar contratos de futuros con el mercado de *commodities*¹ como el de productos agrícolas, por ejemplo de maíz o de trigo, de *commodities* primarios (madera o cobre), o de metales preciosos (como plata y oro). De hecho, hasta antes de 1972, los contratos de futuros fueron asociados exclusivamente a estas mercancías físicas. Pero con el incremento de la volatilidad tanto de los tipos de cambio (ver Gráfica 1.1) como de la volatilidad de las tasas de interés, la demanda de instrumentos financieros de coberturas se multiplicó.

Gráfica 1.1 Evolución de Algunos Tipos de Cambio: 1970-1998



Fuente: *Estadísticas Financieras Internacionales. FMI*

Debido a que los bancos ofrecían para aquel entonces un mercado bien desarrollado de contratos *forward* y *spot* de tipo de cambio, la necesidad de implementar contratos de futuros del tipo de cambio fue seriamente cuestionada. La historia comenta, sin embargo, que en 1971 uno de los bancos de Chicago rechazó negociar un contrato *forward* con el Profesor Milton Friedman, posteriormente laureado Nobel de economía en la Universidad de Chicago. Friedman deseaba vender un *forward* de libras del Reino Unido y beneficiarse de su devaluación esperada. Los bancos comerciales rechazaron su negocio, probablemente no como resultado del temor de incumplimiento, sino porque el tamaño fue relativamente pequeño comparado con sus transacciones normales. El Profesor Friedman posteriormente

¹ Palabra inglesa que se utiliza para nombrar al conjunto de mercaderías como metales, productos agrícolas, etc., negociados en una bolsa o en el mercado *spot*.

alentó a funcionarios locales del mercado a plazo a que consideraran a los futuros modernos como un negocio prometedor para suplir los negocios de futuros de *commodities*. Levich (2001, pág. 375).

Después de la devaluación de la libra esterlina en Noviembre de 1967, le siguió una erupción de crisis financieras internacionales: la revaluación del Marco Aleman en 1969, la flotación del Dollar Canadiense en 1970, temporalmente flotaron el Marco Aleman y el Florín Holandés en 1971, seguidas por el hecho de que empezaron a flotar la mayoría de las principales divisas desde el 15 de Agosto de 1971 hasta el acuerdo Simithsoniano en Diciembre de ese mismo año. Todo este conjunto de episodios condujo al International Monetary Market (IMM) del Chicago Mercantile Exchange (CME) a introducir el comercio sobre futuros del tipo de cambio en Mayo de 1972. Una vez que la libra británica empezó a flotar en Junio de 1972 le siguió una flotación generalizada de otras divisas a principios de 1973, los prospectos para el mercado de futuros del tipo de cambio como un negocio empezaron a incrementarse.

Las fluctuaciones en el tipo de cambio crean tanto riesgo como oportunidades para las empresas e individuos en el sector privado. La volatilidad en el tipo de cambio, junto con la volatilidad en otros precios financieros, ha fomentado el desarrollo de nuevos mercados e instrumentos que pueden en todo caso reducir o incrementar una exposición a esas condiciones de volatilidad.

La disponibilidad de derivados financieros - tanto los listados en bolsas, como los extrabursátiles (OTC) - ha permitido a los participantes transferir riesgos de forma eficiente dada la formación de precios. Al manejar la transferencia de riesgos, los participantes realizan supuestos sobre como minimizar su exposición al riesgo utilizando horizontes de tiempo apropiados². En parte, la utilización de dichos horizontes está basada en el supuesto de que los riesgos de mercado asociados con instrumentos poco líquidos pueden ser compensados con posiciones en mercados más líquidos. En particular, se asume que los derivados en bolsa proveen la suficiente liquidez para permitir la compensación de posiciones en instrumentos menos líquidos. De esta forma, las bolsas en donde se negocian derivados financieros, han venido a constituir un componente vital en la infraestructura financiera de los países.

² Por ejemplo, los participantes suelen medir el riesgo de mercado utilizando medidas de valor-en-riesgo que son calculadas con base en los movimientos de precios en un periodo de tiempo.

1.2 Los Mercados de Futuros y Forwards en México

Los futuros sobre productos físicos estandarizados tales como productos agrícolas, metales, petróleo y sus derivados, han sido utilizados desde hace muchos años en diversos lugares.

El contrato de futuros sobre el peso mexicano se listó el 16 de Mayo de 1972 al 20 Noviembre de 1985 en el IMM del CME. El 5 de Noviembre de 1985 las autoridades monetarias de México prohibieron a las instituciones nacionales de crédito, liquidar operaciones en pesos, con instituciones financieras del exterior. Lo anterior, aunado a las altas garantías requeridas por la cámara de compensación del "CME", contribuyó a la desaparición del contrato de futuros sobre el peso mexicano. El 12 de Enero de 1995, el CME solicitó a la agencia reguladora Commodity Futures Trading Commission (CFTC) su aprobación para reactivar un nuevo contrato de futuros sobre el peso mexicano y un contrato de opciones sobre futuros del peso mexicano. Tomando en consideración diversas consultas con las autoridades financieras en México y dado que el 17 de marzo de 1995, las autoridades monetarias permitieron a las instituciones nacionales de crédito liquidar nuevamente operaciones en pesos, la CFTC aprobó la solicitud del CME y el 25 de abril de 1995 ambos contratos empezaron a negociarse.

Desde 1987 se celebran contratos *forward* sobre el dólar, denominados como Contratos de Coberturas Cambiarias cuyo registro realiza el Banco de México.

1.2.1 El Mercado Mexicano de Derivados

El Mercado Mexicano de Derivados, S.A. de C.V. (MexDer), surge en México por una necesidad del sector empresarial, que requería contar con herramientas financieras necesarias para protegerse de fluctuaciones en precios, tasas, etc. para así poder incrementar su productividad y competir en condiciones de igualdad con las empresas extranjeras.

El 15 de abril de 1999 se oficializa la apertura del MexDer, que funciona como un mercado autorregulado, bajo la supervisión de Banco de México, la Comisión Nacional Bancaria y de Valores y la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

El principal reto al que se ha enfrentado el MexDer es el de crear un mercado de derivados en un país que emerge de una severa crisis financiera y que se ha visto afectado

significativamente por las fluctuaciones en los mercados financieros internacionales (principalmente las devaluaciones que ha sufrido nuestra moneda y las continuas alzas en las tasas de interés).

1.3 Determinación del precio del futuro

El precio de equilibrio de un futuro se puede expresar de la siguiente forma:

$$F_t = S_t(1 + r)$$

donde r es la tasa de interés. Aquí solamente se está considerando como costo de acarreo solamente a la tasa de interés, es decir, nos estamos refiriendo a un bien cuyo costo de mantenimiento y almacenamiento es igual a cero. Esto podría ser el caso por ejemplo de un activo financiero. En esta situación el precio del futuro es solamente el precio *spot* del activo en cuestión, “llevado a futuro” (i.e. el inverso a “traer a valor presente”) a la tasa de interés libre de riesgo existente en el mercado durante el periodo de vigencia del futuro.

Si se considera una tasa de interés continuamente capitalizable y de acuerdo a la teoría de los arbitrajes, el precio del Futuro esta dado por:

$$F_t = S_t e^{r(T-t)}$$

donde: S_t es el precio en el mercado *spot* del bien subyacente, r es la tasa de interés medida en términos continuamente capitalizables, T es el tiempo que resta para vencer el contrato, medido en fracciones de año, y t es el periodo en que se pacte el contrato, medido en fracciones de año.

Si consideramos el caso de los bienes para los cuales se requiere realizar ciertos gastos durante el periodo de comercialización (a los cuales llamaremos gastos intermedios de comercialización), tales como gastos de almacenaje, transporte, seguros, mermas, etc., el precio del futuro para este tipo de bienes esta dado por:

$$F_t = (S_t + \phi_t) e^{r(T-t)}$$

donde: ϕ_t son los costos intermedios de comercialización entre t y T , medidos en términos de valor presente para el tiempo t .

El caso anterior es cuando consideramos los costos de acarreo como un monto determinado, pero podríamos considerar que estos son una proporción del precio del subyacente (μ) y entonces, el precio del futuro queda determinado por:

$$F_t = S_t e^{(r+\mu)(T-t)}$$

En todos los casos anteriores, nos estamos refiriendo al precio teórico al que se podría pactar el precio a futuro. Evidentemente, el precio de mercado, es decir, el precio al que se podría estar pactando el precio en un determinado mercado, estará definido en gran medida por la oferta y la demanda que se tenga sobre el contrato en cuestión.

Dado que nuestro interés estriba en probar la eficiencia de los mercados de *forwards* y de futuros, en la siguiente sección plantearemos las diferencias y características de ambos tipos de instrumentos.

1.4 Diferencias y Características de los Futuros y Forwards

La diferencia entre ambos instrumentos parte en su totalidad del hecho de que un futuro es un contrato estandarizado y negociable mientras que un *forward* es un acuerdo bilateral individual entre dos partes, Rodríguez de Castro (1995).

A grandes rasgos las diferencias entre los futuros y *forwards* se refieren a los siguientes aspectos:

- **Tamaño.** El tamaño de un contrato de un futuro está definido de antemano, por ejemplo el tamaño del contrato de futuros del dólar es de 10,000 USD en el Mexder, mientras que un contrato *forward* puede tener el tamaño que deseen las partes contratantes.
- **Vencimiento.** Un mercado de futuros sólo permite ciertas fechas de vencimiento muy específicas, generalmente son ciclos trimestrales, mientras que en un *forward* se puede acordar cualquier fecha que convenga a ambas partes.

- Especificación y calidad del subyacente. Con el fin de conseguir la estandarización y liquidez en un mercado de futuros se define cuidadosamente la calidad del subyacente entregado en el caso de los futuros de materias primas como el petróleo, con tablas de posibles sustitutos, de igual forma se limitan sus variaciones permisibles, entregable contra posiciones en futuros.
- Método de liquidación. Los futuros siempre tienen una cámara de compensación que respalda el mercado y que necesita depósitos de garantía para no tener que tomar riesgos de crédito. En tanto que los contratos *forward* no especifican ningún tipo de depósito de garantía, generalmente cuando se establece es algo que se negocia entre ambas partes.
- Compensación diaria. Una consecuencia del mecanismo de liquidación diaria a través de la cámara de compensación es que todas las posiciones abiertas en el mercado se valoran y ajustan cada día (*Mark to Market*), de manera que las posiciones nunca tienen ganancias o pérdidas latentes sin realizar. Por el contrario en los *forwards* este no es el caso, se le presta más atención al riesgo de crédito.
- Mecanismo de negociación. Los futuros se negocian siempre en mercados organizados, con sus respectivos mecanismos de supervisión. Por su parte los mercados *forward* no se negocian en mercados organizados.

Cómo se puede apreciar tanto en los futuros como en los *forwards* las obligaciones de los participantes en ambos contratos son las mismas. Las diferencias entre ambos instrumentos son importantes y se basan en tres aspectos principalmente: la estandarización de los contratos, el sistema prudencial y la existencia de un organismo central que realiza el papel de contraparte de cada una de las posiciones en el contrato.

El primer aspecto, la estandarización de los contratos, se refiere al hecho de que los contratos de futuros son iguales. Mientras que los contratos *forward*, son hechos "a la medida" ya que las contrapartes acuerdan tanto cantidad como calidad. En los futuros lo único negociable es el precio, el cual es variable durante la vigencia del contrato.

El cuarto aspecto se refiere a la forma en como esta organizado el mercado, al sistema prudencial que se basa en márgenes, con la finalidad de eliminar el riesgo de

incumplimiento del contrato, lo cual se logra mediante una institución que realice la contabilidad de los depósitos de todos los participantes en el mercado. Por esta razón, una condición necesaria para el mercado de futuros es la existencia de una Cámara de Compensación. Desde el punto de vista Jurídico, todos los participantes en el mercado efectúan su operación con la cámara de compensación; sin embargo, la Cámara no toma nunca una posición abierta sino que espera a que existan ofertas y demandas por los contratos en el mercado y, una vez “casadas” las posiciones, pasa a cubrir cada una de ellas, convirtiéndose en ese momento como comprador para el vendedor y como vendedor para el comprador. La posición neta de esta cámara es igual a cero, ya que “compra” y “vende” siempre el mismo número de contratos.

De esta manera se puede considerar a los futuros como una especie de contratos *forward*, ya que son estandarizados y se negocian en un mercado organizado, con un sistema prudencial basado en la constitución de márgenes y capital para respaldar su integridad. Las diferencias se resumen en el siguiente cuadro:

En cuanto a sus ventajas y desventajas de cada uno de ellos se pueden considerar las siguientes:

- i) En el sistema de márgenes, esto es, en el sistema prudencial bajo el cual operan los futuros, los márgenes están diseñados para garantizar el cumplimiento de los compromisos adquiridos con la compra o venta del futuro. En caso de que llegase a ser insuficiente, la Cámara de Compensación tiene diseñados mecanismos mediante los cuales cubre los faltantes a la parte afectada. De esta forma, la seguridad es mayor en los futuros que en los contratos a plazo.
- ii) La estandarización de los contratos permite que exista una liquidez mayor, con lo que los participantes en el mercado pueden cancelar su posición, en caso de que los movimientos en los precios le sean adversos, solamente con entrar a una posición compensatoria, es decir, comprando el mismo número de contratos que originalmente habían vendido o vendiéndolos, en caso de que su transacción hubiera sido de compra.
- iii) Los precios que se forman en el mercado de futuros resultan ser más competitivos que los contratos *forward*, ya que resultan de un conjunto de posturas tanto de compra como de venta entre un grupo grande de

inversionistas, no así los contratos a plazo que se forman entre dos participantes solamente.

Quizá una de las principales desventajas que tengan los futuros es que los inversionistas no puedan cubrir perfectamente la posición sobre la cual requieran constituir una cobertura, es decir al 100%, debido a que los contratos son estandarizados ya que es posible que no obtengan el volumen deseado y/o el plazo, a diferencia de los *forwards* que son más “a la medida” en lo que se refiere a la cantidad y plazo.

1.5 Funcionamiento del mercado de futuros

Un comerciante que ordena bienes del extranjero y que tiene que pagarlos en una fecha posterior puede colocar sus pagos requeridos en diferentes formas. Como ejemplo, considere un comerciante nacional quien al final de este mes compra una cantidad de café al precio de USD\$ 100,000 para ser pagados al final del siguiente mes. Una primera estrategia de colocación es comprar dólares ahora y mantenerlos depositados en Estados Unidos hasta el final del siguiente mes. Esto tiene como consecuencia que el comerciante no obtiene el rendimiento que le ofrece la tasa de interés doméstica (a un mes), a cambio obtendrá la tasa de interés externa por el mismo lapso de tiempo que brindan sus tenencias de dinero en dólares. Una segunda estrategia es comprar dólares en el mercado *forward*, en el cual pacta un precio determinado del tipo de cambio que tiene que ser en dólares al vencimiento del contrato, es decir al final del siguiente mes. Asumiendo que el contrato *forward* es menos riesgoso (ignorando el riesgo default, el cual es frecuentemente muy pequeño), el comerciante será indiferente entre las dos estrategias. Ambas posibilidades están exentas del riesgo y por lo tanto se espera que ambas tengan el mismo rendimiento al final del siguiente mes. De lo contrario, las posibilidades de realizar arbitraje deben generar ganancias sin riesgo. Lo anterior implica la igualdad de los diferenciales de tasas de interés (doméstica y foránea) y la diferencia entre la tasa *forward* y *spot* que se conoce como la condición de la *paridad cubierta de tasas de interés*.

Una tercera posibilidad para el comerciante para pagar su cuenta en dólares es simplemente esperar hasta el final del siguiente mes y entonces comprar los dólares a un tipo de cambio totalmente desconocido. Si se supone que el comerciante es adverso al riesgo, a él le será atractivo tomar el riesgo adicional del tipo de cambio si espera que la

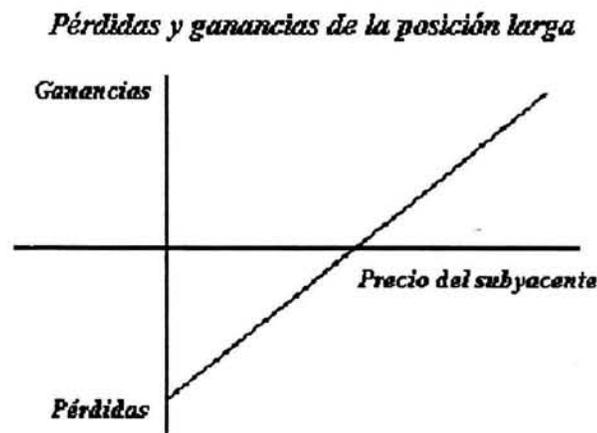
tasa de *spot* futura (expresada en pesos por dólar) sea menor que la tasa *forward*. Si este es el caso, decimos que el mercado esta pagando una *prima* o *premio al riesgo*. En la ausencia de esta prima de riesgo (la tasa *forward* iguala a la tasa *spot*), la paridad cubierta de tasas de interés implica *la paridad descubierta de tasas de interés*, la cual sostiene que el diferencial de tasas entre dos países iguala al cambio relativo esperado en el tipo de cambio. En el capítulo II nos volveremos a ocupar de estas condiciones y de las circunstancias que deben prevalecer para que estas se cumplan.

De esta forma, la incertidumbre sobre el comportamiento de los precios en un mercado constituye el principal elemento determinante de la existencia de los mercados de futuros. Si el contrato está totalmente estandarizado, en el sentido de que en él se especifica claramente el activo en cuestión y sus características: donde va a ser entregado, el plazo al cual se va a hacer la entrega, el monto pactado, etc.; la única variable es, pues el precio.

Las pérdidas y ganancias que obtiene cada una de las partes participantes en el mercado, se van realizando diariamente, de acuerdo con los movimientos del precio del valor subyacente, y por ende del precio del futuro. De acuerdo a los flujos que se generan, las operaciones con futuros resultan en un *juego de suma cero*, en el sentido de que lo que pierde un participante lo gana el otro, es decir, la suma de las pérdidas y ganancias es igual a cero.

El patrón de ganancias de una posición larga, es decir, una posición de compra, sobre un futuro se ilustra en la gráfica 1.2:

Gráfica 1.2

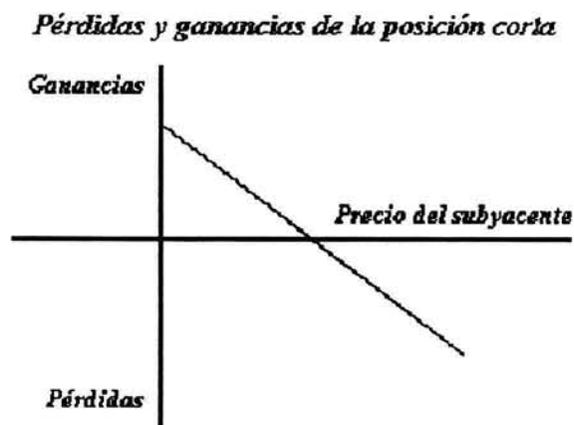


En ella se puede apreciar que el agente que mantiene una posición larga acumula ganancias conforme el precio del subyacente sube, ya que él pactó comprar el activo a un

determinado precio y en el mercado (también conocido como *spot*) dicho subyacente es cada vez más caro, con lo que su posición en el futuro se va valorando. Al vencimiento del contrato, sus ganancias serán las diferencia entre el precio existente en el mercado menos el precio pactado en el futuro. De esta forma, si el precio del valor subyacente baja en el mercado *spot*, el inversionista con una posición larga, estaría acumulando pérdidas debido a que su posición está perdiendo valor.

Para el agente que mantiene una posición corta, es decir de venta, su patrón de ganancias es el contrario al de la posición larga, es decir, conforme el precio del subyacente sube, el valor de la posición corta se reduce lo que se convierte en pérdidas para el inversionista. Por el contrario, si el precio del valor subyacente baja, la posición corta se revalúa ya que el inversionista va a vender el activo a un precio que el que se observa en el mercado. Dicho patrón se observa en la gráfica 1.3:

Gráfica 1.3



Si superpusiéramos ambas gráficas, se podría observar que la suma de las pérdidas y ganancias, para uno y para otro participante se cancelan, por lo cual dijimos que esta operación es un juego de suma cero; las ganancias de un agente sin las pérdidas de la contraparte.

La siguiente regla es una forma de determinar quién es el que paga: “Si en la fecha de vencimiento del precio *spot* es mayor que el precio a futuro, la parte que adopta una posición larga es la que gana dinero. Sin embargo, si el precio *spot* es menor que el precio a futuro, la parte que adopta una posición corta será la que gane dinero.”, (Bodie y Merton (1999)).

A las partes les es fácil cancelar su posición antes de la fecha de entrega. De hecho, la mayoría de los contratos de futuros se terminan antes de la fecha de vencimiento estipulada en los contratos.

Desde el punto de vista de los participantes, se le da el nombre de coberturista (*hedger*) a cualquiera que utilice un contrato de futuros para aminorar el riesgo. Pero en gran medida los contratos de futuros son realizados por especuladores (*speculators*), los cuales adoptan posiciones en el mercado a partir de su pronóstico futuro del precio *spot*.

De esta forma, los especuladores no tratan de reducir la exposición al riesgo, el objetivo por el cual participan en el mercado de futuros es con el fin de obtener una ganancia. Para tal fin hacen uso de toda la información que puedan conseguir para pronosticar los precios y entonces comprar o vender después contratos de futuros basándose en sus pronósticos. De aquí el papel tan importante que desempeña el conjunto de información al que puedan tener acceso.

Un participante puede ser protector y especulador a la vez. En efecto, si algún productor, distribuidor o consumidor de algún subyacente por el cual se comercialicen futuros opta por no cubrirse del riesgo de precios en el mercado de estos, estarán especulando con el precio del subyacente. La competencia entre los pronosticadores de estos mercados estimulará a quienes poseen la ventaja relativa al pronosticar los precios del subyacente para especializarse en ello.

Por tanto, el especulador adopta la posición que le dé una utilidad prevista. Desde luego, como no sabe con certeza cuál será el precio *spot* al vencimiento del contrato, podría perder en el contrato de futuros. Pero acepta el riesgo con tal de lograr lo que el considera, es una utilidad esperada.

Para algunos críticos, la actividad especulativa carece de valor social. En ocasiones, se le considera la versión de las apuestas en la economía. Hay dos funciones importantes que desempeñan y que las distinguen de las apuestas que se dan en otros ámbitos: *i*) Los especuladores tienen más éxito entre más certeros son sus pronósticos, lo que propicia que su actividad de pronosticar influya en una mejor función de los precios futuros como predictores de los precios *spot*; y *ii*) los especuladores adoptan la posición contraria a la de los *hedgers* cuando no es fácil encontrar otros protectores que lo hagan. De este modo, su actividad hace a los mercados de futuros más *líquidos* de lo que serían sin su intervención. Debido a que tal vez no sería suficiente si sólo los coberturistas los compraran y los

vendieran, ya que posiblemente no se realizarían suficientes operaciones para sostener el mercado.

A continuación se presentan algunas de las características de los futuros cotizados en el CME, en sus dos periodos de operación, y en el *Mexder*.

Características de los contratos de futuros (1972-85 / 1995-96)

	1995- a la fecha	1972 - 1985
1. Tamaño del contrato	\$500,000 pesos	\$1,000,000 viejos pesos
2. Puja mínima	\$0.000025 por peso (\$12.50 por contrato)	\$0.00001 por peso (\$10.000 por contrato)
3. Horario de operación	7:20 a.m. a 3:00 p.m.	8:45 a.m. a 1:10 p.m.
4. Globex	3:30 p.m. a 6:50 a.m.	
5. Límites de precio	(1) límite en Globex de \$0.02 por peso (\$10,000 por contrato) por encima o por abajo del precio de referencia; (2) límite de apertura, efectivo durante los primeros cinco minutos de operación, de \$0.02 por encima o por debajo del precio de cierre del día anterior; (3) límite intradía de \$0.02. Cada vez que el contrato sea demandado u ofrecido en un límite intra-día, el límite puede ser incrementado en intervalos de \$0.02 después de cinco minutos.	Límite de \$0.00075 por encima o por debajo del precio de cierre del día anterior, con excepción del último día de operación donde no había límites. Cuando el mercado moviera el límite diario por dos días consecutivos, el límite diario por dos días consecutivos, el límite del día siguiente era de 150% del límite normal. Si movía su límite el tercer día, el límite del cuarto era 200% del normal. El quinto día no había límite, y el sexto se aplicaba al límite normal.
6. Último día de operación	Segundo día hábil precediendo al tercer miércoles del mes del contrato.	Día hábil que precedía inmediatamente al tercer miércoles del mes del contrato.
7. Límites en posiciones especulativas	El límite para las posiciones especulativas con todos los meses combinados es de 6,000 contratos netos de un lado. Los límites para el mercado "spot" se dan en dos bloques. Tres semanas antes del día de entrega del mes del contrato, el límite es de 3,000 contratos. Durante la última semana antes del día de entrega, el límite especulativo es de 750 contratos.	El límite para las posiciones especulativas con todos los meses combinados era de 1,000 contratos netos de un lado del mercado. En el mercado "spot", el límite especulativo era de 500 contratos, efectivos durante la última semana de operación.
8. Meses de vencimiento principales.	Marzo, Junio, Septiembre y Diciembre.	Marzo, Junio, Septiembre y Diciembre.
9. Niveles en donde los socios liquidadores reportan posiciones de clientes a la bolsa.	25 contratos como medida especial de vigilancia aplicable a nuevos contratos en el "CME".	200 contratos.

Tomado de: Shiffman Katz, Ruben I. (1997).

Características de los futuros del dólar de los Estados Unidos de América en el Mexder

Tamaño del Contrato	10,000 USD
Periodo del Contrato	Series mensuales hasta por tres años (Mayo de 2003 – Abril de 2006)
Unidad de Cotización:	Pesos por dólar con 3 decimales.
Fluctuación Mínima:	\$0.001 pesos (Valor de la puja por contrato \$10 pesos)
Horario de Negociación:	7:30 a 14:00 hrs. Tiempo de la Ciudad de México
Liquidación al Vencimiento	Tercer miércoles hábil (tanto para México como para E.U.A) de cada mes

Fuente: *Cubriendo el Futuro*. Publicación especializada del Mercado Mexicano de Derivados. Año 1, No. 4. Martes 8 Abril 2003.

Entre las ventajas que representan los futuros que se enlistan en el Mexder se encuentran: *i)* Permite fijar un tipo de cambio de compra y/o de venta, *ii)* Alto apalancamiento, *iii)* Excelente herramienta para cubrir riesgo cambiario, *iv)* Instrumento idóneo para las empresas que realizan importaciones y/o exportaciones, o que tengan deudas o cobranza en dólares.

Su cotización se puede consultar en los sistemas de información Bloomberg, Reuters, Finsat, Infosel y Moneyline.

1.6 Funciones Económicas

Una de las principales funciones de los mercados de futuros de mercancías o bienes agrícolas es la de facilitar la redistribución de la exposición al riesgo de precio de los bienes entre los participantes en el mercado.

En el caso de las coberturas del tipo de cambio el principal objetivo es servir de cobertura ante fluctuaciones de precio de la divisa que se aplican en pagos o cobranzas en moneda extranjera a cierto plazo. Para importadores que requieran dar cobertura a sus compromisos de pago en divisas.

Los precios de futuros también desempeñan una importante función informativa para los productores, distribuidores y consumidores que deben decidir cuanto van a producir y vender (o consumir) ahora y cuanto guardar para el futuro. De esta forma, los

contratos de futuros ofrecen un medio de protegerse contra riesgo del precio relacionado con algunas características intrínsecas de los productos, de este modo permiten separar la decisiones de almacenamiento, conservación y distribución de un producto y la de exponerse al riesgo financiero de los cambios de precio.

Para explicar lo anterior consideremos la siguiente situación, falta un mes para la siguiente cosecha y un distribuidor tiene en la bodega una tonelada de trigo de la última cosecha. El precio *spot* del trigo es de 2 dólares por bushel y el precio de futuros para entrega dentro de un mes (una vez levantada la nueva cosecha) es F . El distribuidor puede cubrirse contra la exposición al cambio de precio de las siguientes formas: 1) vendiendo el trigo en un mercado *spot* a \$2 por bushel y entregándola inmediatamente o 2) vendiendo en corto un contrato de futuros al precio de F y entregando el trigo al cabo de un mes. En ambos casos tendrá la certeza del precio que recibirá por el trigo.

Supongamos que el costo mensual de almacenamiento físico del trigo, “costo de mantenimiento de inventario”, que incluye intereses, almacenamiento y costos de desperdicio es de 10 centavos por dólar por bushel. El distribuidor elegirá vender en corto un contrato de futuros y conservar el trigo un mes más sólo si el precio de F es mayor que \$2.10.

Consideremos que hay otro distribuidor adicional cuyo costo mensual de mantenimiento de inventario es de 15 centavos de dólar por bushel. Si el precio de F es sigue siendo de \$2.10 este distribuidor optará por la primera alternativa, es decir venderá inmediatamente el trigo en el mercado *spot*, en vez de conservarlo y cubrirse mediante la adopción de una posición corta de futuros. De esta manera las decisiones de los distribuidores de conservar el trigo durante otro mes o venderlo inmediatamente en el mercado *spot*, se regirán de acuerdo a la comparación del costo de mantenimiento con la diferencia entre los precios futuro y *spot* del trigo. Si C_j es el costo de almacenamiento para el distribuidor j , entonces elegirá conservar el trigo en el almacén un mes más sólo si $C_j < F - S$, de lo contrario optará por venderlo en ese momento.

El ejemplo anterior muestra una de las principales funciones de los mercados de futuros que es la de suministrar información a todos los productores, distribuidores y consumidores, *incluso a quienes no participan el mercado de futuros*, lo cual sin duda contribuye a una mejor toma de decisiones por parte de estos agentes.

1.7 La Base

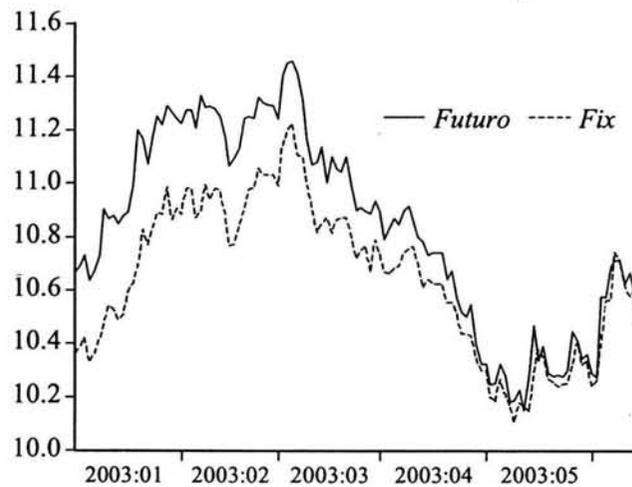
En la sección anterior introducimos la diferencia entre el precio *spot* o precio en efectivo y el precio futuro, la cual se conoce como la *base*, la cual en un momento dado, digamos en t , viene dada por:

$$Base_t = Precio Spot_t - Precio Futuro_t$$

Si la base es negativa se dice que los precios se pueden describir por una relación determinada solamente por los costos de acarreo, a esta condición se le conoce como *contango*. Por el contrario, si la base es positiva, lo cual puede atribuirse aparte de los costos de acarreo a otros factores como pueden ser expectativas, exceso de oferta de ventas a futuro, etc., se dice que el mercado se encuentra en *Backwardation*, (Díaz y Hernández, 1998). La primera es la situación típica de los contratos de futuros del dólar en tiempos recientes. En la Gráfica 1.4 se presenta la evolución de los precios de liquidación del contrato de futuros del tipo de cambio en el Mexder con Vencimiento en Junio del 2003 y la del tipo de cambio *spot*:

Gráfica 1.4

Relación entre Precio Spot y Precio Futuro del Tipo de Cambio (Pesos/Dólar)
del Contrato del Mexder con Vencimiento en Junio-03
Mercado en Situación "Contango"



Fecha

En la gráfica se puede apreciar la forma en que la base negativa se hace cada vez más estrecha a medida que se acerca la fecha de vencimiento del contrato, (Kozikowski, 2000).

Si las expectativas se cumplieran puntualmente, la base se reduciría de forma lineal, hasta que, en la fecha del vencimiento del contrato a futuros se vuelve igual a cero. Si este fuera el caso el tipo de cambio a futuro permanecería constante durante la vida del contrato y el tipo de cambio *spot* convergería a él en forma lineal.

En la realidad es muy poco posible que esa convergencia, a pesar de que exista, sea lineal. De esta manera, si la convergencia no es lineal, la cobertura con futuro, cuando la fecha de cobertura no coincide con el vencimiento de contrato a futuro, no puede ser perfecta, (Kozikowski, 2000). Otra de las razones por las cuales los coberturistas pueden ser incapaces de construir una cobertura perfecta se debe a que los contratos de futuros tienen fechas de vencimiento fijas, lo cual puede ocasionar que opten por una cobertura en el mercado *forward*, de otra forma los coberturistas pueden elegir un contrato de futuros con una temprana fecha de entrega o una fecha de entrega posterior al vencimiento de su exposición subyacente.

Por ejemplo, supongamos que la obligación en dólares de un importador vence el 25 de Abril y que el contrato de futuros de esta divisa del CME en el Mes de Abril vence el 14 de dicho mes. El importador podría comprar el contrato de Abril, dejándose con 10 días de riesgo debido a que las fechas de vencimiento no son las mismas. O el importador podría comprar el contrato de Mayo y entonces venderlo antes de su vencimiento el 25 de Abril. En este caso el importador incurre en un *riesgo de base* debido a que el precio del Contrato de Mayo no este perfectamente correlacionado con el precio *spot* actual del 25 de Abril. De aquí la importancia en tratar de averiguar si los futuros del tipo de cambio se pueden considerar como estimadores insesgados del tipo de cambio *spot* en la fecha de vencimiento del contrato.

Otra característica de la evolución de los tipos de cambio *spot* y a futuro es que ambos se mueven en forma casi paralela, pero como hemos mencionado, la distancia entre ellos se reduce conforme se acerca la fecha de vencimiento.

1.8 Enfoques sobre la Formación de los Precios de Instrumentos Financieros

El inversionista que acude a los mercados financieros lo hace siempre con el fin de maximizar la rentabilidad, minimizando el riesgo. En ocasiones, suele dividirse a los

inversionistas que invierten en activos, cuyos fundamentos son sólidos, y los que tratan de vencer a la psicología del mercado. Según el enfoque de los fundamentos sólidos, los activos deben valorarse en función de su valor intrínseco. El enfoque de los fundamentos sólidos es el modo lento pero seguro de enriquecerse, (Samuelson y Nordhaus (2001)). Por su parte el psicólogo del mercado trata de adivinar que piensa el inversionista medio, para lo cual es necesario preguntarse que piensa el inversionista medio sobre el inversionista medio y así *ad infinitum*.

Los participantes en cualquier mercado financiero tienen distintas necesidades de inversión, que dependen entre otras cosas de la posición de riesgo-rendimiento que requieran y de sus perspectivas sobre estos mercados.

Así un inversionista con una expectativa de fuerte alza en una acción puede decidir comprar dicha acción en una determinada proporción de su portafolio con la cual se sienta a gusto, dado el riesgo de estar equivocado. En los mercados de renta fija se puede observar una situación similar, por ejemplo, un inversionista que espera una baja en las tasas de interés invertirá a largo plazo, pero al hacerlo tomará el riesgo de alza en las tasas y por consiguiente el riesgo de pérdida en su posición.

Las acciones, los instrumentos de renta fija, las divisas, el oro, la plata y otras mercancías pueden utilizarse como instrumentos de inversión. Dichos instrumentos, como en los ejemplos anteriores, ofrecen posibilidades de alto rendimiento, pero también ofrecen riesgos si las expectativas del inversionista no se cumplen. A este tipo de instrumentos se les denomina *primarios*.

La forma de obtener rendimientos en los instrumentos primarios es comprar barato para vender caro, es decir, siguiendo los movimientos de los mercados y realizando compras y ventas en los momentos adecuados, no obstante, la posibilidad de pérdida está latente. De esta manera, el inversionista, se enfrenta, en primer lugar con el problema de estimar el comportamiento futuro de los precios que alcanzan en los mercados los activos negociados. A partir de esta problemática surgen las diversas teorías sobre la formación de los precios en el ámbito financiero:

En primer lugar, los adeptos del análisis técnico, parten de la hipótesis de que "la historia se repite", por lo que conociendo la evolución histórica de los precios se puede predecir el comportamiento de los precios futuros.

En oposición a esta técnica, surgen los "Teóricos del Mercado", al frente de los cuales se encuentra Eugene Fama, quienes argumentan que la formación de los precios en

los mercados financieros tiene un comportamiento eficiente, que supone que ningún inversionista es capaz de predecir el comportamiento futuro de los precios. Tres tipos de eficiencia fueron postulados: débil, semi-fuerte y fuerte. Los seguidores de este enfoque han tratado de contrastar las tres hipótesis de los mercados eficientes con la finalidad de poner en entredicho el análisis técnico y el análisis fundamental.

Los instrumentos *derivados*, instrumentos cuyo valor depende del precio de un instrumento primario, permiten: *i*) Manejar el riesgo de manera ágil sin necesidad de realizar estrategias dinámicas, *ii*) Brindarle la posibilidad a los agentes de participar en los mercados de manera más flexible ya que con ellos se puede invertir a partir de una expectativa de mercado, *iii*) Invertir sin tener clara idea del sentido de los movimientos de los precios pero sí de su magnitud, *iv*) Adquirir seguros contra movimientos adversos, y *v*) Aprovechar más fácilmente discrepancias de precio entre productos similares, y muchas otras estrategias.

Entre los instrumentos derivados se encuentran los futuros, las posiciones adelantadas (*forwards*), las opciones, los intercambios de flujos de efectivo (*SWAPs*), entre otros. En este trabajo sólo nos concretaremos al estudio de los dos primeros, específicamente de los del tipo de cambio desde la perspectiva de la eficiencia en el sentido débil.

Específicamente, los futuros pueden ser usados como un instrumento para la formación eficiente de precios en el mercado de los diferentes activos (mercado *spot*) y como un medio de protección o cobertura contra riesgos de especulación o de inversión.

Los contratos adelantados, conocidos como contratos a plazo o *forward*, son contratos mediante los cuales el comprador se compromete a pagar en una fecha futura determinada el precio acordado a cambio del activo sobre el cual se firma el contrato (Díaz y Hernández, 1998). De esta manera el vendedor se compromete a entregar el activo en esa fecha a cambio del pago al precio acordado.

1.9 Marco Macroeconómico del Periodo de Estudio

El periodo de estudio tiene como principal antecedente la crisis financiera de 1994-95. Anterior a la debacle cambiaria de esos años en nuestro país operaba un régimen de tipo de cambio fijo, el cual funcionaba a través del compromiso gubernamental de mantener un régimen de tipo de cambio predeterminado.

Las fragilidades acumuladas durante principios de 1990 -los años de una gran cantidad de entradas de capital y de liberalización financiera-, más los choques negativos externos y domésticos enfrentados por la economía durante 1994, condujeron a una crisis financiera y de balanza de pagos en Diciembre de 1994, cuando bajo severas presiones en el mercado de tipo de cambio, el banco central no fué capaz de defender la paridad predeterminada y por tanto decidió poner el peso a flotar.

Un gran número de hipótesis se ofreció para explicar las causas y circunstancias de la devaluación del peso en diciembre de 1994, Gil Díaz y Carstens (1996) presentan una amplia discusión al respecto, algunas de ellas giran en torno de los siguientes argumentos: una moneda sobrevaluada, crédito del banco central relajado, información engañosa y desigual, estímulos fiscales con motivos políticos, ahorro doméstico insuficiente, y lo que es conocido en la literatura como “síndrome de sobrespéstamo”.

La historia de las crisis financieras en México se encuentra estrechamente relacionada a la de los distintos regímenes cambiarios que se han implementado. Posterior a la crisis de 1982 las autoridades monetarias adoptaron un tipo de cambio dual, los cuales entraron en un patrón de convergencia gradual, y eventualmente, en un régimen de desliz cambiario hacia fines de esa misma década.

El mercado de tipos de cambio por adelantado entre el peso y el dólar norteamericano funcionó hasta 1985, cuando las autoridades mexicanas a raíz de la crisis de 1982 y como parte de sus controles, prohibieron liquidar en pesos en el extranjero. También se cotizaban futuros del peso en Chicago, pero se eliminaron en la década de los ochenta.

El colapso en los términos de intercambio de 1986 impuso la adopción de nuevas medidas emergentes que incluían una devaluación ajustada a la inflación. Este periodo culminó con una inflación que aumentaba rápidamente, un colapso de la bolsa de valores, más incertidumbre y nuevas salidas de capital, todo lo cual llevó a una nueva y abrupta devaluación en noviembre de 1987. Una estrategia que incluía un conjunto de reformas integrales, entre las que destacaban una aceleración en la liberalización comercial y la creación de un pacto de estabilidad y crecimiento, fue implementada por el Gobierno como respuesta a esta crisis.

A partir de 1988 el régimen de tipo de cambio evolucionó de un tipo de cambio fijo, a un *crawling peg* con un desliz moderado, y de enero de 1991 a diciembre de 1994, a la adopción de una banda que se ampliaba gradualmente hasta que alcanzó casi un 15% (Gil-Díaz y Carstens (1996)). De hecho, desde octubre de 1992, el techo de la banda se ajustaba

a una tasa de 0.0004 nuevos pesos por día, mientras que el piso se mantuvo constante en 3.0512 nuevos pesos por dólar.

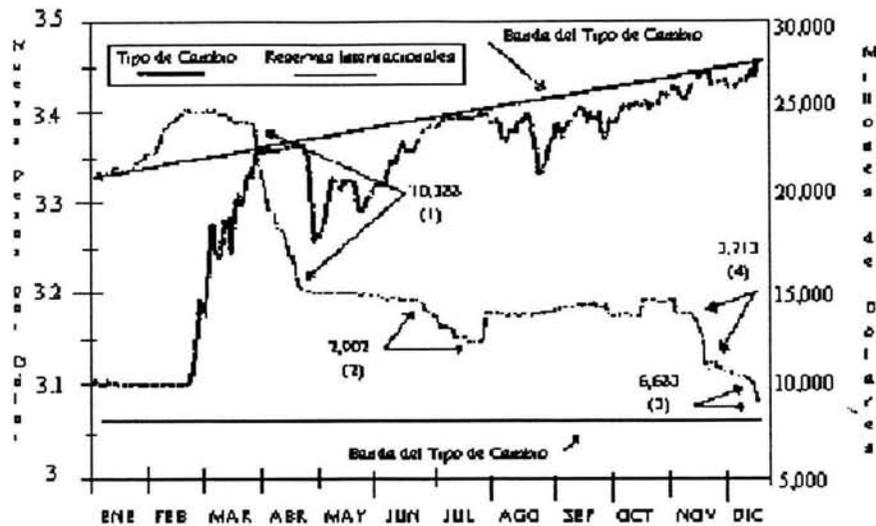
El argumento para el establecimiento de las bandas consistía en que el tipo de cambio se ajustaría a las condiciones del mercado dentro de ellas y sus fluctuaciones no darían lugar a presiones de aumentos a salarios o precios. Este régimen cambiario se desplomó a fines de 1994.

Algunas de las primeras reacciones entre los participantes de las conferencias organizadas en Nueva York en los días 21 y 22 de diciembre para explicar la causa de la devaluación del 15% del peso e inmediatamente después su colapso, fue la de atribuirlo a la excesiva expansión del crédito interno del Banco Central.

Otra de las hipótesis más controvertibles fue la de la sobrevaluación del tipo de cambio real, la cual argumentaba que en años anteriores a 1994 México había acumulado una enorme apreciación real (Dornbusch y Werner (1994)) que propicio que la demanda se desplazara hacia productos extranjeros. Esta apreciación real acompañada de un alto costo del crédito, sostenían, afectaron el crecimiento de nuestro país después de un largo periodo de reformas sustanciales y de programas de estabilización económica. De aquí se desprendía la recomendación que Dornbusch hacía a la administración del presidente Salinas de devaluar en un 20% la moneda. Ante la cual algunos economistas, como Guillermo Calvo, se mostraron escépticos como medida para remediar el desequilibrio, debido a que él era de la opinión que una devaluación de esta magnitud pondría en alerta a los inversionistas americanos sobre la pérdida en el valor real de sus Cetes, y que implementarla sin la consulta previa y el apoyo de sus socios del TLC podía desembocar en un envenenamiento para el partido político en el poder o su sucesor, Calvo (1994).

La explicación que Gil-Díaz y Carstens (1996) brindan sobre la causa de la crisis se fundamenta principalmente en los eventos coyunturales y las frágiles condiciones estructurales sobre las que se diseñó la estrategia desinflacionaria, ya que para ellos su origen se encuentra en una peligrosa combinación entre un tipo de cambio fijo –sin un Consejo Monetario–, en medio de un reciente crecimiento explosivo en la disponibilidad internacional de capital de corto plazo, y una sociedad severamente golpeada, durante 1994, por incidentes políticos que propiciaron corridas sobre las reservas internacionales. La siguiente gráfica ilustra la evolución de los acontecimientos y la respuesta del tipo de cambio y de las reservas a los mismos:

Gráfica 1.5



Tipo de Cambio y Reservas Internacionales (1994)

- (1) Asesinato de Luis Donaldo Colosio
- (2) Renuncia del Secretario de Gobernación
- (3) Declaraciones del Sub-procurador
- (4) Reanudación de las Hostilidades del EZLN

Fuente: Gil-Diaz y Christens (1996).

Como se puede apreciar, antes de los choques de marzo de 1994, el tipo de cambio se encontraba cerca de la parte inferior de la banda. En los días siguientes al asesinato se fue al techo, lo que constituyó una devaluación nominal de alrededor del 10% (Sachs, Tornell y Velasco (1996)) y el Banco de México perdió reservas por más de 10 mil millones de dólares, lo cual atestigua la magnitud del choque. El tipo de cambio se mantuvo en o muy cerca del techo el resto del año. De esta manera las continuas intervenciones del banco central en el mercado cambiario condujeron a la pérdida de reservas.

El reto al que se enfrentaron las autoridades era lograr un aterrizaje suave, que redujera el déficit en cuenta corriente de 8% a un 4 o 2 % del PIB, sin precipitar una inestabilidad macroeconómica de importancia. Como es por todos conocido, el gobierno fracasó en esta prueba, y al comenzar 1995 el país se encontraba inmerso en un profundo pánico financiero ya en desarrollo, y en el comienzo de una nueva recesión.

La crisis cambiaria de 1994-95 hizo que la elección de un tipo de cambio flexible fuese la única alternativa viable. En aquel entonces la opinión predominante era el que la flotación no era un régimen adecuado para nuestro país. Sin embargo, en tiempos recientes han ganado terreno las ideas en torno a los beneficios de este régimen y su adecuación a las condiciones de la economía mexicana.

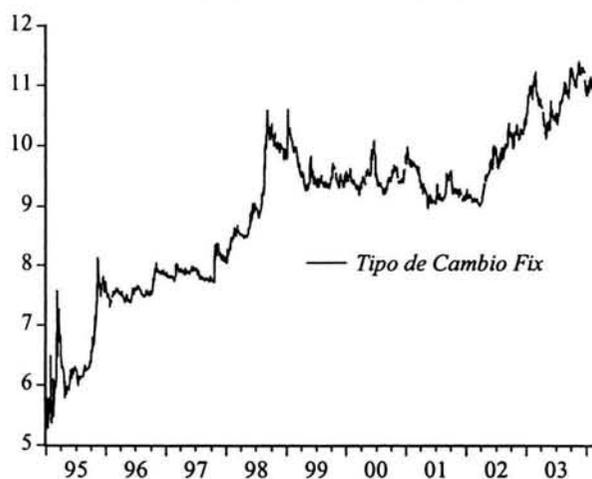
Después de más de siete años con el régimen de flotación, la experiencia de México constituye una referencia interesante para otras economías emergentes que contemplan la transición hacia regímenes de tipo de cambio más flexibles.

La instrumentación de políticas fiscales y monetarias prudentes, los programas aplicados para reestructurar el sistema financiero y la acumulación de reservas internacionales por parte del Banco de México, a partir de 1995, han restablecido la confianza en la conducción de la macroeconomía, y por ende el peso ha mostrado este comportamiento relativamente ordenado.

El comportamiento del peso, desde la adopción del régimen de flotación, ha estado caracterizado por largos periodos de tranquilidad que repentinamente dan lugar a episodios de gran volatilidad, (Bazdresch y Werner, 2002), como se puede apreciar en la gráfica 1.6:

Gráfica 1.6

EVOLUCIÓN DEL TIPO DE CAMBIO, PESOS/DÓLAR, 1995:01 - 2004:03



Fuente: Banco de México

Esta evolución del peso, una vez controlada la crisis financiera y macroeconómica de 1995, bajo el régimen de flexibilidad ha sido similar al de otras monedas en flotación, (Werner (1997)).

También se reconoce la utilidad de la existencia del mercado de futuros en este nuevo periodo de operación ya que contribuyó a disminuir la volatilidad del tipo de cambio. De conformidad con las ventas en este mercado, tanto los importadores como los exportadores, y en general todo tipo de acreedores y deudores de moneda extranjera,

pueden eliminar o reducir de manera sustancial los riesgos de tipo de cambio que enfrentan y de esta manera aliviar las presiones en el mercado al contado. (Carstens y Werner (2000)). Por esta razón el Banco de México autorizó a los bancos, bajo ciertas condiciones, particularmente las relacionadas con calificación técnica y solvencia, a realizar operaciones en futuros de divisas. En 1995, el Banco de México emitió las disposiciones necesarias para facilitar la operación del peso mexicano en el mercado de futuros de la Bolsa Mercantil de Chicago.

Desde la adopción del régimen de flotación en diciembre de 1994, parece que los mercados han sobrestimado persistentemente el valor futuro del peso. Este tipo de comportamiento en el mercado de futuros y *forwards* es conocido como el *Peso-Problem* (Krasker (1980)). 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 mayores a las observadas (Bazdresch y Werner, (2002)). En un modelo de cambio de régimen del tipo de cambio empleado por estos autores, el Problema del Peso se explica como una probabilidad latente de pasar al régimen volátil y que se experimenten depreciaciones pronunciadas, aún cuando no se haya observado este régimen en un periodo largo, ellos concluyen que es la probabilidad de pasar al régimen de alta volatilidad lo que explica una parte del sesgo mostrado por los *forwards* del peso.

CAPITULO II. MARCO CONCEPTUAL

2.1 La Hipótesis de los Mercados Eficientes

Los economistas y los profesores de finanzas han estudiado durante mucho tiempo los precios de los mercados especulativos, como las bolsas de valores o los mercados de materias primas como el maíz. Las aseveraciones que han resultado de sus observaciones han suscitado muchas controversias. Sin embargo, se trata de una de las áreas en la que los hechos han corroborado en gran medida la teoría.

La noción de la eficiencia¹ de los mercados y la hipótesis de los mercados eficientes se hicieron presentes en la literatura financiera en la década de los 60's. La mayoría de las pruebas en aquel entonces se realizaron sobre los precios del mercado de capitales, solamente algunas pruebas sobre la eficiencia de los mercados de tipos de cambio fueron llevadas a cabo utilizando los tipos de cambio flexibles de Canadá de los 50's y de varios países Europeos de los 20's, Levich (2001). De hecho el surgimiento de la hipótesis de los mercados eficientes dio pauta a la aparición de las teorías económicas modernas de las cotizaciones de las acciones, en torno de la cual se agrupan. Una de las maneras de expresar la teoría fundamental es la siguiente: *no se puede vencer al mercado*.

Para ver él porque es razonable esta proposición examinemos, en primer lugar, su base empírica. Es frecuente encontrar, en numerosos estudios publicados y/o escuchar de algunos analistas financieros, algunas reglas o formulas para ganar dinero: por ejemplo: “cómprase después de dos días de alza” o “cómprase cuando las noticias sean malas y véndase cuando sean buenas”. En un temprano estudio Alfred Cowles investigó las recomendaciones de los corredores de bolsa y examinó los resultados obtenidos por algunos analizando el rendimiento (los dólares ganados por cada dólar invertido) de las acciones seleccionadas por ellas. Observó que, en promedio, no tuvieron más suerte que una “cartera” (o combinación) aleatoria de acciones.

Esta observación le llevó a la *teoría de la diana* de la selección de la cartera: tírese un dardo en el *Wall Street Journal* para seleccionar las acciones, o mejor aún, cómprase un poco de todo lo que hay en el mercado, para poder tener una cartera diversificada

¹ Como veremos, el término eficiencia se utiliza en la teoría financiera en un sentido diferente al que se le da en otras partes de la teoría económica. Aquí significa que la información se absorbe rápidamente, no que los recursos generan la máxima producción.

equivalente a un “índice” de la bolsa de valores. Probablemente, este método será mejor que seguir los consejos de un corredor. ¿Por qué? Porque en este último caso habría que pagarle comisiones y los resultados, de acuerdo a lo encontrado por Cowles, no serían, en promedio, mejores que en el primero.

Lo que enseña la anterior opinión paradójica no es que nunca alguien se puede enriquecer siguiendo una regla o una fórmula sino que, en promedio, éstas no pueden vencer a una cartera de acciones seleccionada y diversificada al azar.

No fue sino hasta a principios de los 70's que el trabajo empírico sobre la eficiencia de los mercados del tipo de cambio se aceleró después de la introducción de los tipos de cambio flotantes. En esta sección presentamos algunos de los principios de los mercados eficientes.

Un mercado financiero eficiente es aquel en el que toda la nueva información es comprendida rápidamente por los que participan en él y por tanto esta es incorporada inmediatamente a los precios del mercado.

El concepto de los mercados eficientes juega un papel importante en el estudio de los mercados financieros. Implícitamente o explícitamente un supuesto sobre la eficiencia de los mercados es introducido en algún análisis teórico o práctico de los mercados financieros.

En una economía de mercado, los precios juegan un papel crucial ya que ellos son los encargados de reunir y procesar la información disponible, y por tanto transmiten signos útiles. Cuando el mercado es eficiente, los precios funcionan como *estadísticos suficientes* que conducen a los agentes a las mismas decisiones como si ellos tuvieran acceso a la incipiente información original.

Como materia práctica, la eficiencia de los mercados es un importante marco de referencia que tiene mucha relación sobre las políticas en el sector privado pertenecientes a la administración de riesgos y al pronóstico de los precios de algunos instrumentos de inversión, mientras que en el sector público está relacionada con la intervención del banco central. Si la evidencia muestra que el mercado de tipos de cambio no es eficiente, entonces, de manera inusual, algunas oportunidades de ganancias se encuentran latentes y los agentes privados deben formular estrategias para tratar de captarlas. Para los hacedores de la política económica, por otro lado, la ineficacia del mercado es quizá interpretada como una *falla del mercado*. Una falla del mercado para conducir a los precios a su nivel de

equilibrio implica que algún participante está incurriendo en algunos costos de alguna forma, por ejemplo producción reducida o elevados precios de algún bien.

Nuestra interpretación de eficiencia traza una distinción entre *eficiencia del mercado* y *optimalidad*. La eficiencia del Mercado concierne a la estrecha cuestión de si los agentes privados establecen precios que reflejen plenamente la información disponible. Un mercado financiero es eficiente en lo que respecta a la información si es un mercado que remueve todas las oportunidades inusuales de beneficio. Las pruebas de eficiencia, en este sentido, son pruebas menos demandantes que la amplia cuestión de si los precios de mercado son óptimos en algún sentido, ya sea que los tipos de cambio sean consistentes con una asignación de los recursos productivos, con objetivos de balance interno-externo, o con otros objetivos de política gubernamental. Si los mercados son eficientes, los hacedores de la política económica pueden sentirse insatisfechos con el nivel o curso de los tipos de cambio. Pero en este caso, las políticas deben tratar las causas de raíz de los tipos de cambio en sí mismas en lugar del tipo de cambio *per se*, el cuál es un síntoma más de esas causas que le subyacen.

2.1.1 Definiendo el Referente de Equilibrio

El término reflejan plenamente implica la existencia de un modelo de equilibrio, el cual puede establecerse en términos de precios de equilibrio o rendimientos esperados de equilibrio. En un mercado eficiente, se espera que los precios actuales correspondan a sus valores de equilibrio, y los rendimientos actuales correspondan a sus valores de equilibrio esperados.

Estas condiciones pueden formularse de manera más precisa. Si se define $\tilde{r}_{j,t+1}$ como la tasa de rendimiento actual sobre el activo j al final del periodo en el tiempo $t+1$, y $E(\tilde{r}_{j,t+1})$ como el valor esperado de este rendimiento condicional sobre la información disponible (I_t) en el tiempo t , entonces el *exceso del rendimiento del mercado* (Z) puede ser escrito como:

$$Z_{j,t+1} = r_{j,t+1} - E(\tilde{r}_{j,t+1} | I_t)$$

De esta forma un mercado eficiente tiene dos características que lo definen: i) El exceso de rendimiento esperado del mercado, $E(Z_{j,t+1} | I_t)$, debe ser igual a cero; y segundo, $Z_{j,t}$ no está correlacionado con $Z_{j,t+k}$ para algún valor de k . Esas dos propiedades implican conjuntamente que la secuencia $\{Z_t\}$ sea un *juego justo* con respecto a I_t . En otras palabras, el mercado es eficiente si, en promedio, los errores en la formulación de las expectativas acerca de los precios o rendimientos son cero, y esos errores no siguen un patrón que puede ser explotado para producir ganancias.

En ocasiones, puede resultar más conveniente plantear la eficiencia en términos del nivel de precios que en lugar de las tasas de rendimiento. El vínculo entre el precio actual (P_t) y el precio futuro esperado $E(P_{t+1} | I_t)$ esta dado por:

$$E(P_{t+1} | I_t) = [1 + E(\tilde{r}_{t+1} | I_t)]P_t$$

donde $E(\tilde{r}_{t+1} | I_t)$ es el rendimiento de equilibrio esperado sobre la especulación en el mercado *spot*. Así, la eficiencia del mercado requiere que la secuencia de errores esperados (X) siga un proceso de juego justo:

$$X_{t+1} = P_{t+1} - E(\tilde{P}_{t+1} | I_t)$$

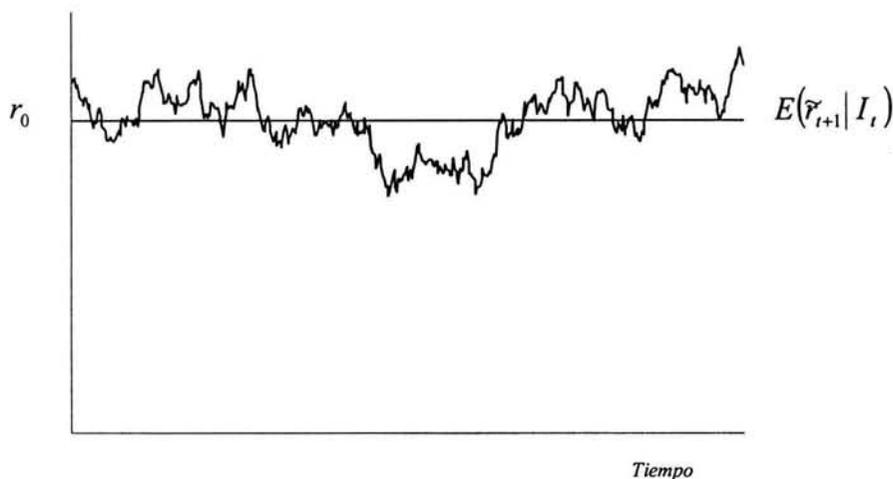
2.1.2 Representando un Mercado Eficiente

De acuerdo con Levich (2001), teóricamente se pueden representar dos “situaciones” de los mercados eficientes en torno al comportamiento de los rendimientos esperados de equilibrio: i) cuando son *constantes*; y ii) cuando se comportan de forma errática.

Con el fin de visualizar los requerimientos de un proceso de un juego justo, la gráfica 2.1, ilustra el caso de la conducta de un mercado eficiente cuando el rendimiento esperado de equilibrio es constante (r_0). La tasa actual de la serie de rendimiento $\{r_t\}$ oscila aleatoriamente cerca de la serie de rendimiento esperado $[E(\tilde{r}_{t+1} | I_t) = r_0]$ tal que los

errores esperados $\{Z_t = r_t - r_0\}$ se comportan conforme a los requerimientos de un juego justo.

Figura 2.1
Comportamiento de un Mercado Eficiente con un Rendimiento Esperado de Equilibrio Constante



Ahora, si se considera los precios del activo que generaron los rendimientos en la gráfica 2.1. Cuando los precios se comportan como una caminata aleatoria (*random walk*), el precio de mañana (P_{t+1}) es igual al precio de hoy (P_t) aumentado por un término de error (u_{t+1}). Lo cual se puede escribir, si se considera una tasa de interés que se capitaliza continuamente, como:

$$P_{t+1} = P_t \times e^{(r_0 + u_{t+1})}$$

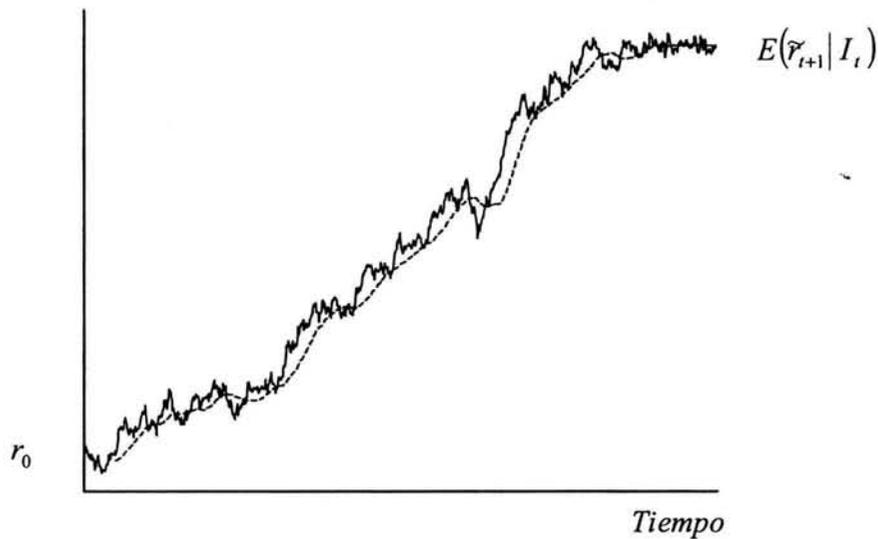
Tomando logaritmos, se tiene:

$$\ln(P_{t+1}) - \ln(P_t) = r_0 + u_{t+1}$$

En el caso de que $r_0 = 0$, se dice que los precios siguen una caminata aleatoria sin intercepto. Si $r_0 \neq 0$, entonces se dice que los precios siguen una caminata aleatoria con intercepto. Este último caso se representa en la gráfica 2.2:

Gráfica 2.2

Comportamiento de un Mercado Eficiente cuando el Rendimiento Esperado de Equilibrio es Errático



Esta formalización permite incorporar en el análisis el Efecto Fisher internacional, el cual consiste en modelar el tipo de cambio *spot* futuro (S_{t+1}) como el tipo de cambio *spot* actual (S_t) ajustado por el rendimiento del diferencial de tasas de interés sobre las dos divisas. Nuevamente, si se aumenta el Efecto Fisher Internacional con un término de error (u), se tiene:

$$S_{t+1} = S_t \times e^{[(i-i^*)+u_{t+1}]}$$

tomando logaritmos de esta última expresión, resulta:

$$\ln(S_{t+1}) - \ln(S_t) = (i - i^*) + u_{t+1}$$

esta expresión representa el tipo de cambio *spot* a seguir una caminata aleatoria con intercepto igual al diferencial de tasas de interés.

Regresando al caso donde el rendimiento esperado de equilibrio fluctúa sustancialmente a lo largo del tiempo como en la gráfica 2.2. La conducta del mercado eficiente requiere que los rendimientos actuales oscilen aleatoriamente alrededor de los rendimientos esperados para satisfacer el criterio de un juego justo. Sin embargo, en este caso es claro que los precios del activo subyacente no evolucionan como una caminata aleatoria sin tendencia.

Ahora surgen las siguientes preguntas: *i*) ¿Qué es lo que ocasiona que la tasa de rendimiento sobre algún activo fluctúe considerablemente como el la gráfica 2.1? Entre otras razones puede ser la existencia de un *ciclo de los negocios* donde los cambios en la tasa esperada de rendimiento sobre el capital se comporten como los de esta figura. El ciclo de los negocios resulta de algún conjunto de factores, donde la evolución del ciclo no sigue algún fenómeno determinístico, los precios de los activos no necesariamente siguen una caminata aleatoria con una tendencia constante o determinista; *ii*) ¿Podría la tasa de rendimiento de equilibrio requerida sobre un activo comportarse de manera errática? Los modelos de determinación del tipo de cambio sostienen que puede producirse tal patrón. Por ejemplo el enfoque monetario del tipo de cambio con perfecta flexibilidad en los precios de los bienes domésticos argumenta que cuando los factores fundamentales determinantes se encuentran serialmente correlacionados, los tipos de cambio de equilibrio también están serialmente correlacionados.

En la versión de precios rígidos del enfoque monetario, se dice que en respuesta a un incremento no anticipado en la oferta monetaria doméstica, el tipo de cambio se depreciará inmediatamente en una cantidad mucho mayor de la que es requerida en el largo plazo y posteriormente se apreciará asintóticamente hacia su valor de equilibrio. Durante el periodo de ajuste, los cambios en el tipo de cambio están serialmente correlacionados y el comportamiento de un mercado eficiente requiere que los tipos de cambio oscilen aleatoriamente alrededor de su valor de equilibrio. Nuevamente, debido a que el diferencial de tasas de interés a lo largo de la ruta de ajuste siempre es igual al cambio porcentual del tipo de cambio, no existen oportunidades de beneficio aún cuando la ruta de ajuste exhiba una tendencia.

El resto de esta sección continúa con una discusión de la teoría de la eficiencia del mercado, en la cual se definen las características de un mercado eficiente.

La Hipótesis de los Mercados Eficientes (HME) se subdivide en tres categorías, cada una de ellas depende del nivel de información disponible, Fama (1970), los tres niveles y sus implicaciones se describen en Elton y Gruber (1995).

De acuerdo con Fama (1970) un mercado en el cual los precios siempre “reflejan plenamente” toda la información disponible es llamado “eficiente”. En la forma *débil*, todos los precios del mercado pasados son plenamente reflejados en los precios de los activos, i.e. el análisis técnico no es útil. La *forma semi-fuerte* implica que toda la información públicamente disponible se encuentra completamente reflejada en los precios de los activos, i.e. el análisis fundamental no es relevante. Mientras que la forma *fuerte*, sostiene que la totalidad de la información está reflejada en los precios de los activos, i.e. por tanto ninguna información es útil. De esta manera, las pruebas de la eficiencia del mercado son pruebas que tratan de determinar la forma en que la información se encuentra reflejada en los precios de los activos. Si nueva información de un activo llega al mercado, de forma que los precios reaccionan gradualmente para finalmente reflejar plenamente esta nueva información, entonces las transacciones que se hagan con el activo al comenzar los movimientos del precio puede propiciar la obtención de ganancias excesivas. Dado que la eficiencia del mercado en forma débil implica que los rendimientos no se pueden pronosticar a partir de su pasado, la prueba de forma débil trata de determinar si toda la información contenida en los precios históricos esta reflejada completamente en los precios actuales. En este trabajo nos centraremos en el enfoque de eficiencia débil.

La rapidez con la cual se ajustan los precios a la información es un aspecto crucial para determinar si un mercado es o no eficiente; ya que cuando los precios se ajustan de manera inmediata, no existirá forma de obtener permanentemente beneficios poco comunes o excesivos mediante el uso de dicha información.

En una revisión a su planteamiento original de la literatura de la eficiencia de los mercados Fama (1991) ha propuesto la siguiente taxonomía:

- *Pruebas de predictibilidad de los rendimientos*, indicando estudios que examinan cuando los rendimientos pueden ser pronosticados por sus precios históricos o información histórica sobre variables fundamentales.
- *Estudio de eventos*, refiriéndose a estudios que examinan como los precios responden a nueva información pública.

- *Pruebas para información privada*, indicando estudios que examinan cuando determinados inversionistas tienen información adicional, aparte de los precios del mercado.

Fama (1991) argumenta que esta nueva terminología es más descriptiva del trabajo empírico y consistente con el uso actual. Como se puede notar, la importancia de especificar el conjunto de información se mantiene intacta.

2.2 Las Condiciones de la Paridad Internacional

En esta sección presentamos las condiciones de paridad que vinculan los mercados de tipo de cambio *spot* y *forward* con los mercados de dinero y de bonos internacionales. Primero se mostrarán las condiciones de paridad en un escenario teórico, empezando con el supuesto de perfecta movilidad de capitales. Posteriormente analizamos las pruebas de eficiencia para los mercados cambiarios con y sin incertidumbre. En el primer caso, el de completa certidumbre, se tiene como principal implicación que desviaciones persistentes de las reglas de los precios de la paridad básica pueden resultar.

2.2.1 La Paridad de Tasas de Interés: La Relación entre Tasas de Interés, Tipos de Cambio Spot y Forward

La paridad de tasas de interés está vinculada con el principio de que, en equilibrio, dos inversiones expuestas al mismo riesgo deben tener el mismo riesgo, por tanto está paridad es mantenida por el arbitraje. Mostraremos a continuación la paridad de tasas de interés en un Mercado Perfecto de Capitales, es decir en el cual hay perfecta movilidad de estos.

Imaginemos que un inversionista puede colocar \$1 en México que ofrece una tasa de interés de i por periodo y que paga este interés al final del periodo. La riqueza al final de este periodo de la inversión debe ser:

$$\$1 \times (1 + i)$$

Alternativamente, el inversionista puede tomar este \$1, convertirlo en dólares a la tasa actual *spot* (S_t), e invertirlos en Estados Unidos, donde se ofrece una tasa de interés i^* por periodo, y al mismo tiempo vender el resultado de la inversión (principal e intereses) a la tasa *forward* actual de un periodo, $F_{t,1}$. Por la venta del resultado en el mercado *forward* de esta inversión en Estados Unidos, decimos que el inversionista está cubriendo su exposición a las fluctuaciones del tipo de cambio del dólar. La riqueza al final de este periodo de esta inversión en dólares debe ser:

$$\$1 \times \frac{1.0}{S_t} \times (1 + i^*) \times F_{t,1}$$

el par de activos deben ser idénticos en todos los aspectos, esto es, vencimiento, riesgo crediticio, riesgo de liquidez, excepto de la denominación de la divisa.² Cuando esas condiciones son conocidas, las dos inversiones, deben producir la misma riqueza al final del periodo, es decir:

$$\$1 \times \frac{1.0}{S_t} \times (1 + i^*) \times F_{t,1} = \$1 \times (1 + i)$$

reordenando términos, tenemos:

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

o bien:

$$F_{t,1} = S_t \times \left[\frac{\$1 \times (1 + i)}{1 + i^*} \right] \quad (2.1)$$

y restando 1 de cada lado de la penúltima ecuación resulta:

² El activo denominado en pesos no necesariamente debe ser emitido por una parte Mexicana, ni tampoco el activo invertido denominado en dólares por una parte Estadounidense.

$$\frac{F_{t,1} - S_t}{S_t} = \frac{i - i^*}{1 + i^*} \quad (2.2)$$

$$\begin{array}{l} \% \text{ premiun} \\ \text{forward} \end{array} = \begin{array}{l} \% \text{ diferencial} \\ \text{de tasas de interés} \end{array}$$

en donde como ya hemos comentado *premiun forward* es sinónimo de premio *forward* o prima *forward*. Esta última ecuación representa la formulación exacta de la condición de paridad de tasas de interés, Levich (2001). El término en el denominador del diferencial de tasas de interés $(1 + i^*)$ es algunas veces omitido debido a que la tasa de interés para un periodo, tal como un 1/12 de año para datos mensuales o 1/4 para datos trimestrales, es usualmente muy pequeño. Cuando $F_{t,1} > S_t$, el dólar estadounidense es más costoso en el mercado *forward*, tal que el término *premiun forward* parece natural. Cuando $F_{t,1} < S_t$, el dólar es más barato en el mismo mercado. Así, el término descuento *forward* es frecuentemente usado cuando $(F_{t,1} - S_t)/S_t < 0$.

A grandes rasgos hay dos tipos de pruebas de eficiencia del mercado de tipos de cambio: *i*) Con certidumbre e inversión libre de riesgo y *ii*) Con Incertidumbre e inversión con riesgo. En el caso de certidumbre o inversiones libres de riesgo, se espera que el arbitraje elimine rápidamente alguna oportunidad de beneficio. Con arbitraje, el rendimiento esperado de equilibrio es nulo. En lo que se refiere al caso de incertidumbre o inversiones con riesgo, algún nivel positivo de beneficio es consistente con un rendimiento de equilibrio o riesgo no diversificable. En ambos casos, se requiere tener un referente apropiado para estimar cuando beneficios inusuales o excesivos están presentes.

El primer tipo de pruebas están diseñadas para la valuación de relaciones de arbitraje, las cuales emplean una metodología que se basa sobre el examen del precio de mercado con relación a una condición de frontera de arbitraje (frecuentemente determinada sobre los costos de transacción). Los puntos que caen dentro de la frontera no generan beneficios por arbitraje y son por lo tanto eficientes, todos los otros puntos implican la existencia de oportunidades de beneficio e ineficiencia del mercado. Empleando el criterio del arbitraje un mercado se considera eficiente cuando un porcentaje alto de las observaciones caen dentro de las fronteras. Una de las principales pruebas en el caso de certidumbre ha sido el análisis del arbitraje cubierto de tasas de interés.

El segundo tipo de pruebas al introducir incertidumbre añade complejidad así como realismo a la prueba. Cuando la tasa *spot* es una variable aleatoria, el inversionista que mantiene una posición neta (en activos o pasivos) en divisas se encuentra expuesto al riesgo de tipo de cambio. Debido a que la prueba de eficiencia del mercado prueba una hipótesis conjunta, la especificación del rendimiento esperado de equilibrio que considere el riesgo cambiario es crítico. Sin embargo, no existe consenso general sobre el modelo apropiado para la determinación del precio de equilibrio del riesgo del tipo de cambio. Por tanto, las pruebas de eficiencia bajo incertidumbre no conducen a resultados definitivos.

2.3 La Hipótesis de la Eficiencia de los Mercados de Tipos de Cambio

Hemos planteado que la hipótesis de los mercados eficientes sostiene que el beneficio o la pérdida esperada de la conducta especulativa debe ser cero. La eficiencia en los mercados de tipo de cambio se fundamenta en la hipótesis de las expectativas racionales, la cual establece que los agentes económicos hacen uso de toda la información disponible en la formación de expectativas, Liu y Maddala (1992).

Asumiendo, de acuerdo a la hipótesis de las expectativas racionales, que las expectativas de las tasas *spot* futuras de los agentes son racionales, esto resulta:

$$s_{t+k} = E(s_{t+k}) + u_{t+k} \quad (2.3)$$

donde s_{t+k} es la tasa *spot* en el tiempo t más k periodos posteriores, E es la notación esperanza y u es un término de error aleatorio que se distribuye normalmente con media igual a cero. Si adicionalmente se asume que los inversionistas son neutrales al riesgo, de forma que no existe un premio al riesgo, entonces esto implica que el futuro del tipo de cambio o la tasa *forward* corresponde a la tasa *spot* futura de la siguiente forma:

$$E(s_{t+k}) = f_{t,k} \quad (2.4)$$

donde $f_{t,k}$ es la tasa *forward* pactada en el tiempo t con k periodos para su vencimiento. Si esta igualdad no se cumple, los especuladores pueden esperar llevar a cabo transacciones con el fin de obtener un beneficio puro en el mercado de tipos de cambio. Combinando las dos ecuaciones resulta la expresión:

$$s_{t+k} = f_{t,k} + u_{t+k} \quad (2.5)$$

la cual implica que si los agentes tienen expectativas racionales y no existe un premio al riesgo, entonces la tasa *forward* iguala en cualquier momento a la tasa *spot* futura más un choque aleatorio. Bajo estas condiciones la tasa *spot* futura se compone de dos componentes, la tasa *forward* más un término de error, o bien, (2.5) nos indica que la diferencia entre ambas, cuando se cumplen los supuestos antes descritos, debe ser ruido blanco. Así, se tiene una ecuación para la predicción de la tasa *spot* futura, pero bajo condiciones de aversión al riesgo, un premio debe existir para compensar la presencia de este último. Incorporando una prima o premio al riesgo ($PR_{t,k}$), entonces resulta:

$$s_{t+k} = PR_{t,k} + f_{t,k} + u_{t+k} \quad (2.6)$$

de esta ecuación se puede ver que si existe una discrepancia que subestime o sobrestime, de forma sistemática o no a la predicción, esta puede ser causada por la existencia de una prima de riesgo, lo cual es un signo de ineficiencia del mercado.

La forma tradicional de probar dicha hipótesis es la siguiente

$$s_{t+k} = \beta_0 + \beta_1 f_{t,k} + u_{t+k} \quad (2.7)$$

donde: s_{t+k} es el logaritmo natural del tipo de cambio *spot* en el tiempo t , y $f_{t,k}$ es logaritmo natural del precio del tipo de cambio *forward* en el tiempo t con vencimiento en el periodo $t+k$, u_{t+k} es un término de error con media cero y varianza finita, β_0 y β_1 son coeficientes constantes de los cuales el primero trata de estimar el valor de la prima de riesgo en el lapso de tiempo considerado, y el segundo la incidencia del *forward* o futuro en el tipo de cambio *spot*. Bajo la hipótesis de los mercados eficientes, el precio de mercado debe reflejar plenamente toda la información disponible tal que no exista estrategia de la cual los participantes puedan obtener ganancias a través de la especulación en el mercado de *forwards* o futuros sobre los niveles del precio *spot*.

Las pruebas inicialmente llevadas a cabo sobre la eficiencia de los mercados de tipos de cambio por adelantado consistían en estimar β_0 y β_1 por MCO y probar las

hipótesis de que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$ de manera individual con los estadísticos *t-estándar* resultantes de este método de estimación, como puede verse por ejemplo en Bilson (1981), Cornell (1977), y Frankel (1981). No obstante, este tipo de pruebas de regresión para contrastar racionalidad es incorrecta si S_t y $F_{t,k}$ son no-estacionarios y siguen por tanto un proceso de raíz unitaria. Es ampliamente conocido que los estimadores de (MCO) son sesgados y por tanto subestiman el valor de los parámetros cuando los procesos generadores de datos actuales de s_t y $f_{t,k}$ son caminatas aleatorias.³

La especificación en logaritmos de (2.7) es con la finalidad de evitar la paradoja de Siegel, la cual establece que los tipos de cambio *forward* respectivos no pueden ser simultáneamente predictores insesgados de los tipos de cambio dólar/peso y peso/dólar, debido a la desigualdad de Jensen (Garduño (1996)), ya que puede probarse que al menos una moneda será sesgada por razones puramente matemáticas si (2.7) es formulada en niveles en lugar de en logaritmos. Sin embargo, McCulloch (1975) muestra que la paradoja no es significativamente importante para trabajos empíricos.

A la prueba de la restricción $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$ en (2.7) se le denomina “de insesgamiento”, Garduño (1996). Esta expresión, requiere además que exista una combinación lineal de tasas *forward* y *spot* que sea estacionaria. Es decir, se requiere que y que u_{t+k} sea ruido blanco.

De esta forma la prueba convencionalmente empleada establece que si los tipos de cambios *spot* y *forward* siguen una tendencia estocástica, entonces una condición necesaria para la hipótesis de insesgamiento es que esas series cointegren con el vector cointegrante $(s_t, f_{t-1}) = (1, 1)$. De esta forma, las pruebas de cointegración han sido frecuentemente empleadas para probar la hipótesis de insesgamiento (ver, por ejemplo, Hakkio y Rush (1989), Lai y Lai (1991), Shen and Wang (1990), y Septhon and Larsen (1991), entre otros).

De acuerdo con Dutt y Ghosh (1999) si s_{t+k} y $f_{t,k}$ son $I(1)$, i.e., no estacionarios e integrados de orden 1, entonces las condiciones necesaria (*forma débil*) y suficiente (*forma fuerte*) de eficiencia del mercado (o hipótesis de insesgamiento) son que los residuos u_{t+k} de (2.7) sean estacionarios y la existencia de un vector $(\beta_0, \beta_1) = (0, 1)$. Así, la

³ Esto puede dar la posibilidad de una relación *espuria* entre los niveles de las variables económicas. También, los parámetros estimados de una regresión de una variable sobre otras son inconsistentes a menos que las variables estén cointegradas.

estacionariedad de los residuos debe indicar que las tasas *spot* y *forward* están cointegradas o que tienen una tendencia a desplazarse conjuntamente en el tiempo.

De esta manera, si la restricción de los parámetros $(\beta_0, \beta_1) = (0, 1)$ se mantiene, entonces la tasa *forward* puede ser llamada un predictor insesgado y eficiente de la tasa futura *spot*.

Otra forma de especificar la prueba de insesgamiento es considerar cambios porcentuales, de la siguiente forma:

$$[s_{t+1} - s_t] = \alpha_0 + \alpha_1 [f_t - s_t] + u_t \quad (2.8)$$

La variable dependiente de esta ecuación, $[s_{t+1} - s_t]$, puede interpretarse como la *depreciación futura*, mientras que la variable independiente es la *prima* o *premio forward*: $[f_t - s_t]$. La Hipótesis de Insesgamiento implica que en (2.8) se debe cumplir que: $\alpha_0 = 0$ y $\alpha_1 = 1$. Esta especificación tiene algunos aspectos interesantes, como argumentan Liu y Maddala (1992), si s_t y f_t son procesos de raíz unitaria, el lado izquierdo de (2.8) bajo estas condiciones será estacionario, sin embargo no hay garantía de que el lado derecho de esta ecuación también lo sea. De acuerdo con estos autores el término $[f_t - s_t]$ se puede descomponer en $(f_t - f_{t-1}) + (f_{t-1} - s_t)$. Por lo cual el primer componente será estacionario, si el tipo de cambio *forward* tiene orden de integración igual a 1, y el segundo tendrá la misma propiedad solamente si la HME se mantiene. De esta forma el regresor será estacionario si la HME es verdadera.

Mientras que estudios efectuados para otros países, entre los que se encuentran Mark *et al.* (1993), Crowder (1994), Baillie and Bollerslev (1994) and Newbold *et al.* (1998), dan cuenta sobre la posibilidad de que en lugar de que el diferencial de tasas de interés sea estacionario comparte el mismo nivel de integración indeterminado que la prima de riesgo.

Ziets (1995) sostiene que la hipótesis conjunta de que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$ en la ecuación (2.7) implica que el “error de pronóstico $(s_t - f_{t-1})$ ” es ortogonal al conjunto de información disponible en el momento en cual se realiza la expectativa $(t-1)$. Esta proposición es frecuentemente probada por una ecuación de la forma:

$$s_t - f_{t-1} = \gamma_0 + \sum_i \gamma_i (s_{t-1} - f_{t-1-i}) + v_t \quad (2.9)$$

donde el error de pronóstico esta en función de errores de pronósticos pasados. Ya que las variables en la ecuación (2.9) no están sujetas a tendencia, pueden efectuarse las pruebas clásicas de hipótesis. Valores no significativos de γ_0 y γ_i en combinación con la condición de que v_t sea ruido blanco sugieren que la HME se mantiene en el corto plazo, y por tanto constituye una forma alternativa de probar esta hipótesis.

De acuerdo con Galindo y Perrotini (1996), (2.8) puede estimarse por el método general de momentos (MGM) corrigiendo por autocorrelación de orden uno y posible heterocedasticidad, ya que de esta manera se obtienen estimadores más eficientes, sin embargo, esta especificación es útil sólo si $[f_t - s_t]$ es no estacionario, Maddala (1996).

Sin embargo, en oposición a las condiciones impuestas a (2.8) para el cumplimiento de la hipótesis de insesgamiento, se ha encontrado con frecuencia en la literatura que las estimaciones de α_1 son negativas. Este resultado fue reportado primero por Cumby y Obstfeld (1982) y posteriormente por Fama (1984) y se ha considerado como una anomalía en las finanzas internacionales, ya que este implica que el premio *forward*, o equivalentemente, el diferencial de tasas de interés nominales, ayuda a predecir cambios futuros en la tasa *spot* pero con el signo incorrecto. Fama demuestra que esos estimados negativos son producidos por los rendimientos excesivos esperados en el mercado de tipos de cambio y que ambos se encuentran negativamente correlacionados con, y que son más volátiles, que la depreciación esperada.

Entre las pruebas sobre eficiencia del mercado realizadas por Hakkio y Rush sobre las tasas *forward* y *spot* de Alemania y el Reino Unido⁴ además de examinar la cointegración de las mismas, ellos combinaron las ecuaciones (2.7) y (2.8) en un modelo de corrección de errores como el siguiente:

$$S_{t+1} - S_t = a[S_{t-1} - dF_{t-1}] + b[F_t - F_{t-1}] + \sum_{i=2}^{i=n_1} \gamma_i \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=n_2} \delta_i \Delta S_{t-i} + u_t \quad (2.10)$$

⁴ En su trabajo Hakkio y Rush también intentan probar si las tasas *spot* de Alemania y el Reino Unido, así como las tasas *forward* de ambos países están cointegradas. Este método se basa en la idea de que dos precios de un par de mercados eficientes no pueden estar cointegrados, Granger (1986). En este trabajo sólo analizamos la relación entre la tasa *spot* y *forward*.

el cual tiene la interpretación usual: la variación del tipo de cambio *spot*, se atribuye al efecto inmediato de corto plazo de la variación del tipo de cambio *forward* y al error de el último periodo (basado sobre la regresión cointegrante o de equilibrio), la cual representa el ajuste de largo plazo a el desequilibrio pasado, los coeficientes de rezagos adicionales en las variables deben ser nulos. Por tanto, siguiendo a Hakkio y Rush, la condición de insesgamiento en la ecuación (2.10) requiere dos condiciones:

$$-a = b = 1 \quad (2.10a)$$

$$\gamma_i = \delta_i = 0 \quad (2.10b)$$

Garduño (1996) sostiene que la especificación apropiada para probar la hipótesis de insesgamiento es la del modelo de corrección del error dado por (2.10).

Las estimaciones realizadas por Galindo y Perrotini (1996) de la ecuación (2.7) para los futuros de uno, tres y seis meses del periodo que comprende de 1978 a 1985 revelan que en todos los plazos los parámetros estimados de β_0 y β_1 son valores cercanos a 0 y 1, respectivamente. Sin embargo, el valor de β_0 es creciente conforme aumenta el plazo del futuro y el de β_1 tiende a ubicarse por abajo de la unidad. Esto indica, de acuerdo con ellos, que el premio al riesgo tiende a incrementarse con el tiempo. Sin embargo, la prueba conjunta sobre los valores de estos parámetros es rechazada lo que los conduce a concluir que todos los plazos del tipo de cambio a futuro son estimadores sesgados del tipo de cambio al contado.

Por el contrario, cuando Galindo y Perrotini aplican la prueba de Wald a las estimaciones de (2.8), efectuadas por el Método General de Momentos, encuentran que no se puede rechazar la prueba conjunta, lo cual es atribuido a que los errores estándar de los estimadores son relativamente grandes en comparación con el valor de los parámetros, propiciando de esta manera que los estadísticos *t* no sean estadísticamente significativos y facilita el hecho de que las restricciones impuestas por los datos sean aceptadas. Por lo anterior, consideran que las pruebas de corto plazo no se pueden presentar con evidencia concluyente a favor de la hipótesis del insesgamiento.

En lo que se refiere a las estimaciones del Modelo de Corrección de Error efectuadas en su estudio, Galindo y Perrotini encuentran que los coeficientes de (2.10) difieren considerablemente de las restricciones impuestas en (2.10a) y (2.10b), además de que muestran problemas de forma funcional, ya que presentan autocorrelación,

heterocedasticidad e inexistencia de normalidad en los errores, por lo que argumentan que esas “ecuaciones no pueden considerarse como una adecuada aproximación del proceso generador de la información.”

Por otra parte, los resultados encontrados por Garduño (1996) de la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios del modelo de corrección del error, planteado en (2.10), indican el rechazo de las restricciones impuestas por la condición (2.10a), lo cual no favorece la Hipótesis de la Eficiencia Inesgada. Sin embargo, los resultados indican que el modelo no se apega a la realidad ya que al parecer tiene problemas de autocorrelación y de heterocedasticidad presumiblemente atribuidos al traslape de sus datos. Esto último, de acuerdo con él, puede invalidar las conclusiones que puedan extraerse de este modelo.

En cuanto a las pruebas de la Hipótesis de Inesgamiento llevadas a cabo por Garduño a través del método de Johansen realizadas sobre (2.7) encuentra que se rechaza la hipótesis de las restricciones $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 1$ impuestas al vector cointegrante, mientras que no se puede rechazar la hipótesis de que $\beta_1 = 1$, ambas realizadas a través del estadístico χ^2 . Esto es interpretado por él, que al parecer el tipo de cambio por adelantado es capaz de explicar los movimientos en el tipo de cambio al contado, pero indican que es un predictor sesgado del tipo de cambio al contado en el futuro. A nuestro parecer, las hipótesis realizadas de manera individual sobre β_1 no son relevantes para probar la hipótesis de inesgamiento, cabe señalar que Karlsson and Röhl (2002) también efectúan una prueba similar.

Destaca el hecho de que los estudios realizados para probar la HME en nuestro país de acuerdo a esta metodología, el de Galindo y Perrotini (1996) y Garduño (1996), encuentran que ambos tipos de cambio cointegran, lo cual sugiere una relación estable y de largo plazo entre el tipo de cambio *spot* y futuro, en el primer caso y entre el tipo de cambio *spot* y tipo de cambio adelantado en el segundo.

Debido a que se reconoce que la ecuación (2.10) puede estar sujeta a un sesgo asintótico de segundo orden y a algunos problemas de dependencia en los parámetros, estos pueden evitarse cuando la variable dependiente es exógena débil. Por ello, el modelo general apropiado, de acuerdo con Galindo y Perrotini (1996), puede ser el siguiente:

$$\begin{aligned}\Delta S_t &= \alpha_{10}[S_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 F_{t-1}] + \sum_{i=1}^k \phi_{1i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_{1i} \Delta F_{t-i} + u_{1t} \\ \Delta F_t &= \alpha_{20}[S_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 F_{t-1}] + \sum_{i=1}^k \phi_{2i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_{2i} \Delta F_{t-i} + u_{2t}\end{aligned}\tag{2.11}$$

Teóricamente S_t es la variable dependiente, por lo cual la tasa *forward* deberá ser exógena débil. De acuerdo con lo anterior, para que (2.10) sea válida de manera individual debemos tener la siguiente condición en (2.11):

$$\alpha_{20} = 0 \tag{2.12}$$

lo cual se prueba imponiéndole esta restricción al modelo y empleando el estadístico que se expone en (3.23).

No es fácil llevar a cabo una evaluación de las pruebas empíricas de la hipótesis de la eficiencia del mercado del tipo de cambio *forward* para otros países por el hecho de que los resultados difieren considerablemente, a primera vista, y en algunos casos hasta son contradictorios, ya que emergen de diferentes especificaciones empíricas (Zietz (1995)). Por ejemplo, si la prueba es llevada a cabo mediante una ecuación especificada en niveles incorporando una prima de riesgo constante, como (2.7), es difícil rechazar la HME. Aunque los mismos datos tienden a rechazar claramente la HME cuando esta es evaluada en la forma de cambios porcentuales, como en (2.8), (Barnhart y Szakmary, 1991).

En fechas recientes nuevas herramientas de las series de tiempo han sido empleadas para probar eficiencia en este tipo de mercado. Tal es caso del trabajo de Haik, Mark and Wu () en el cual, por medio del filtro de Kalman, tratan de averiguar si un incremento en la prima implícita de riesgo en el *forward* predice una depreciación del dólar. Sin embargo, el discutir la forma en que fue llevado a cabo este estudio se encuentra fuera del alcance de este trabajo.

2.4 Una perspectiva diferente: La Hipótesis de la No-Existencia de Prima al Riesgo

Una forma distinta de enfocar el problema de probar la eficiencia en los mercados de tipos de cambio es la denominada hipótesis de la inexistencia de prima de riesgo que se plantea de la siguiente forma:

$$H_0 : E_t \{s_{t+1}\} = f_t \quad (2.13)$$

una forma simple de probar esta hipótesis es explotar el bien conocido resultado de que la diferencia entre una variable aleatoria y su esperanza condicional dado un cierto conjunto de información no está correlacionado con alguna variable de esta información:

$$E\{(s_{t+1} - E_t \{s_{t+1}\})x_{t-1}\} = 0 \quad (2.14)$$

para algún x_{t-1} que es conocido en el tiempo t . De aquí se puede escribir el siguiente modelo de regresión

$$s_t - f_{t-1} = \alpha + \beta(s_{t-1} - f_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

donde $s_t - f_{t-1}$ es una medida aproximada de la tasa de rendimiento de la especulación (Hansen y Hodrick, 1980). Liu y Maddala (1992) consideran a este término como “error de pronóstico” mientras que $(s_{t-1} - f_{t-1})$ es precisamente el conjunto de información (x_{t-1}) con el que se dispone en el periodo previo $t-1$, al igual que ε_{t-1} . Note la diferencia con la especificación convencionalmente empleada, ecuación (2.8).

Por tanto, (2.13) también implica que bajo la H_0 el término de error en (2.15) no presenta autocorrelación, lo cual se prueba averiguando si los coeficientes en esta regresión son cero indicando de esta forma que no existe correlación serial en los errores de pronóstico, Liu y Maddala (1992). La presencia de autocorrelación en ε_t es una señal para la existencia de una prima de riesgo, Verbeek (2000). Hay que resaltar que las hipótesis no implican alguna otra condición para la varianza del término estocástico, lo cual sugiere que la imposición de homocedasticidad puede ser no muy apropiado, por lo que (2.14) puede estimarse por métodos de estimación que permiten errores estándar de heterocedasticidad constante, como es el caso del MGM.

2.5 Dos Hipótesis en el Mercado de Tipo de Cambio Forward

En esta sección presentamos las bases del planteamiento expuesto por Brenner y Kroner (1995) que cuestiona la metodología de la cointegración como indicativa de

eficiencia del mercado de *forwards*, la cual como hemos visto se ha empleado ampliamente en la literatura, y la forma en que se diseñan las pruebas que con tal fin se realizan.

Si s_t sigue un camino aleatorio:

$$s_t = s_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

Supuesto que se considera razonable dado que en la literatura predomina la imposibilidad de rechazar el modelo de caminata aleatoria. Por lo tanto si el *forward* f_t es valuado empleando la paridad cubierta de interés (CIP):

$$f_t = s_t + d_t \quad (2.17)$$

donde si i_t es la tasa de interés interna, e i_t^* es la tasa de interés externa, entonces, $d_t = \ln[(1+i_t)/(1+i_t^*)]$, es el costo de corretaje o *diferencial de tasas de interés*. Ahora, si se sustituye una versión desfasada de “está última ecuación en la penúltima” tenemos:

$$s_t = f_{t-1} - d_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.18)$$

esta expresión sugiere que la relación correcta a observar en el mercado de tipo de cambio *forward* no es (2.7) sino la hipótesis de insesgamiento *aumentada* por el diferencial de tasas de interés de la siguiente forma:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{t-1} + \beta_2 d_{t-1} + u_t \quad (2.19)$$

Esta especificación es sustentada por los resultados de las pruebas efectuadas sobre (2.7) en las que se han encontrado errores de especificación, en particular Barnhart *et al* (1999) notan la presencia de un sesgo de simultaneidad, posiblemente causado por un excesivo rendimiento de alguna variable omitida, lo cual invalida muchas de las especificaciones de las pruebas empleadas en la hipótesis de insesgamiento. Sí los tipos de cambio *spot* y *forward* así como el diferencial de tasas de interés son no estacionarios, una condición para la validez de (2.19) es que exista un sistema trivariado de cointegración.

De esta forma la hipótesis de Brenner y Kroner requiere que $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 1$ y $\beta_2 = -1$ en la ecuación (2.19). Ellos resaltan dos implicaciones sobre esta ecuación que dependen sobre la naturaleza estocástica del diferencial. Si el diferencial tiene una tendencia estocástica, entonces algun(os) rezago(s) de los logaritmos de la tasa *forward* y del diferencial de tasas de interés estarán cointegrados con la tasa *spot* con el vector cointegrante $(1,-1,1)$. Sin embargo si el diferencial no contiene tendencia estocástica, entonces los logaritmos naturales de la tasa *forward* rezagada y de la tasa *spot* estarán cointegrados con el vector cointegrante $(1,-1)$.

La formulación de la anterior hipótesis es analoga a postular que ninguna otra variable puede incluirse en la especificación de la prueba, es decir:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + u_t \quad (2.20)$$

que el coeficiente de alguna otra variable, x_{t-1} , debe ser cero bajo la hipótesis nula de la eficiencia simple, Levich (2001, pág 248). Estudios empíricos han propuesto incorporar en la especificación de (2.20) a un conjunto de dos variables: la tasa *spot* actual y un pronóstico actual de algún servicio profesional de pronóstico, como

3.1 Series de Tiempo Estacionarias, Orden de Integración y Pruebas de Raíces Unitarias

Se dice que una serie de tiempo es *estacionaria* si su media y su varianza no dependen del tiempo, en caso contrario, se tratará de una serie no estacionaria. Aquí nos centraremos en el concepto de estacionariedad débil de acuerdo con Spanos (1986). Una serie débilmente estacionaria tiene una media constante y varianza constante y finita. De esta manera, una serie de tiempo (x_t) es estacionaria si su media, $E(x_t)$, es independiente de t , y su varianza, $E[x_t - E(x_t)]^2$, está sujeta a un número finito \bar{y} no varía sistemáticamente con el tiempo. Así esta tenderá a oscilar en torno a su media y sus fluctuaciones alrededor de esta tendrán una amplitud constante. Una de las principales características de las series estacionarias entonces es que esta tiene reversión a la media, o cruza, sus valores medios repetidamente y esta propiedad es una de las más explotadas por la mayoría de las pruebas de estacionariedad.

Si una serie debe ser diferenciada d veces para que sea estacionaria, entonces se dice que esta es integrada de orden d , y se denota por $I(d)$. Así, una serie x_t es $I(d)$ si x_t no es estacionaria pero $\Delta^d x_t$ es estacionaria, donde:

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1} \quad (3.1)$$

y

$$\Delta^2 x_t = \Delta(\Delta x_t) = \Delta(x_t - x_{t-1}) = (x_t - x_{t-1}) - (x_{t-1} - x_{t-2}) = x_t - 2x_{t-1} + x_{t-2}, \quad (3.2)$$

y así sucesivamente. Una forma alternativa de expresar lo anterior es la siguiente, que una serie es $I(d)$ si esta tiene una representación autorregresiva y de medias móviles ARMA no determinista, invertible y estable una vez que se diferenció d veces la serie, es decir, si esta es una ARIMA (p, d, q) para algunos p y q , Cuthbertson (1992). Esto significa que la serie puede ser escrita como:

$$(1-L)^d \phi(L)x_t = \theta(L)e_t \quad (3.3)$$

donde L es el operador rezago ($L^n x_t = x_{t-n}$), $\phi(L)$ y $\theta(L)$ son polinomios de este operador y e_t es un proceso estacionario.

El hecho de que la mayoría de las series temporales macroeconómicas puedan contener una raíz unitaria, es decir, sean integradas de orden 1, dada su evolución con tendencia creciente en el tiempo, ha impulsado el desarrollo de la teoría del análisis de series temporales no estacionarias.

Para verificar cuando una serie es $I(1)$ se realizan las pruebas de raíces unitarias Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller Aumentada (ADF), de acuerdo con Charemza y Deadman (1997) ambas tratan de averiguar si la serie $\{y_t\}$ es generada por:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

donde ε_t representa un término de error aleatorio, lo cual se realiza probando si $\alpha_1 = 1$ en la siguiente regresión muestral:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

lo cual parece ser un procedimiento habitual que se lleva a cabo a través de una prueba t estándar, sin embargo, es bien conocido que en el caso de que (3.5) tenga una raíz unitaria, $\alpha_1 = 1$, la prueba no tiene una distribución t , sino una distribución de Dickey-Fuller, denominada así en honor a dos estadísticos que la estudiaron ampliamente en las décadas de 1970 y 1980, Diebold (1998). La forma en que se realiza la prueba es la siguiente. Si se resta y_{t-1} de la ecuación (3.5) se tiene:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha_1 y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t$$

O bien, si $\gamma = (\alpha_1 - 1)$:

$$\Delta y_t = \gamma \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Dickey y Fuller (1979) consideran dos ecuaciones adicionales de regresión diferentes que se pueden emplear para probar la presencia de raíz unitaria:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma \cdot y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

la diferencia entre las tres estriba en la presencia de los elementos determinísticos a_0 y $a_2 t$. La primera de ellas, (3.6) es tan importante en la literatura de series de tiempo que recibe un nombre particular: se trata de un modelo de caminata aleatoria (*random walk*) puro, el segundo (3.7) añade un intercepto o *drift*, y el tercero (3.8) incluye tanto un intercepto como una tendencia lineal del tiempo.

En todas las ecuaciones de regresión, (3.6) a (3.8), el parámetro de interés es γ ; Si $\gamma = 0$, se dice que la secuencia $\{y_t\}$ contiene una raíz unitaria. De esta forma la prueba involucra la estimación de las ecuaciones anteriores usando (MCO) para obtener el valor estimado de γ y su error estándar asociado.

Las pruebas de raíz unitaria hasta aquí consideradas son válidas únicamente bajo el supuesto de que los errores en las regresiones de prueba no están serialmente correlacionados. Si este supuesto se infringe es necesario considerar una formulación más general del siguiente modo:

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde la presencia de los p rezagos es necesaria para asegurar que los residuos ε_t sean ruido blanco. Sin embargo, la prueba ADF pierde potencia cuando p es suficientemente grande. Una prueba alternativa propuesta por Phillips y Perron (1988), (PP), exige dependencia débil y heterogeneidad en las perturbaciones, es ejecutada usando la siguiente regresión:

$$y_t = b_0 + b_1 y_{t-1} + u_t \quad (3.9)$$

donde u_t es ruido blanco. La diferencia entre las pruebas estriba en los supuestos concernientes a la distribución de los errores en los que en ellas pueden ser débilmente dependientes y heterogéneamente distribuidos. La prueba estadística PP es ajustada para tomar en cuenta el patrón potencial de autocorrelación en los errores.

3.2 La Teoría de la Cointegración

De acuerdo con Cuthbertson (1995), el enfoque básico del análisis de cointegración es que, aunque muchas series de tiempo económicas puedan tener tendencia creciente o decreciente en el tiempo en una forma no estacionaria, grupos de variables pueden moverse conjuntamente en el tiempo. Si existe una tendencia lineal para algunas relaciones lineales que se mantiene entre un conjunto de variables sobre largos periodos de tiempo, entonces el análisis de cointegración ayuda a descubrir esta. De acuerdo con esto, si una teoría económica o financiera es correcta debemos esperar que las variables especificadas por la teoría estén relacionadas una con la otra, usualmente con parámetros constantes. Sin embargo, si no existe relación lineal entre las variables se dice que ellas no están cointegradas y varias dudas se plantearán sobre la utilidad de la teoría en cuestión.

La definición formal de cointegración de dos variables, desarrollada por Engle y Granger (1987) es como sigue (Charemza y Deadman, 1997):

Las series de tiempo x_t y y_t se dice que están cointegradas de orden d, b donde $d \geq b \geq 0$, lo cual se denota por:

$$x_t, y_t \sim CI(d, b),$$

si: i) Ambas series son integradas de orden d , y ii) Existe una combinación lineal de esas variables, digamos $\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$, la cual es integrada de orden $d - b$. Si se cumple lo anterior, al vector $[\alpha_1, \alpha_2]$ se le denomina *vector cointegrante*.

La generalización de la definición anterior para el caso de n variables es la siguiente. Si x_t denota un vector $n \times 1$ de series $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ y:

- a) cada x_{it} es $I(d)$,
- b) Entonces existe un vector α de parámetros, $n \times 1$, tal que $x_t' \cdot \alpha \sim I(d - b)$, entonces:
 $x_t' \cdot \alpha \sim CI(d, b)$.

Es importante destacar que existen casos especiales en los que la primera de estas condiciones puede relajarse.

En el trabajo econométrico empírico, el caso más interesante es donde las series transformadas con el uso del vector cointegrante llega a ser estacionaria, es decir en donde $d = b$, y los coeficientes cointegrantes pueden ser identificados con parámetros en la relación de largo plazo entre las variables.

La teoría económica sugiere, con frecuencia, que algunas variables económicas pueden estar conectadas por una relación de equilibrio de *largo plazo*, a pesar de que las variables puedan “alejarse” del equilibrio por un tiempo, se espera que las fuerzas económicas actúen para restablecerlo. De esta forma el concepto de cointegración permite describir la existencia de un equilibrio o relación estacionaria, entre dos o más series de tiempo las cuales son individualmente no estacionarias.¹ Ya que 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 cointegradas.²

3.2.1 Cointegración y el Modelo de Corrección de Error (MCE)

Suponiendo que dos variables tienen una relación de largo plazo de la forma:

$$y_t^* = \beta x_t \quad (3.10)$$

Si las series y_t y x_t con las cuales se pretende verificar tal relación son ambas $I(1)$, el modelo a estimar a partir de la información muestral sería el siguiente

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad (3.11)$$

donde u_t es el término estocástico o aleatorio. Como se estableció, para que (3.10) sea válida como una relación de largo plazo entre ellas se necesita que una combinación lineal de las variables sea $I(0)$, es decir se requiere que u_t sea estacionaria. Si pasamos del lado

¹ 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.

² Esto implica que la cointegración sólo establece una reducción en el orden de integración de d a $d - b$ con $d \geq b \geq 0$, aunque cuando se considera a la combinación como una relación de equilibrio, se espera que sea integrada de orden cero.

izquierdo las variables:

$$y_t - \beta x_t = u_t \quad (3.12)$$

O bien, si expresamos esta última ecuación en forma de vectores:

$$(1, -\beta) \cdot \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = u_t \quad (3.13)$$

Al vector $(1, -\beta)$ que logra que u_t sea estacionaria se le denomina *vector cointegrante*. Dicho de otra forma, si las variables x_t y y_t están $CI(1,1)$ entonces el vector cointegrante $(1, -\beta)$ es aquel que hace que las desviaciones de y_t con respecto de su trayectoria de largo plazo y_t^* sean $I(0)$. Para tal efecto se requiere que ambas variables sean series de tiempo y no datos de corte transversal. Si este es el caso, un modelo o mecanismo de corrección de error (MCE) puede ser planteado de la siguiente forma, Engle y Granger (1987):

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_1 (y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta x_t &= \alpha_2 (y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (3.14)$$

donde ε_{1t} y ε_{2t} son perturbaciones de ruido blanco o choques aleatorios que pueden estar correlacionados y los parámetros α_1 , α_2 y β son parámetros positivos, en este modelo relativamente simple, la única variable que aparece del lado derecho de cada ecuación es el término de corrección del error. En el equilibrio a largo plazo, es decir cuando $y_{t-1} = \beta \cdot x_{t-1}$, este término toma el valor de cero y las primeras diferencias de cada variable serían iguales a los choques aleatorios. Sin embargo, si y_t y x_t se desvían del equilibrio a largo plazo en el periodo actual, el término de corrección del error es distinto de cero y cada variable se ajusta parcialmente para restablecer la relación de equilibrio. Los coeficientes α_1 y α_2 miden, precisamente, la velocidad de este ajuste. Por ejemplo, si α_1 fuera mayor, más grande sería la respuesta de y_t a la desviación del periodo previo de su equilibrio de largo plazo. Valores pequeños de α_1 implicarían que y_t es insensible al error de equilibrio del periodo previo. Adicionalmente, al menos uno de los parámetros de ajuste debe ser

distinto de cero en el MCE. Si ambos fueran igual a cero, entonces la relación de equilibrio a largo plazo no aparecería en el modelo y este no sería de corrección del error o de cointegración.

Aquí se puede mostrar la relación entre modelos de corrección de error y variables cointegradas. Si Δy_t es estacionaria, el lado izquierdo de la primera ecuación de (3.14) es $I(0)$, lo que implica que el lado derecho de esta misma ecuación también lo es. Dado que ε_t es estacionario, de aquí se sigue que también la combinación lineal $y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}$ también debe ser estacionaria; por tanto, las dos variables y_t y x_t deben estar cointegradas con vector cointegrante $(1, -\beta)$. Un argumento similar se puede aplicar a la segunda ecuación de (3.14). Lo esencial a destacar aquí es que la representación de corrección de error necesita que las dos estén cointegradas de orden $CI(1,1)$.

Otras especificaciones diferentes del MCE se pueden asumir, por ejemplo es posible incorporar un término constante en el término de corrección del error, o bien de manera similar a un Vector Autorregresivo también es posible agregarle diferentes rezagos de las primeras diferencias de las series, de tal manera que la generalización del MCE es la siguiente:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \mu_1 + \phi_1(L)\Delta y_{t-1} + \Omega_1(L)\Delta x_{t-1} - \gamma_1 [y_{t-1} - \alpha x_{t-1}] + \varepsilon_{1t} \\ \Delta x_t &= \mu_2 + \phi_2(L)\Delta y_{t-1} + \Omega_2(L)\Delta x_{t-1} - \gamma_2 [y_{t-1} - \alpha x_{t-1}] + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\tag{3.15}$$

donde se imponen las siguientes restricciones ((1996)):

- 1) el vector $(1, -\alpha)$ es el mismo en ambas ecuaciones. Dicho vector es el de cointegración y es único en el caso de dos variables;
- 2) los polinomios $\phi_i(L)$ y $\Omega_i(L)$ no tienen raíces en el círculo de radio unitario;
- 3) al menos uno de los parámetros γ_i ($i = 1, 2$), conocidos como parámetros de velocidad del ajuste, no es nulo.

La elección de la cantidad óptima de rezagos en (3.15) puede establecerse de manera análoga a un VAR: seleccionar el orden k tal que se minimice el criterio de Akaike o el de Schwarz.

Engle y Granger (1987) demostraron que una vez que es estimado por MCO el vector de cointegración, los restantes parámetros del Mecanismo de Corrección del Error se

pueden estimar de manera consistente introduciendo los residuos de la regresión estática rezagada un periodo, z_{t-1} , en el MCE. De esta forma, en una segunda etapa del proceso de estimación y contraste de las relaciones de cointegración se estimaría el MCE introduciendo z_{t-1} en lugar del vector de cointegración. Ellos también demostraron que estos estimadores bietápicos tienen como distribuciones límite las resultantes de la estimación por máxima verosimilitud que utilice el auténtico valor del vector cointegrante.

Algunos problemas que plantea esta estimación son *i)* La primera etapa de la estimación no es eficiente al no considerar el resto de la información del modelo de MCE; *ii)* Sólo es posible estimar un vector de cointegración, a pesar de que el rango de cointegración sea mayor que uno, normalizando uno de los parámetros. Es decir, que en caso de plantear como variable dependiente una de las variables en la regresión estática, únicamente es posible estimar un vector de cointegración (que será el resultante de la combinación de los existentes); y *iii)* En términos generales no se pueden realizar contrastes sobre los parámetros estimados en la primera etapa, ya que siguen distribuciones desconocidas.

3.2.2 Pruebas de Cointegración

3.2.2.1 Prueba de Engle y Granger

Engle y Granger (1987) propusieron un método para probar cuando dos variables $I(1)$ están cointegradas de orden $CI(1,1)$, que consiste en los siguientes pasos: 1) Dado que la cointegración requiere que las variables sean integradas del mismo orden, se precisa determinar el orden de integración de cada una de las variables a través de las pruebas de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller aumentada, y/o Phillips-Perron para inferir el número de raíces unitarias en caso de que estén presentes en las series, 2) Estimar la relación de largo plazo:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + e_t$$

Se ha demostrado que si las variables están cointegradas, esta última regresión estimada por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) genera estimadores superconsistentes de los parámetros cointegrantes α y β que convergen más rápido que los Modelos de MCO con variables estacionarias, Stock (1987), y 3) Realizar pruebas de raíces unitarias a los

residuos o errores estimados $\hat{\varepsilon}_t$ de la anterior regresión, si en estos la hipótesis de raíz unitaria no se puede rechazar las series involucradas no cointegran, mientras que si tal hipótesis es rechazada ambas series cointegran y existe una relación de largo plazo entre las variables a lo largo del tiempo.

De esta manera, el método de Engle y Granger supone la existencia de un solo vector de cointegración y una correcta especificación del modelo en lo que se refiere a la causalidad de las variables, generalmente sugerida por la teoría económica.

Las críticas que se le han hecho a este procedimiento consisten en que *i*) La elección de la causalidad entre las variables puede ser totalmente arbitraria, y *ii*) La prueba de raíz unitaria se realiza sobre los residuos estimados, que provienen de una regresión previa, y no sobre los residuos poblacionales, los cuales son desconocidos, ya que los primeros generalmente tienden a ser estacionarios debido a que el MCO por el cual se efectúa la regresión minimiza las desviaciones existentes entre las variables.

3.2.2.2 Prueba de Johansen

Una prueba que evita algunas de las limitaciones de la prueba de Engle y Granger es la propuesta por Johansen. El procedimiento de Johansen provee una prueba de razón de máxima verosimilitud en términos de un vector autorregresivo (VAR) que puede incorporar diferentes dinámicas de corto y largo plazo de un sistema de variables económicas, su enfoque se basa sobre la técnica multivariada de correlaciones canónicas, Anderson (1984). Intuitivamente, el análisis de correlaciones canónicas es la búsqueda de una combinación lineal de un conjunto de variables tal que la correlación entre ellas es maximizada. Johansen muestra que la hipótesis de cointegración puede ser formulada como la hipótesis de rango reducido de una matriz de coeficientes de regresión, la cual puede ser estimada consistentemente a través de dos ecuaciones de regresión vectorial. Basándose en esas regresiones, la prueba de razón de verosimilitud para cointegración calcula las correlaciones canónicas cuadradas entre los residuales de la regresión, los cuales requieren el cálculo de los eigenvalores. Posteriormente, las inferencias sobre los parámetros cointegrantes bajo restricciones lineales pueden ser realizadas usando la distribución chi-cuadrada. Dos supuestos son considerados en este procedimiento: *i*) No hay causalidad entre las variables, y *ii*) Se establece que puede haber más de un vector de cointegración.

Para mostrar la prueba, considere un VAR general que se puede escribir como:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \Gamma_k X_{t-k} + v_t \quad (3.16)$$

donde X_t es un vector $n \times 1$ de series de tiempo, cada una de las Π_i es una matriz $n \times n$ de parámetros y v_t es un vector de ruido blanco gaussiano que se distribuye idéntica e independientemente con media cero y varianza finita. El sistema de ecuaciones de (3.16) puede ser reparametrizado en la forma de un MEC:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Gamma_k X_{t-k} + v_t \quad (3.17)$$

donde

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i, \quad i = 1, \dots, k. \quad (3.18)$$

Así Γ_k define la “solución en niveles” de largo plazo para (3.16), Cuthbertson (1992). Si X_t es un vector de variables $I(1)$, entonces los primeros $(k-1)$ de (3.17) son $I(0)$, pero el último elemento de esta ecuación es una combinación de variables $I(1)$. Para que este último término sea también $I(0)$, $\Gamma_k X_{t-k} \sim I(0)$, solamente hay dos posibilidades, es decir, que X_{t-k} contenga algún número de vectores cointegrantes o bien que Γ_k sea una matriz de ceros.

Si suponemos que hay una matriz β de orden $N \times r$ tal que

$$\beta' X_{t-k} \sim I(0) \quad (3.19)$$

dado que se ha supuesto que todos los elementos de X_t son $I(1)$, entonces las columnas de β deben formar vectores de parámetros cointegrantes para X_{t-k} y por tanto para X_t . Dado que sólo puede haber $(N-1)$ vectores cointegrantes, β debe tener r menor que N . De aquí es posible ver que si X_t es $I(1)$ pero los elementos no cointegran, β debe ser una matriz nula.

Ahora, considerando una matriz α , también de orden $N \times r$, tal que:

$$-\Gamma_k = \alpha\beta' \quad (3.20)$$

La técnica de Johansen se basa precisamente en la estimación de la factorización de (3.20).

De esta forma, la hipótesis de cointegración entre el tipo de cambio *spot*, s_t , y el tipo de cambio *forward* para k periodos, $f_{t,k}$, que es el caso que nos ocupa, de acuerdo con Johansen, es equivalente a la hipótesis que el rango de $\Gamma_k = 1$ en (3.17).

De esta forma, el uso de un VAR que contenga un vector de cointegración, como es el caso de (3.17), y su respectivo vector de ponderaciones, dadas por (3.20), permite resolver el problema de regresiones espurias y el sesgo en los estimadores y hace posible también analizar los supuestos de exogeneidad (Galindo, 1997, p. 105).

3.3 Causalidad y Exogeneidad

3.3.1 Concepto de Exogeneidad

La econometría estructural distingue como las variables endógenas aquellas que son explicadas por la estructura del modelo econométrico y el resto de las variables se consideran exógenas (Charemza y Deadman, 1992). En el enfoque moderno, una variable exógena es aquella que se determina por fuera del sistema analizado sin que ello implique perder información relevante respecto del modelo construido (Hendry, 1995; y Engle, Hendry y Richard, 1983). Esta definición depende entonces crucialmente de los parámetros de interés y de los propósitos del modelo a consideración (Galindo, 1997).

Así, asumiendo que una matriz X_t particionada en dos variables (Y_t, Z_t) representa un fenómeno de interés, el proceso generador de datos (DGP) se representa por una función que transforma un conjunto de variables, condicionadas a un determinado conjunto de información, en un modelo que determina las variables endógenas en función de las variables exógenas y margina a las variables no relevantes (Charemza y Deadman, 1992), (Ericsson, 1992) y (Galindo, 1997) tal como:

$$D(x_t | X_{t-1}; \theta) = D_1(y_t | Y_{t-1}, Z_t; \lambda_1) \cdot D_2(z_t | Y_{t-1}, Z_t; \lambda_2) \quad (3.21)$$

donde $D(\bullet|\bullet)$ es la función de densidad conjunta, $D_1(\bullet|\bullet)$ es la función de densidad condicional para Y_t dado Z_t , y $D_2(\bullet|\bullet)$ es la función de densidad marginal de Z_t . La variable Y_t es el subconjunto de variables incluidas en el modelo econométrico final y Z_t son las variables marginadas del modelo. θ es el conjunto de parámetros de la distribución conjunta, λ_1 es el conjunto de parámetros del modelo condicional y λ_2 es el conjunto de parámetros del modelo marginal.

Esta última ecuación representa el marco conceptual para analizar las condiciones de exogeneidad.

3.3.2 Exogeneidad Débil

La variable Z_t es débilmente exógena, sobre el periodo de análisis, para los parámetros de interés φ si y sólo si, existe una reparametrización de θ tal que $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ y se cumple:

- a) Los parámetros de interés φ son una función de los parámetros del modelo condicional λ_1 .
- b) Los parámetros en el modelo condicional (λ_1) y los del modelo marginal (λ_2) poseen variación libre, esto es, que no existe ninguna restricción conjunta.

Así, la exogeneidad débil se presenta cuando λ_1 se modela sola sin incluir información sobre λ_2 , en virtud a que no posee información adicional relevante para determinar los rangos de los valores de los coeficientes de λ_1 . En este sentido, la estimación y análisis del modelo econométrico puede realizarse utilizando únicamente el modelo de probabilidad condicional descartando la función marginal. El cumplimiento de la condición de exogeneidad débil permite realizar inferencias estadísticas válidas sobre los parámetros de interés, Ericsson (1992) y Galindo (1997).

En el contexto de la cointegración, con base en el procedimiento de Johansen, es posible probar exogeneidad débil. De la ecuación (MCE), asumiendo que los parámetros de interés están representados por la matriz de largo plazo que es β , entonces la exogeneidad débil de Z_t para α y β se formula como:

$$H_0 : \alpha_z = 0 \quad (3.22)$$

La hipótesis nula es una restricción lineal en α , Johansen y Juselius (1990) y Johansen (1992), cuyo estadístico se distribuye como una χ^2 :

$$T \sum_i^r \ln \left[\frac{(1-\gamma_1)}{1-\gamma_2} \right] \approx \chi^2(rp) \quad (3.23)$$

Donde γ_1 es la raíz característica del VAR con restricciones y γ_2 es la raíz característica del VAR sin restricciones, r es el número de vectores de cointegración, p el número de parámetros y T el número de datos (Johansen, 1992).

3.3.3 Exogeneidad Fuerte

La exogeneidad fuerte se define como la suma de la exogeneidad débil más la presencia de la no causalidad en el sentido de Granger. El cumplimiento de esta condición permite realizar proyecciones y pronóstico de las series correspondientes basados en modelos válidos de probabilidad condicional (Galindo, 1997).

A partir de las condiciones establecidas, Z_t es fuertemente exógena con respecto a Y_t , además de los dos incisos anteriores de exogeneidad débil, si se cumple que: Y_{t-1} no causa en el sentido de Granger a Z_t , (Charemza y Deadman, 1992).

La no causalidad en el sentido de Granger se define para el caso de dos variables X y Y , de la siguiente forma. X no causa en el sentido de Granger a Y (denotada por $X \rightarrow Y$) si el valor presente de Y no puede ser pronosticado con precisión utilizando los valores pasados de X (Charemza y Deadman, 1992).

De la ecuación (3.21), se deriva que $D_2(z_t | Y_{t-1}, Z_{t-1}; \lambda_2) = D_2(z_t | Z_{t-1}; \lambda_2)$; esto es, que se excluye a Y_{t-1} del conjunto de variables que explican a z_t .

La prueba de exogeneidad fuerte se puede realizar utilizando el modelo de vectores autorregresivos (VAR's). En el caso de las variables Y_t y Z_t , asumiendo un solo vector de cointegración, el modelo en su forma más simple se representa por medio del siguiente sistema (Galindo, 1997):

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \alpha_{11}[y_{t-1} - \delta_1 z_{t-1}] + \alpha_{12} \Delta y_{t-1} + \alpha_{13} \Delta z_{t-1} + e_{1t} \\ \Delta z_t &= \alpha_{21}[y_{t-1} - \delta_1 z_{t-1}] + \alpha_{22} \Delta y_{t-1} + \alpha_{23} \Delta z_{t-1} + e_{2t}\end{aligned}$$

La prueba consiste en analizar si los siguientes coeficientes son estadísticamente significativos:

$$\alpha_{13} = 0 \text{ ó } \alpha_{22} = 0.$$

De esta manera, se cuenta con un criterio objetivo con el cual es posible probar si la especificación de modelos uniecuacionales tales como los planteados en (2.7) o (2.9) tienen la causalidad correcta³. Por tanto, es posible verificar si el tipo de cambio *forward* y/o futuro rezagado(s) explican al tipo de cambio *spot*, o bien si ocurre lo contrario.

³ En el análisis de regresión se asume que la(s) variables explicativas o independientes van del lado derecho, mientras que la variable explicada o dependiente se ubica del lado izquierdo de la ecuación.

4.1 Resultado de las Pruebas de Eficiencia Aplicadas a los Futuros del CME

Dado que se cuenta con pocas observaciones sobre los futuros del CME del actual periodo de operación, debido a que únicamente se tienen observaciones cuatrimestrales debido a que el mercado de futuros del peso tiene 4 fechas de vencimiento al año¹, a pesar de que la muestra comprende varios años, de junio de 1995 a marzo de 2004, se optó por aplicar las pruebas de la econometría estructural a este conjunto de datos.

Las estimaciones de la ecuación (2.7) con los datos de los futuros a 1 y 3 meses, para el periodo que va de 1996 al primer trimestre de 2004², por medio del método de MCO se resumen en la tabla 4.1:

Tabla 4.1 Vectores Cointegrantes para $s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{t,k} + u_t$; $f = \text{Futuro..}$

Plazo	β_0	Valor-p	β_1	Valor-p	DW	R ²	RSS
k = 3	0.0966	[0.627]	0.9473	[0.000] **	1.84	0.80	0.07919
k = 1	0.0111	[0.910]	0.9931	[0.000] **	1.56	0.94	0.02447

Nota: Estimaciones realizadas en PcGive 10.1.

En el caso de los futuros a tres meses los valores estimados del vector cointegrante se alejan más de los valores teóricos esperados en comparación con los obtenidos de la estimación con los futuros a un mes. El valor del intercepto es mayor en los futuros a 3 meses, pero a decir del *valor-p* correspondiente resultó ser no significativo en ambos plazos. Ambas ecuaciones no tienen problemas de autocorrelación, de heterocedasticidad, ni de especificación, por lo que a pesar de tener pocas observaciones (33 y 32 en los futuros a uno y tres meses respectivamente) se pueden realizar inferencias estadísticas válidas. Sin embargo, la ecuación estimada con los futuros a un mes presenta problemas de normalidad de los residuos. (Ver Anexo C).

Con el fin de averiguar si estos valores difieren significativamente de los valores impuestos por la Hipótesis de Insensamiento, se efectuó la Prueba de Wald sobre las

¹ A partir de Enero del 2003 los vencimientos de los contratos son mensuales.

² Se excluyen los valores correspondientes a 1995, ya que los futuros de ambos contratos, presentan considerable discrepancia atribuible a las expectativas de los agentes después de la devaluación de fines de 1994.

restricciones de forma conjunta sobre estos parámetros, los resultados se muestran en la tabla 4.2:

Tabla 4.2. Prueba de Wald para el Ajuste a Largo Plazo $H_0 : \beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$

<i>Plazo</i>	$\chi^2(2)=$	<i>valor - p</i>
$k = 3$	6.2780	[0.0433] *
$k = 1$	0.7805	[0.6769]

Nota: Estimaciones realizadas en PcGive 10.1.

Como se puede ver, la prueba de ajuste de largo plazo de Wald se rechaza al 5% pero no al 1% de significancia en los futuros a 3 meses, mientras que en el caso de los futuros a un mes no se puede rechazar de forma contundente la restricción impuesta a los parámetros por la condición de insesgamiento. Por lo que a decir de estas pruebas, el mercado de futuros a 1 mes del CME a partir de 1996 ha operado de manera eficiente, este resultado es similar al encontrado por Galindo y Perrotini (1996) para el periodo de operación de este mercado que va de 1978 a 85, de acuerdo con ellos estos resultados sugieren la existencia de una prima de riesgo variable en tanto se rechazan las restricciones de los parámetros en la medida en que se incrementa el plazo del contrato, i.e. para los futuros a 3 meses.

Es necesario enfatizar que cuando no se excluyen los datos de los futuros correspondientes a 1995 de las estimaciones de (2.7) para ambos plazos de los contratos, los resultados se distorsionan notablemente, y en consecuencia los parámetros estimados se alejan considerablemente de los valores teóricos esperados. Sin embargo, su exclusión se justifica por el exacerbado periodo de volatilidad que experimentó este mercado una vez que reinició operaciones en 1995 a raíz de la debacle cambiara que sufrió nuestro país en diciembre de 1994. La elección de la muestra puede ser irrelevante si se considera el hecho de que estamos interesados en probar si en el periodo posterior a la libre flotación del tipo de cambio el mercado de futuros de estos dos plazos ha mostrado signos de eficiencia y no necesariamente de manera inmediata a la devaluación.

Otra forma de corroborar los resultados anteriores consiste en probar la hipótesis de la inexistencia de la prima de riesgo para los contratos de los futuros a 1 y 3 meses, la cual consiste en estimar la ecuación planteada en (2.15). Las estimaciones de esta ecuación se presentan en la tabla 4.3:

Tabla 4.3 Prueba de la No-Existencia de la Prima de Riesgo en los Futuros

a 1 y 3 Meses $s_t - f_{t-1} = \alpha + \beta(s_{t-1} - f_{t-1}) + \varepsilon_t$; $f = \text{Futuro..}$

Plazo	α	Valor-p	β	Valor-p	DW	R ²	RSS
k = 3	0.0238	[0.121]	1.3687	[0.001] **	2.18	0.30	0.05619
k = 1	0.0146	[0.129]	1.5898	[0.028] *	1.46	0.15	0.02091

Nota: Estimaciones realizadas en PcGive 10.1.

Ciertamente los coeficientes estimados de α y β difieren de 0 y 1, respectivamente. Contrariamente a lo que se espera, destaca el hecho de que para los futuros a 3 meses el coeficiente de la pendiente es menor que el de los futuros a un mes, mientras que las estimaciones de α se encuentran más acorde a lo esperado ya que es mayor a medida que el plazo del futuro aumenta, sin embargo, estos últimos no son estadísticamente significativos.

De forma análoga al procedimiento anterior, se prueba la hipótesis nula que el intercepto es igual a cero y el coeficiente de la pendiente es igual a 1, es decir: $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$ de forma conjunta a través de la prueba de Wald. Los resultados de esta prueba se muestran en la tabla 4.4:

Tabla 4.4. Prueba de Wald para el Ajuste a Largo Plazo $H_0 : \alpha = 0$ y $\beta = 1$

Plazo	$\chi^2(2) =$	valor - p
k = 3	3.1776	[0.2042]
k = 1	3.5493	[0.1695]

Nota: Estimaciones realizadas en PcGive 10.1.

En ningún caso se pudo rechazar la Hipótesis de Inesgamiento en las estimaciones de (2.15). Una condición adicional que requiere la prueba de la inexistencia de la prima de riesgo como prueba válida de eficiencia es que las estimaciones de esta ecuación no presenten problemas de autocorrelación, lo cual es precisamente el caso ni tampoco presentan problemas de heterocedasticidad, ni de especificación. Sólo que al igual que la estimación anterior, la ecuación de los futuros a 1 mes no pasa la prueba de normalidad de los errores.

Un aspecto que queda pendiente de abordar es la cuestión de si los mercados de futuros han generado mayor volatilidad en los mercados cambiarios. Lamentablemente, como ya hemos apuntado, debido a que contamos con un reducido número de observaciones no podemos realizar pruebas de cointegración ni de exogeneidad sobre estos datos, lo cual podría arrojar luz sobre esta polémica.

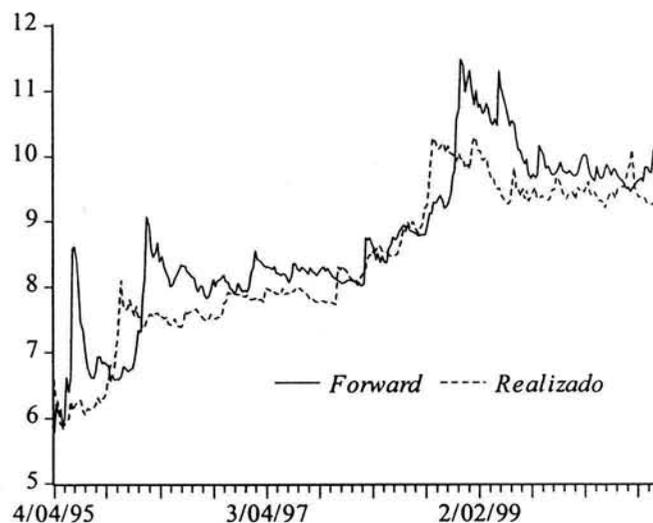
4.2 Pruebas de Eficiencia con los Forwards

4.2.1 Valuación de los Forwards

Se construyeron las tasas *forward*, a uno y tres meses, utilizando la paridad cubierta de tasas de interés, ecuación (2.1), a partir de datos semanales empleando el tipo de cambio *fix* que publica el Banco de México y tomando como tasas de interés libres de riesgo domesticas a los *cetes* a 28 y a 90 días, que publica la misma institución, y para las tasas de interés externas se utilizaron los *treasury bills* del mercado secundario a 4 semanas (*tbsm4w*) y las tasas de interés aceptadas promedio de la oferta de los pagarés a 13 semanas (*tbaa3m*), estas últimas se publican en el Boletín de la Reserva Federal. Ambas series de *forwards* se valoraron los días jueves, fecha en que se publican las subastas de *cetes*. Cabe aclarar que en el caso de los *forwards* a 3 meses, se tomó la *tbaa3m* que se publica los martes de la misma semana. De esta forma resultaron las siguientes series de *forwards* $f_t, f_{t+7}, f_{t+14}, \dots$, a uno y tres meses, las cuales se compararon con los tipos de cambio *spot* a un mes $s_{t+30}, s_{t+7+30}, s_{t+14+30}, \dots$ y a tres meses $s_{t+90}, s_{t+7+90}, s_{t+14+90}, \dots$ de la fecha de valuación de los *forwards*. La evolución de los *forwards* a tres meses, estimados de acuerdo con el método antes descrito, se presenta en la gráfica 4.1:

Gráfica 4.1

Tipos de Cambio Forward a Tres Meses y Spot Realizado en el Futuro



En dicha gráfica se puede observar que en la mayoría de las observaciones el tipo de cambio *forward* se encuentra por arriba del tipo de cambio *spot*, lo cual es más notable en el tipo de cambio *forward* a tres meses, por esta razón consideramos es que se argumenta que el tipo de cambio *forward* ha sobreestimado de manera persistente al tipo de cambio al contado. Sólo en intervalos de tiempo breves el tipo de cambio *forward* se encuentra por abajo del tipo de cambio *spot* realizado.

Los anteriores datos tienen el inconveniente, con fines del análisis econométrico, de ser muestras de datos traslapados. El traslape consiste en que el periodo de vencimiento del contrato (por ejemplo de tres meses) es superior al de la obtención de datos (semanal). En este caso la correlación se presenta, porque ante nueva información es posible hacer un nuevo contrato antes del vencimiento del último contrato hecho, Martínez (1996).

Aunado al problema anterior se tiene que el periodo del cual se dispone la información de treasury bills a 4 semanas para el cálculo de los *forwards* a un mes es relativamente corto de Agosto de 2001 a Diciembre de 2003, únicamente de dos años. Por estas razones, se optó por realizar una estimación adicional para los contratos a un mes utilizando los certificados de depósito promedio mensuales como una aproximación a la tasa de interés libre de riesgo de los Estados Unidos y los Cetes promedio mensuales para el periodo de interés, en el cual el tipo de cambio peso-dólar empezó a flotar, que comprende de Enero de 1995 a Febrero de 2004.

El conjunto de datos construidos con esta última información minimiza el sesgo en muestras debido a consideraciones institucionales; específicamente, siguiendo la descripción de Breuer and Wohar (1996), los datos de compra y venta se hicieron corresponder a un ciclo a lo largo del periodo comprendido. Estos autores muestran que este procedimiento minimiza tanto el problema del traslape como el problema del incumplimiento del fin de periodo. El conjunto de datos fue construido primero seleccionando una fecha de compra del contrato *forward*, generalmente el primer día de cada mes, tomando de esta fecha el tipo de cambio *spot* para la valuación y las tasas de interés promedio de cada mes de ambos países y confrontando su resultado con el tipo de cambio *spot* realizado 30 días después de la fecha de compra del contrato. Así, las fechas de compra de *forwards* subsecuentes se eligieron a ser un día laboral después de los 30 días del contrato anterior. De esta forma, se cumple un ciclo de fechas del contrato *forward*. A este conjunto de datos nos referiremos en lo sucesivo como “datos sin traslape” para distinguirlos de los anteriores. Este enfoque generó 110 observaciones, todas expresadas como pesos por dólar, las cuales se presentan en la gráfica 4.2:

Gráfica 4.2

**Tipo de Cambio Forward a Un Mes y Spot Realizado en el Futuro
(Datos sin Traslape)**



4.2.2 Análisis de Integración

Las pruebas de raíces unitarias Dickey Fuller Aumentada (ADF) muestran que el tipo de cambio al contado y el tipo de cambio *forward* a un mes en logaritmos, con excepción del tipo de cambio *forward* a tres meses, de las muestras con datos no traslapados, son procesos no estacionarios de orden $I(1)$ como puede verse en la tabla 4.5.

Tabla 4.5. Pruebas Dickey-Fuller Aumentada para las series de Tipo de Cambio Spot y Forward

Muestras con Datos Traslapados					
<i>Serie</i>	t_{01}	$t_{\gamma 1}$	<i>Rezagos</i>	5 %	1 %
s_{t+3}	-1.798	-	0	-2.872	-3.455
	-2.622	2.348	4	-2.872	-3.455
f_{t+3}	-3.546 **	-	0	-2.872	-3.455
	-4.349 **	-0.428	4	-2.872	-3.455
s_{t+1}	-2.420	-	0	-2.885	-3.485
	-2.885	0.462	4	-2.886	-3.486
f_{t+1}	-2.532	-	0	-2.885	-3.485
	-2.393	0.437	4	-2.886	-3.486
Muestras con Datos sin Traslapar					
s_{t+1}	-3.012	-	0	-3.451	-4.044
	-2.645	0.038	4	-3.453	-4.048
f_{t+1}	-3.908 *	-	0	-3.451	-4.044
	-2.846	0.175	4	-3.453	-4.048

Nota: t_{01} representa el *t-estadístico* de la prueba Dickey-Fuller, $t_{\gamma 1}$ el *t-estadístico* del último rezago. Pruebas realizadas en PcGive 10.1.

Estos resultados sugieren la necesidad de utilizar series que se cointegren para obtener estimadores insesgados y resolver el problema de las regresiones espurias.

Las pruebas de raíces unitarias para el caso de los logaritmos del tipo de cambio al contado y el tipo de cambio *forward* a un mes con los datos sin traslape se presentan en la parte inferior de la misma tabla. En este último caso, los logaritmos de ambas variables muestran evidencia de tener raíz unitaria con excepción del tipo de cambio *forward*, el cual no pasa la prueba al nivel de significancia del 5% pero sí al 1%.

4.2.3 Resultado de las pruebas de Cointegración

4.2.3.1 La Prueba Estándar

Empecemos por aplicar la prueba convencionalmente empleada para probar eficiencia del mercado. De acuerdo con Kellard, Newbold y Rayner (2001) esta consiste en averiguar si el tipo de cambio *spot* y el tipo de cambio *forward* desfasado, $(s_t, f_{t,k})$, cointegran con el vector (1,1) y en estimar el nivel de integración del diferencial de tasas de interés.

La técnica para probar cointegración entre s_t y $f_{t,k}$ fue llevada a cabo empleando el método de Johansen. Como apuntamos en la sección 3.2.2, la técnica prueba el rango de Γ_k , la matriz de parámetros asociada al vector de rezagos en los niveles de las variables. La longitud de los rezagos fue elegida de acuerdo al Criterio Informativo de Schwarz.

En este caso específico $X_t = (s_t, f_{t,k})$, para $k=1$ y $k=3$, tal que Γ_k tiene un rango máximo de 2. Empleando los estadísticos del máximo eigenvalor y de la traza, la técnica prueba de forma secuencial para $p=0$ y $p \leq 1$. La tabla 4.6 presenta los resultados de la prueba de cointegración de la aplicación del método de Johansen, asumiendo que las ecuaciones de cointegración sólo incluyen término independiente:

Tabla 4.6 Prueba del Rango de Cointegración de: $X_t = (s_{t+k}, f_{t,k})$

Muestras con Datos Traslapados						
		Prueba de la Traza		Prueba del Máximo Eigenvalor		
<i>Plazo</i>	$H_0 : \text{rango} = p$	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$	[Prob]	$-T \sum \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$	[Prob]	<i>Rezagos</i>
$k=3$	$p=0$	28.33	[0.002]**	23.48	[0.002]**	1
	$p \leq 1$	4.85	[0.310]	4.85	[0.310]	
$k=1$	$p=0$	229.75	[0.000]**	227.86	[0.002]**	4
	$p \leq 1$	1.89	[0.795]	1.89	[0.794]	
Muestras con Datos sin Traslapar						
$k=1$	$p=0$	102.33	[0.000]**	93.66	[0.000]**	1
	$p \leq 1$	8.67	[0.062]	8.67	[0.062]	

Notas: ** Indica el rechazo de la hipótesis nula al 1% de significancia. La prueba se realizó en el paquete PcGive 10.

Como se puede apreciar, en las series del tipo de cambio *forward* y *spot* de los datos traslapados (en ambos plazos), y sin traslape se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, $p=0$, al nivel de significancia del 1%. Por lo tanto, los estadísticos no pueden rechazar la hipótesis nula de rango reducido ($p \leq 1$) y la cointegración entre las series del tipo de cambio *forward* y el tipo de cambio *spot*, en ambos plazos y para ambos tipos de datos, es unánimemente aceptada. Cabe aclarar que los resultados no se modificaron al especificar una mayor cantidad de rezagos en la prueba en el caso de los *forwards* a tres meses.

La tabla 4.7 despliega los vectores cointegrantes estandarizados estimados de acuerdo al método de Johansen:

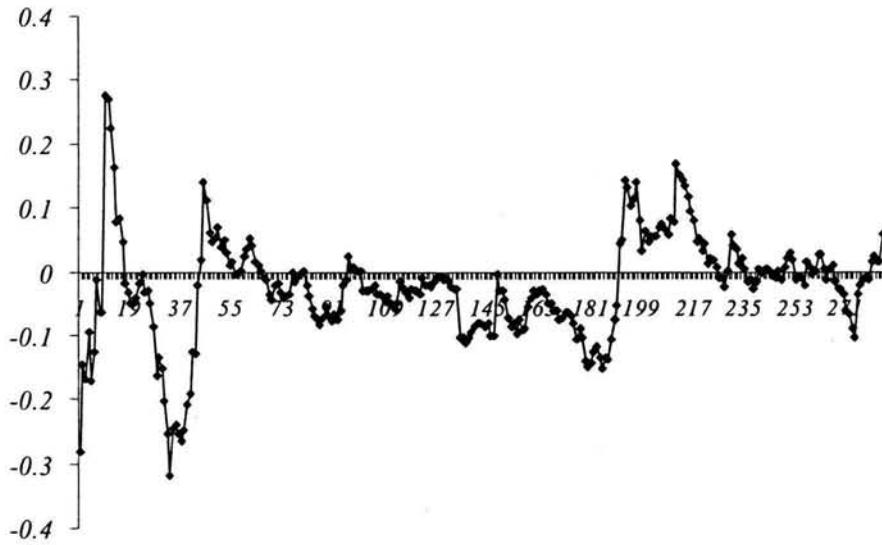
Tabla 4.7
Vectores Cointegrantes Estandarizados para $X_t = (s_{t+k}, f_{t,k})$

Muestras con Datos Traslapados				
<i>Plazo</i>	s_{t+k}	$f_{t,k}$	<i>Intercepto</i>	<i>Rezagos</i>
$k=3$	1.00	-1.2200	0.53704	1
$k=1$	1.00	-0.9975	-0.00147	4
Muestras con Datos sin Traslapar				
$k=1$	1.00	-1.0599	0.14361	2

La *segunda prueba* estriba en averiguar si u_{t+k} en (2.7) es ruido blanco. (residuos de las ecuaciones planteadas en la tabla (4.5)). Los residuales de estas ecuaciones se presentan gráficamente en las gráficas 4.3 y 4.4 para los datos traslapados y en la gráfica 4.5 para los datos sin traslape:

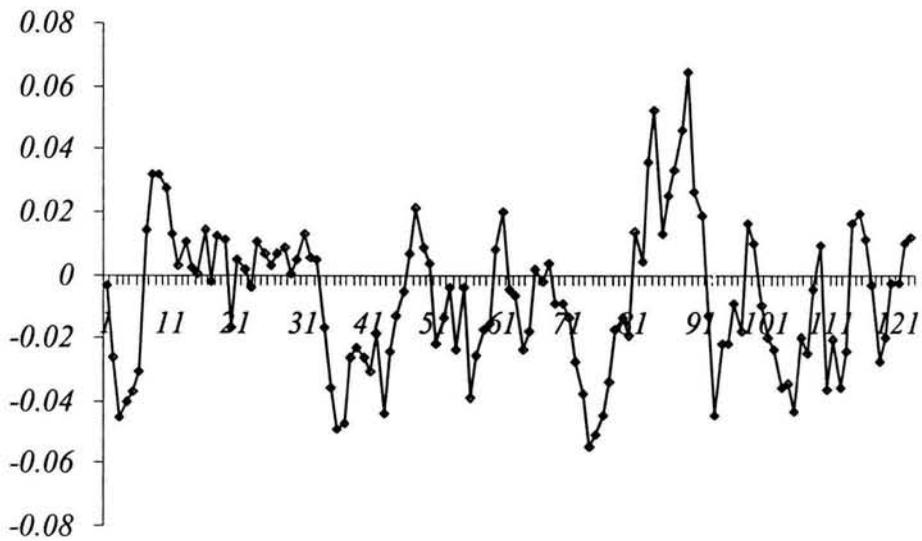
Gráfica 4.3

Residuales de la Ecuación Cointegrante con $k=3$



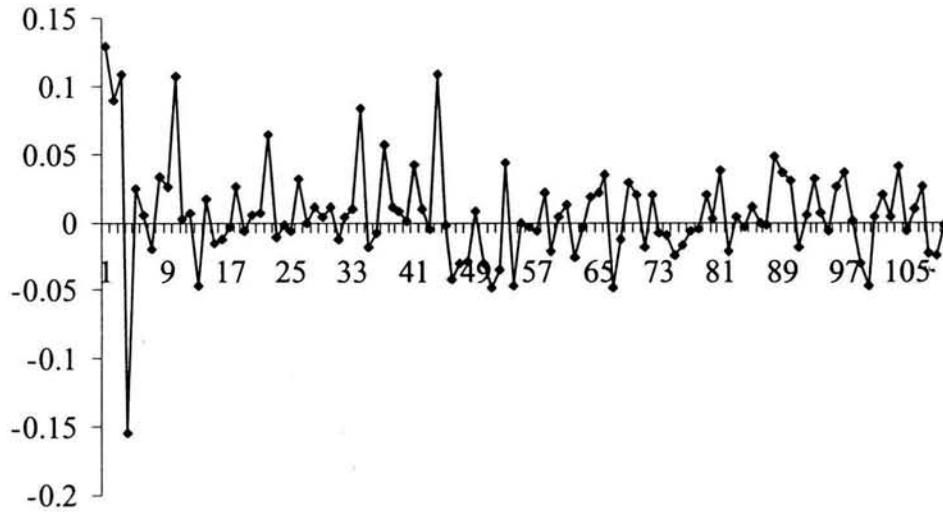
Gráfica 4.4

Residuales de la Ecuación Cointegrante, con $k=1$



Gráfica 4.5

**Residuales de la Ecuación Cointegrante, con $k=1$,
(Datos sin Tralape)**



Las pruebas ADF realizadas sobre los residuos de las ecuaciones cointegrantes, estimadas por el método de Johansen, confirman el carácter estacionario de los residuos, como se puede ver en la tabla 4.8.

Tabla 4.8. Pruebas Dickey-Fuller Aumentada para los Residuos de las Ecuaciones Cointegrantes

Muestra con Datos Traslapados					
<i>Plazo</i>	t_{a1}	$t_{\gamma 1}$	<i>Rezagos</i>	5 %	1 %
$k = 3$	-4.410 **	-	0	-2.872	3.455
	-4.964 **	1.3056	4	-2.872	3.455
$k = 1$	-4.003 **	-	0	-1.943	-2.583
	-3.163 **	-4.0163	4	-1.943	-2.583
Muestra con Datos sin Traslape					
$k = 1$	-10.790 **	-	0	-2.888	-3.491
	-4.667 **	0.2701	4	-2.889	-3.493

Notas: La prueba donde $k=3$ de los datos traslapados y $k=1$ de los datos sin tralape, se especificó incluyendo una constante. La prueba donde $k=1$ de los datos traslapados, se realizó sin constante ni intercepto.

La tabla 4.7 muestra que en el caso de los *forwards* a un mes estos tienen un vector cointegrante que se aproxima a $X_t = (s_{t+k}, f_{t,k}) = (1, -1)$, para ambos tipos de datos, mientras que en el caso de los datos con $k = 3$, el intercepto es notablemente distinto de cero. Con el fin de averiguar si estas diferencias son estadísticamente significativas se realizó la prueba *LR* restringiendo los valores del vector cointegrante. Los resultados se presentan en la siguiente tabla:

Tabla 4.9. Prueba LR de las restricciones: $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$ en (2.7).

Muestras con Datos Traslapados		
<i>Plazo</i>	$\chi^2(2) =$	<i>valor - p</i>
$k = 3$	11.574	[0.0031] **
$k = 1$	51.624	[0.0000] **
Muestras con Datos sin Traslapar		
$k = 1$	65.065	[0.0000] **

Como se puede ver en la tabla 4.9, no hay ninguna evidencia que soporte la hipótesis de que el intercepto sea igual a cero y el coeficiente de la pendiente sea igual a uno en las estimaciones de (2.7) por el método de Johansen, en todos los casos la prueba se rechaza tanto al 5 como al 1% de significancia. A pesar de que ambas variables, el tipo de cambio *spot* y el tipo de cambio *forward*, cointegran no cumplen con la condición de eficiencia fuerte que le impone a los parámetros del vector cointegrante, $X_t = (s_{t+k}, f_{t,k})$, la restricción de que sus valores sea iguales a $(1, -1)$.

Aún más, cuando se realizó la prueba añadiendo la condición de exogeneidad débil, a las restricciones anteriores sobre el vector cointegrante, en ningún caso se aceptó la hipótesis de que el tipo de cambio *forward* sea exógenamente débil con respecto al tipo de cambio *spot*³. Conforme a estas circunstancias, de acuerdo con Galindo y Perrotini (1996) es válido utilizar el análisis uniecuacional, ya sea a través de (2.7) o de (2.9), para evaluar la hipótesis de los mercados eficientes para los datos de los *forwards*. Los resultados se muestran en la tabla 4.10:

³ Pruebas no reportadas en el texto ni en el apéndice.

Tabla 4.10. Prueba de Exogeneidad Débil : $\alpha_{20} = 0$ en (2.11).

Muestras con Datos Traslapados		
<i>Plazo</i>	$\chi^2(1) =$	<i>valor - p</i>
$k = 3$	18.611	[0.0000] **
$k = 1$	225.44	[0.0000] **
Muestras con Datos sin Traslapar		
$k = 1$	84.047	[0.0000] **

Por el contrario, los resultados sugieren que es el tipo de cambio *spot* la variable que es exógena débil con respecto al tipo de cambio *forward*; es decir que la variable dependiente, en todo caso, debe ser el tipo de cambio *forward*, lo cual no tiene ninguna relevancia teórica ni empírica dado que lo que se conoce *ex ante* es esté último. Este hallazgo es similar a lo encontrado por Karlsson and Röhl (2002) para los contratos *forward* a 1, 3, 6 y 12 meses para el Swedish kronor por Dólar, y opuesto a lo que encontraron Galindo y Perrotini para el caso de los Futuros del Dólar en México en el periodo 1978-85.

En suma, los resultados de las pruebas convencionalmente empleadas para probar insesgamiento del tipo de cambio *forward* conducen a un rechazo de la hipótesis de los mercados eficientes en ambos plazos, 1 y 3 meses, y para ambos conjuntos de datos, con y sin traslape, por lo que dan cuenta de que este tipo de mercado no operó bajo condiciones de eficiencia informativa en el periodo bajo estudio, el cual se remite al abandono de un tipo de cambio semifijo y la adopción de un tipo de cambio flotante como se argumentó en la última sección del capítulo I. Nuestros resultados corroboran de alguna forma las conclusiones a las que arriban Galindo y Perrotini (1996), quienes sostienen que los futuros del dólar para el periodo 1978-85 fungieron como estimadores sesgados del valor futuro del mercado al contado presumiblemente atribuido a la existencia de una prima de riesgo variable, y por Garduño (1996), en el caso de los *forwards* en el periodo de 1991-1994, quién además de rechazar lo que él denomina la Hipótesis de la Eficiencia Insesgada señala que en la medida en que está Hipótesis es una prueba conjunta, de expectativas racionales y no premio al riesgo, no es posible separar tales pruebas, por lo cual no se puede determinar si el rechazo se debe a la presencia de un premio al riesgo que incorporan los participantes en este mercado, a errores de expectativa o ambos.

Por el contrario, Kellard, Newbold y Rayner (2001) destacan que la gran mayoría de estudios recientes sobre eficiencia, en economías que operan bajo regímenes cambiarios flexibles, encuentran que el vector cointegrante de $X_t = (s_{t+k}, f_{t,k})$ tiende a ser (1,1) y por tanto concluyen que los tipos de cambio de los mercados de tipos de cambio a plazo son insesgados. Sin embargo la mayoría de ellas no realiza la estimación de los parámetros por el método de Johansen, no pudiendo por tanto reportar las pruebas *LR* que se han empleado recientemente para realizar una prueba conjunta que es más eficiente sobre estos estimadores. De hecho, nuestras estimaciones de la pendiente se encuentran dentro del rango de estimaciones que se han efectuado para diversos estudios en otros países como se puede apreciar en la tabla 4.11. Adicionalmente, en dicha tabla, se puede apreciar que ambos tipos de cambio cointegran para los estudios en los cuales se realizó dicha prueba.

Tabla 4.11 Resumen de los Vectores Cointegrantes para los Mercados de Tipos de Cambio

Estudio	Divisa	Muestra	Frecuencia	Contrato	β	CI
Frenkel (1981)	UK	73.06-79.07	Mensual	<i>f</i>	-0.956	?
	Alemania			<i>f</i>	-0.971	?
	Francia			<i>f</i>	-0.843	?
Longworth (1981)	Canada	70.07-78.12	Mensual	<i>f</i>	-1.023	?
		71.01-78.12		<i>f</i>	-1.023	?
		71.01-72.12		<i>f</i>	-0.922	?
		73.01-74.12		<i>f</i>	-0.877	?
		75.01-76.12		<i>f</i>	-0.729	?
		77.01-78.12		<i>f</i>	-0.960	?
		71.01-76.10		<i>f</i>	-0.923	?
Baillie, Lippens y McMahon (1983)	UK	73.06-80.04	Cuatro Semanas	<i>f</i>	-0.956	?
	Alemania			<i>f</i>	-0.968	?
	Francia			<i>f</i>	-0.884	?
Edwards (1983)	UK	73.07-79.09	Mensual	<i>f</i>	-0.953	?
	Alemania	73.07-79.09		<i>f</i>	-0.971	?
	Francia	73.07-78.12		<i>f</i>	-0.830	?
	Italia	73.07-78.12		<i>f</i>	-0.949	?
Baillie y Bollerslev (1989)	UK	80.03-85.01	Diaria	<i>f</i>	-1.011	SÍ
	Alemania			<i>f</i>	-0.980	SÍ
	Francia			<i>f</i>	-0.985	SÍ
	Italia			<i>f</i>	-0.989	SÍ
	Suiza			<i>f</i>	-0.976	SÍ
	Japón			<i>f</i>	-0.848	SÍ
	Canadá			<i>f</i>	-0.960	SÍ
Hakkio y Rush (1989)	UK	75.07-86.10	Mensual	<i>f</i>	-0.990	SÍ
	Alemania			<i>f</i>	-0.970	SÍ
Barnhart y Szakmary (1991)	UK	74.01-88.11	Mensual	<i>f</i>	-0.998	SÍ
	Alemania			<i>f</i>	-0.975	SÍ
	Japón			<i>f</i>	-0.991	SÍ
	Canadá			<i>f</i>	-0.987	SÍ
Copeland (1991)	UK	1979-1990	Diaria	<i>f</i>	-0.999	SÍ
	Alemania			<i>f</i>	-0.998	SÍ
	Francia			<i>f</i>	-0.996	SÍ
	Japón			<i>f</i>	-0.997	SÍ
	Suiza			<i>f</i>	-1.001	SÍ
Laí y Laí (1991)	UK	73.07-89.12	Mensual	<i>f</i>	-1.002	SÍ
	Alemania			<i>f</i>	-0.998	SÍ
	Suiza			<i>f</i>	-0.997	SÍ
	Japón			<i>f</i>	-0.994	SÍ
	Canadá			<i>f</i>	-1.001	SÍ
Kroner y Sultan (1993)	UK	85.02-90.02	Semanal	F	-0.993	SÍ
	Alemania			F	-1.000	SÍ
	Suiza			F	-1.000	SÍ
	Japón			F	-0.994	SÍ
	Canadá			F	-1.010	SÍ

Notas: La columna denominada "contrato" señala una *f* si se trata de tipo de cambio *forward* y una F si el estudio se llevó a cabo con precios de Futuros; La columna rotulada con β proporciona el segundo elemento estimado del vector de cointegración $X_t = (s_{t+k}, f_{t,k})$; y la columna denominada "CI" presenta SÍ si se encontró evidencia de cointegración, una N si está fue rechazada, y un ? si no se realizó esta prueba.

Fuente: Tomado de Brenner and Kroner (1995, Tabla 2, Pág. 32).

4.2.3.2 Resultados de la Especificación Alternativa

Con el fin de probar la hipótesis propuesta por Brenner y Kroner (1995), expuesta en la sección (2.5), de que la especificación correcta de la prueba de eficiencia sobre los *forwards* del tipo de cambio es (2.19) para nuestro conjunto de datos, se realizó la prueba de Dickey-Fuller Aumentada al diferencial de tasas de interés. La tabla 4.12 muestra los resultados de las pruebas de raíces unitarias:

Tabla 4.12. Pruebas Dickey-Fuller Aumentada para el Diferencial de Tasas de Interés

<i>Muestra con Datos Traslapados</i>					
<i>Plazo</i>	$t_{\alpha 1}$	$t_{\gamma 1}$	<i>Rezagos</i>	5 %	1 %
$k = 3$	-2.816	-	0	-2.87	-3.46
	-3.896 **	-2.664	4	-2.87	-3.46
$k = 1$	-2.393	-	0	-2.89	-3.49
	-2.459	-0.689	4	-2.89	-3.49
<i>Muestra con Datos sin Traslape</i>					
$k = 1$	-3.143	-	0	-3.451	-4.044
	-3.766 *	-0.34146	4	-3.453	-4.048

Notas: La prueba donde $k=3$, se especificó la inclusión de una constante y tendencia en la serie. La prueba donde $k=1$ de los datos traslapados, se realizó incluyendo solamente la constante.

En los tres casos, la prueba sugirió ser especificada sin ningún rezago tomando como criterio predominante el de Schwarz, adicionalmente está se realizó incluyendo 4 rezagos en cada caso. La prueba muestra evidencia de que no se puede rechazar la hipótesis de la raíz unitaria para las tres series del diferencial de tasas de interés cuando se especifica sin ningún rezago, conforme al criterio informativo de Schwarz. Por lo cual se infiere que este tiene un orden de integración de 1, $I(1)$.

La tabla 4.13 muestra el resultado de las estimaciones de un modelo autorregresivo para el diferencial de tasas de interés:

Tabla 4.13. Autorregresiones de Primer Orden, $Y_t = \gamma + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$, estimadas para el Diferencial de Tasas de Interés

Muestra con Datos Traslados		
<i>Plazo</i>	γ	ϕ
$k = 3$	0.0550 (4.31)	0.9735 (77.90)
$k = 1$	0.0044 (11.5)	0.9048 (24.17)
Muestra con Datos sin Traslapar		
$k = 1$	0.0134 (2.73)	0.9380 (29.80)

Nota: Los números entre paréntesis son los estadísticos t .

Estos resultados son muy similares a los encontrados por Kellard, Newbold y Rayner (2001), ya que la evidencia sugiere que el diferencial de tasas de interés es o una caminata aleatoria o un modelo autorregresivo de primer orden con un parametro muy cercano a 1 en ambos plazos.

Una vez que la evidencia sugiere que tanto los tipos de cambio *spot*, *forward* y el diferencial de tasas de interés tienen orden de integración igual a 1, i.e. son $I(1)$. La *tercera prueba* consiste en probar cuando la tasa *spot*, la tasa *forward* rezagada y el diferencial de tasas de interés rezagado, están cointegrados con el vector cointegrante $(1,-1,1)$. La tabla 4.14 muestra los resultados de esta prueba:

Tabla 4.14. Prueba del Rango de Cointegración de: $X_t = (s_{t+k}, f_{t,k}, d_{t,k})$

Muestra con Datos Traslapados						
		Prueba de la Traza		Prueba del Máximo Eigenvalor		
<i>Plazo</i>	$H_0: \text{rango} = p$	$-T \ln(1 - \lambda_{r+1})$	[Prob]	$-T \sum \ln(1 - \lambda_i)$	[Prob]	<i>Rezagos</i>
$k = 3$	$p = 0$	42.65	[0.006]**	25.48	[0.015]*	2
	$p \leq 1$	17.17	[0.127]	9.62	[0.382]	
	$p \leq 2$	7.55	[0.102]	7.55	[0.102]	
$k = 1$	$p = 0$	119.49	[0.000]**	111.51	[0.000]**	5
	$p \leq 1$	7.98	[0.823]	5.19	[0.862]	
	$p \leq 2$	2.78	[0.628]	2.78	[0.627]	
Muestra con Datos sin Traslape						
$k = 1$	$p = 0$	356.32	[0.000]**	311.28	[0.000]**	1
	$p \leq 1$	45.04	[0.000]**	26.48	[0.000]**	
	$p \leq 2$	18.56	[0.000]**	18.56	[0.000]*	

Notas: ** (*) Indica el rechazo de la hipótesis nula al 1% (5%) de significancia. La prueba se realizó en el paquete PcGive 10.

Para ambos plazos de los datos traslapados la prueba de la traza muestra que existe un vector cointegrante en los niveles de significancia tanto del 5 como del 1%. Por el contrario, las series sin traslape no cointegran cuando se incluye el diferencial de tasas de interés.

La tabla 4.15 despliega los modelos normalizados para cada plazo:

Tabla 4.15. Vectores Cointegrantes Estandarizados de (2.19).

Muestra con Datos Traslapados				
<i>Plazo</i>	β_1	β_2	β_0	<i>Rezagos</i>
$k = 3$	1.1750	-1.0526	-0.40504	2
$k = 1$	0.9970	-0.6467	0.00564	5

Como se puede apreciar en el caso de las serie con $k=3$, los estimados de β_1 y β_2 son muy cercanos a 1 y -1 respectivamente mientras que el de la pendiente, β_0 , se aleja considerablemente del valor de cero. En el caso de las series de los *forwards* a un mes los

valores estimados de β_1 y β_0 corresponden a los valores esperados por la especificación, y el que se aleja del valor de -1 , en este caso, es β_2 .

Con el fin de verificar si las discrepancias de las estimaciones de (2.19), presentadas en valores de la tabla 4.15, son estadísticamente significativas se procedió, de forma análoga a como se realizó con la prueba estándar, a verificar la hipótesis conjunta sobre los valores de estos parámetros a través de la prueba LR. Los resultados de esta prueba se presentan en la tabla 4.16:

Tabla 4.16. Prueba LR de las restricciones: $\beta_0 = 0, \beta_1 = 1$ y $\beta_2 = -1$ en (2.19).

<i>Muestra con Datos Traslapados</i>		
<i>Plazo</i>	$\chi^2(3)=$	<i>valor - p</i>
$k = 3$	2.6482	0.4491
$k = 1$	1.8687	0.6001

A pesar de que los valores estimados de (2.19) a través del método de Johansen se alejan de los valores teóricos, la prueba LR de las restricciones sobre estos parámetros no rechaza esta hipótesis. Los resultados de esta prueba sugieren que los *forwards* a 1 y 3 meses de los datos traslapados están bien representados por (2.19). y de hecho son muy similares a los encontrados por Kellard, Newbold y Rayner.

Sin embargo, como establecen estos tres últimos autores, los resultados de las pruebas tanto estándar como alternativa revelan la existencia de una paradoja teórica. Como se ha mostrado, los datos aceptan que el tipo de cambio *spot* y la tasa *forward* rezagada están cointegrados en un sistema cointegrado bivariado. No obstante, los resultados de la prueba alternativa también aceptan que el tipo de cambio *spot*, la tasa *forward* rezagada y el diferencial de tasas de interés rezagado están cointegrados en un sistema cointegrado trivariado. Como sostienen Kellard, Newbold y Rayner (2001): la existencia de dos relaciones cointegrantes, donde una es una versión aumentada de la otra, representa una imposibilidad teórica. En términos del orden de integración, un enunciado equivalente sería sostener que mientras s_t , f_t y d_t son todos $I(1)$, tanto $(s_t - f_{t-1} + d_{t-1})$ y $(s_t - f_{t-1})$ son series de tiempo estacionarias.

El examen del orden de integración de $(s_t - f_{t-1} + d_{t-1})$ para los datos traslapados es presentado en la tabla 4.17:

Tabla 4.17. Prueba Dickey-Fuller Aumentada para $\eta_t = s_t - f_{t-1} + d_{t-1}$

Muestra con Datos Traslapados						
Plazo	$t_{\alpha 1}$	$t_{\gamma 1}$	Rezagos	5 %	1 %	
$k = 3$	-4.532 **	-	0	-2.87	-3.46	
	-4.234 **	-0.768	4	-2.87	-3.46	
$k = 1$	-4.056 **	-	0	-1.94	-2.58	
	-3.158 **	-4.090	4	-1.94	-2.58	

Notas: La prueba donde $k=3$, se realizó incluyendo solamente la constante. La prueba con $k=1$ excluye tanto el intercepto como la constante.

Los resultados de la tabla 4.17 confirman la validez del resultado $I(0)$ que se derivó de la técnica de Johansen y de esta forma, a la paradoja misma.

La explicación que Kellard, Newbold y Rayner (2001) brindan acerca de la paradoja es la siguiente: Si $\eta_t = s_t - f_{t-1} + d_{t-1}$ y $\xi_t = s_t - f_{t-1}$, ellos proponen que si se conoce que η_t es $I(0)$, como $\xi_t = \eta_t - d_{t-1}$, ξ_t puede únicamente ser estacionario si d_t es estacionario; y la evidencia sugiere que d_t no es estacionario. Sin embargo, ξ_t puede parecer estacionario si η_t domina d_t . Con el fin de determinar si η_t domina d_t se define $\psi_t = d_t - d_{t-1}$; si la varianza de η_t es estrictamente mayor que la varianza de ψ_t , entonces existe evidencia que la *apariencia* de estacionariedad está siendo generada en ξ_t . Kellard, Newbold y Rayner encuentran que en el caso del Marco Alemán y la Libra Esterlina, que son las divisas en las cuales no se puede rechazar las condiciones impuestas sobre los parámetros de (2.19), se cumple que $\text{var}(\eta_t) \gg \text{var}(\psi_t)$. De esta forma, sus resultados brindan soporte a la conjetura de la imposibilidad teórica de equivalentes ordenes de integración están siendo observadas de los residuales de las regresiones de (2.7) y (2.19) se deben al tamaño relativamente pequeño de el diferencial de tasas de interés en comparación con el error de pronóstico. Sin embargo, reconocen que aunque esto ofrece una explicación una explicación para los resultados empíricos observados, esto no permite elegir entre las hipótesis en competencia. El argumento soporta que la condición de estacionariedad única del sistema trivariado únicamente si este se asume a mantenerse *a priori*. Como $\eta_t = \xi_t + d_{t-1}$, la apariencia de estacionariedad puede ser inducida en η_t debido a que $\text{var}(\eta_t) \gg \text{var}(\psi_t)$.

De esta forma la conclusión es la misma a la que arriban estos autores, las pruebas de eficiencia de los mercados de tipos de cambio basadas en cointegración sugieren que los resultados son causados por la existencia de arbitraje de interés cubierto y no reflejan la eficiencia del mercado.

Una de las causas a la que es atribuido este resultado es al *problema del peso*, un término que se refiere al cambio sustancial en el tipo de cambio con respecto del dólar en 1976 después que la tasa fue fijada al dólar en los 23 años previos. Este término también puede aplicarse a una situación donde se dé un salto discreto en los precios o un cambio en régimen de política cambiaria. El riesgo en el caso del problema del peso es pobremente descrito por la medida usual que es la desviación estándar, σ , dado que existe una probabilidad finita de un salto discreto en el precio de la divisa.

Otro de los factores a los que se atribuye este resultado es a la existencia empírica de una prima de riesgo cambiario (Werner, (1996)).

Los factores que explican la presencia de un sesgo en el mercado de futuros y de una prima de riesgo variable son diversos. De acuerdo con Galindo y Perrotini (1996) la existencia de estos factores en el mercado cambiario implica cierta ineficiencia en el procesamiento de la información o la presencia de factores adicionales no considerados en el periodo en cuestión pero que inciden en este mercado. Ya que la realización de transacciones en donde el tipo de cambio de futuros se ubica, en el largo plazo, consistentemente por arriba del tipo de cambio al contado resulta, desde el punto de vista económico, irracional. Esto se atribuye a la existencia de información adicional, como la probabilidad de una devaluación, la continua intervención del banco central o la presencia de burbujas especulativas. De esta forma, los agentes económicos tienden a incluir, en su valoración del riesgo del mercado de futuros y *forwards*, eventos con escasa probabilidad de ocurrencia o que incluso no son observables directamente pero que inciden en el mercado. Esto implica que 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 de acuerdo con estos autores.

CONCLUSIONES

Hemos revisado la teoría y la evidencia empírica sobre la eficiencia del mercado aplicada a los mercados de tipo de cambio a plazo. Como aspecto teórico, la eficiencia del mercado representa una hipótesis conjunta: una hipótesis acerca de los precios o rendimientos de equilibrio en un mercado, y una segunda hipótesis sobre la habilidad de los mercados para conducir los precios, o rendimientos, en correspondencia con los de equilibrio. Este nivel de equilibrio es diferente al que comúnmente se le asocia en la teoría económica, el cual se encuentra estrechamente vinculado al concepto de optimalidad en la asignación de recursos.

La eficiencia del mercado requiere que los errores de las expectativas sigan un proceso de un juego justo. De esta forma, cuando los mercados son eficientes, no existen oportunidades de beneficio consistentemente disponibles para los participantes del mercado.

Los resultados de las investigaciones sobre cointegración entre tipos de cambio *spot* y *forward* rezagado han sido interpretados, de forma abrumadora, en la convención de que los mercados cambiarios son eficientes en el largo plazo. Por el contrario las implicaciones del modelo de tipo de cambio de Brenner y Kroner (1995) sugieren que estos son causados por la existencia del arbitraje de interés cubierto y no reflejan la eficiencia del mercado. La hipótesis de insesgamiento, la cual es convencionalmente adoptada para probar eficiencia del mercado, asume racionalidad y neutralidad del riesgo de los agentes. La hipótesis nula implícita de este modelo es que la diferencia entre la tasa *spot* y la tasa *forward* rezagada un periodo es ruido blanco. De esta forma la cointegración entre las dos es una condición necesaria para que se mantenga la hipótesis de insesgamiento.

Kellard, Newbold y Rayner (2001) proponen una metodología, que se fundamenta en la versión discreta del modelo de Brenner y Kroner (1995) (en el cual no se imponen supuestos sobre la conducta de los participantes en el mercado), que trata de averiguar si la tasa *spot* está relacionada no sólo con la tasa *forward* rezagada un periodo sino también con un componente adicional, el diferencial de tasas de interés rezagado.

Con el fin de realizar pruebas de eficiencia en los mercados cambiarios a plazo (estandarizados y al mostrador) en México, se aplicaron pruebas de la econometría estructural a los futuros de uno y tres meses del CME para periodo de reciente operación, que va de 1996-2003.

Para el caso de los no estandarizados, se construyeron dos series de *forwards*: a tres meses para el periodo 1994-2000 y a un mes para el periodo 2001-2003. Como la valuación de los *forwards* con estos datos se realizó semanalmente, estas estimaciones generan posiblemente un sesgo debido al traslape y aunado al problema de tener una muestra muy pequeña para los contratos a un mes, se optó por construir una serie adicional para los contratos a este plazo utilizando los Certificados de Deposito a un mes, como una aproximación a los treasury bills. Los datos resultantes de esta última metodología de valuación tienen algunas características deseables, destacando entre ellas el hecho de que en su construcción las fechas de vencimiento de los contratos no se traslapan.

En términos generales se encontró evidencia mixta sobre la eficiencia de los mercados de coberturas cambiarias en México a partir de 1995. Al emplear las pruebas de la econometría estructural a los futuros a uno y tres meses no se puede rechazar la hipótesis conjunta de que los parametros de la regresión sean los impuestos por las condiciones de la hipótesis de insesgamiento, lo cual se realizó a través de la prueba de Wald, específicamente en los futuros a 1 mes. Este hecho parece confirmarse al no poder rechazar la hipótesis de la no-existencia de la prima de riesgo a este conjunto de datos. Estos resultados sugieren signos de eficiencia en el mercado de futuros a 1 mes en el periodo de estudio.

Por el contrario, las pruebas de eficiencia aplicadas al mercado *forward* sugeridas por Kellard, Newbold y Rayner mostraron evidencia que va en contra de nuestra hipótesis, la cual sostenía que las relativas condiciones de estabilidad macroeconomicas recientes de nuestro país bajo un régimen cambiario de flotación, muy diferente a los que operaron en la historia reciente de nuestro país, modificaron el carácter no eficiente del mercado de coberturas de tipo de cambio. Sin embargo, los tipos de cambio *spot* y *forward* pasaron la prueba de cointegración de Johansen, mostrando de esta manera tener una relación estable y de largo plazo entre las variables, por lo que se encontró que se cumple la condición débil para la eficiencia de estos mercados. Sin embargo, la prueba LR de restricciones en forma conjunta sobre estos parámetros, rechazó la hipótesis conjunta de inexistencia de la prima de riesgo y por tanto de que los valores del intercepto y de la pendiente del tipo de cambio *forward* sean 0 y 1 respectivamente, lo cual constituye la condición fuerte de la prueba.

De esta forma, ningún tipo de contrato del mercado *forward* logro satisfacer la prueba estándar. Además, con el fin de averiguar si la prueba esta correctamente especificada, y así evitar algún posible sesgo asintótico, se realizaron pruebas de

exogeneidad débil en donde encontramos un resultado que también es paradójico: el tipo de cambio *spot* resultó ser la variable exógena débil con respecto al tipo de cambio *forward*, por la razón que se comentó en el capítulo 4, esto no tiene ninguna relevancia teórica ni empírica.

Posteriormente se procedió a realizar la prueba de que la correcta especificación de la prueba deba de contener al diferencial de tasas de interés rezagado. Esto requirió probar que esta última variable tiene un orden de integración igual a 1, $I(1)$. Al realizar esta prueba se encontró que esta no rechazó la hipótesis de la raíz unitaria y que por tanto esta sigue o una caminata aleatoria o un proceso autorregresivo de primer orden con un coeficiente de la pendiente muy cercano a la unidad.

El probable orden de integración del diferencial de tasas de interés, siguiendo a Kellard, Newbold y Rayner, condujo a la estimación de un modelo vectorial de corrección del error conteniendo la tasa *spot*, la tasa *forward* y el diferencial de tasas de interés, estos últimos dos rezagados. El resultado de esta prueba, realizada a través del método de Johansen, reveló que los datos con las muestras con traslape cointegraron, mientras que los datos en los cuales se emplearon los certificados de depósito de los Estados Unidos como una aproximación de la tasa de interés libre de riesgo, en la valuación de los contratos, no mostraron cointegración. Esto último puede atribuirse a que los certificados de depósito no son una buena aproximación a la tasa de interés libre de riesgo de los Estados Unidos.

De forma interesante, los contratos a 1 y a 3 meses, de los datos con traslape, mostraron estar cointegrados con el vector $(1, -1, 1)$, lo cual implica evidencia que soporta la hipótesis de Brenner y Kroner. La prueba LR de restricciones sobre estos parámetros no se pudo rechazar, mostrando fuerte evidencia de que los parámetros tienden a comportarse a lo planteado por dicha hipótesis, a pesar de que sus estimadores parecen alejarse de los valores requeridos. Esto confirma los resultados encontrados por la prueba convencional de rechazo a la hipótesis de eficiencia del mercado *forward* para el periodo bajo estudio. De acuerdo con Kellard, Newbold y Rayner aquí es donde surge la paradoja ya que es teóricamente imposible que dos variables estén cointegradas mientras que simultáneamente estén cointegradas con una tercera variable. Esto es atribuido, por estos autores, a que el diferencial de tasas de interés es un componente muy pequeño del error del pronóstico. Es por ello, argumentan, que la metodología de la cointegración no permite distinguir entre la influencia del arbitraje de interés cubierto y la existencia de la eficiencia del mercado.

No obstante, algunas dudas nos surgen del procedimiento planteado por Kellard, Newbold y Rayner en el sentido de que ellos sugieren que se incorpore el diferencial de tasas de interés rezagado en la prueba, el cual forma parte de la estimación de los *forwards*, por lo que queda pendiente determinar el efecto de incorporar nuevamente esta variable en la prueba de Johansen.

Por último, el hecho de que el mercado de futuros a uno y tres meses muestre evidencia de eficiencia en el periodo de estudio puede atribuirse a que se trata de un mercado con una mayor interrelación con los mercados internacionales y a que las características con las que fue diseñado en este periodo reciente propicien que estos se comporte de forma más competitiva.

Bibliografía

- Anderson, T. W. (1984). *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*. New York: Wiley.
- Bilson, J. F. O. (1978). *Rational expectation and the exchange rate*. In J.A. Frankel and H. G. Johnson (eds), *The Economics of Exchange Rates: Selected Studies*, Adisson-Wesley, Reading, MA, 75-96.
- Bilson, J. F. O. (1981). "The Speculative Efficiency Hypothesis." *Journal of Business*. Vol. 54, Núm. 3, pp. 435-451.
- Brenner, Robin J. and Kroner, Kenneth F. Arbitrage, Cointegration, and Testing the Unbiasedness Hypothesis in Financial Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol. 30, No. 1, March 1995. pp. 23-42.
- Breuer, Janice Boucher and Wohar, Mark E. (1994). "The Road Less Travelled: Institutional Aspects of Data and their Influence on Empirical Estimates with an Application to Test of Forward Rate Unbiasedness". *The Economic Journal*, 100 (January), 26-38.
- Calvo, Guillermo. (1994): "Comment on Dornbusch and Werner" in *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1.
- Caballero Güendulain, Karina. (1999). *El mercado de Futuros del Peso Mexicano una Evaluación: 1995-1997*. Tesis de Licenciatura, FE, UNAM.
- Carstens, Agustín G. y Werner, Alejandro M. (2000): "Política monetaria de México con régimen de tipo de cambio flotante." *Monetaria*, Oct-Dic., pp. 413-469.
- Charemza, W. and Deadman, D. (1997). *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration, and Vector Autoregression*. 2nd. Ed., Edward Elgar Publishing, Inc., Massachusetts.
- Crowder, William J. "Foreign exchange market efficiency and common stochastic trends". *Journal of International Money and Finance*, 1994, 13 (5), 551-564.
- Cumby, Robert E., and Obstfeld, Maurice. (1981). "Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Rate Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis," *Journal of Finance*, June, 36: 697-703.
- Cumby, Robert E., and Obstfeld, Maurice. (1984): "International Interest Rate and Price-Level Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence," in Jhon F. O. Bilson and Richard C. Marston, eds., *Exchange Rate Theory and Practice*, (University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, Chicago), 121-151.

Cuthbertson, K., S.G. Hall and M.P. Taylor (1992), *Applied Econometric Techniques*, Philip Allan, New York.

Díaz Mondragón, Manuel. *Invierta con éxito en la bolsa y otros mercados financieros*.

Díaz Tinoco, Jaime y Hernández Trillo, Fausto. (1998). *Futuros y Opciones Financieras. Una Introducción*. Limusa. México.

Dornbusch, Rudiger and Werner, Alejandro. (1994). "Mexico: Stabilization, Reform, and No Growth". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.

Dutt, Swarna D. and Ghosh, Dipak. (1999): "A Note on the Foreign Exchange Market Efficiency Hypothesis". *Journal of Economics and Finance*. Vol. 23. Number 2, Summer, 157-161.

Dwyer, G. P. and Wallace, Myles S. (1992): "Cointegration and Market Efficiency". *Journal of International Money and Finance*, 11, 318-327.

Elton, Edwin., and Gruber, Martin J. (1995). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. Fifth Edition. Jhon Wiley and Sons.

Enders, Walter (1995). *Applied Econometric Time Series*. Jhon Wiley and Sons, Inc.

Engle, Robert F., and Granger, Clive W. J. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, 55: 251-76.

Fama, Eugene F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, Volume 25, Issue 2. Mayo, 383-417.

Fama, Eugene F. (1970). Forward and Spot Exchange Rates. *Journal of Monetary Economics*, 14, 319-338.

Fama, Eugene F. (1976) *Foundations of Finance*. Oxford: Basil Blackwell.

Galindo, L.M. El Concepto de Exogeneidad en la Econometría Moderna. *Investigación Económica*, Vol. LVII:220, Abril-Junio de 1997, pp. 97-111.

Galindo, L.M. y Perrotini, I. El Mercado de futuros del tipo de cambio en México, 1978-1985. *Comercio Exterior*, Enero de 1996.

Garduño Ríos, S.O. Evidencia Empírica del Mercado de Tipos de Cambio por Adelantado en México. *Estudios Económicos*, El Colegio de México, 11, 2, 1996.

Garduño Ríos, S.O. *Evidencia Empírica de la Eficiencia del Mercado de Tipos de Cambio Forward en México. Un Análisis Económico*. Tesis de Maestría, ITAM. 1996.

Gil Díaz, Francisco, and Carstens, Agustin (1996): *Some Hypotheses Related To The Mexican 1994-95 Crisis*. Banco de México, Documento de Investigación 9601.

Granger, Clive W. J. Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, August 1986, 48: 213-228.

Hakkio, Craig S., and Mark, Rush (1989): "Market Efficiency and Cointegration: an Application to the Sterling and Deutschemark Exchange Markets. *Journal of International Money and Finance*, 8, 75-88.

Hai, Weike and Mark, Nelson C. And Wu, Yangru (1997). Understanding Spot and Forward Exchange Market. *Journal of Applied Econometrics*, 12, 715-734.

Hansen, Lars P. and Hodrick, Robert J. Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis. *Journal of Political Economy*. 1980, Vol. 88, No. 5. Pp. 820-853.

Harvey, Andrew C. (1993). *The Econometric Analysis of Time Series*. 3rd Edition, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Hodgson, Douglas J. (1999). Adaptive Estimation of Cointegrated Models: Simulation, Evidence and an Application to the Forward Exchange Market. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 627-650.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Factors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231-254.

Johansen, S., and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-210.

Karlsson, Jimmy and Röhl, Dennis. Market Efficiency, Cointegration and Causality. *Working Paper*. Lund University. Department of Economics. October 2002.

Kellard, Neil and Newbold, Paul and Rayner, Tony. (2001). Evaluating currency market efficiency: are cointegration tests appropriate?. *Applied Financial Economics*, 11, 681-691.

Krasker, William S. (1980). The 'Peso Problem' in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets. *Journal of Monetary Economics*, 6, 269-276.

Lai, Kon S. and Lai, Michael. (1991). A Cointegration Test for Market Efficiency. *The Journal of Futures Markets*, Vol. 11, No. 5, 567-575.

Levich, Richard M. (2001). *International Financial Markets. Prices and Policies*. Second Edition. New York.

Liu, Peter C. and Maddala, G. S. (1992). Rationality of Survey Data and Test for Market Efficiency in the Foreign Exchange Markets. *Journal of International Money and Finance*, 11, 366-381.

Maddala, G.S. (1996). *Introducción a la Econometría*. 2da. Edición. México.

Madura, Jeff. (2001). *Administración Financiera Internacional*. Sexta Edición. International Thomson Editores. México.

Mansell, Catherine. (1993). *Las Nuevas Finanzas en México*. IMEF. México.

Martinez Damián, Miguel A. (1996): Tasas de Cambio Inmediatas y Tasas de Cambio a Futuro: Una Prueba Estadística de Eficiencia de un Mercado. *Agrociencia*, 30: 275-278.

McCulloch (1975). "Risk Interest and Forward Exchange: Comment", *Quarterly Journal of Economics*, 89, February, pp. 170-172.

Meese, R. and K. Singleton, K. (1982). "On Unit Roots and the Empirical Modelling of Exchange Rates". *Journal of Finance*, September, 37: 1029-1035.

Otero, Jose Maria. (1993). *Econometría. Series temporales y predicción*. Editorial AC. Madrid, España.

Phillips, Peter C.B. and McFarland, James W. And McMahon, Patrick (1996). Robust Tests of Forward Exchange Market Efficiency with Empirical Evidence from the 1920s. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 1-22.

Rodríguez de Castro, J. (1995). *Introducción al análisis de productos financieros derivados. Futuros, Opciones, Forwards, Swaps*. Limusa. México.

Sachs, Jeffrey, Tornell, Aaron and Velasco, Andres. (1996). The Mexican Peso Crisis: Sudden Death or Death Foretold?. *Journal of International Economics*, Noviembre.

Shiffman Katz, Ruben I. *Eficiencia en Futuros y Opciones: el Caso del Peso Mexicano en el CME*. (1997). Modelando Heterocedasticidad 1972/85-1995-96. Tesis de Doctorado en Administración. FCA, UNAM.

Taylor, Sthepen J. (1992). "Efficiency of the yen futures market at the Chicago Mercantile Exchange". En *Rational Expectations and Efficiency in Futures Markets*. Editado por Barry A. Goss. Routledge. Pp. 109-128.

Verbeek, Marno. (2000). *A Guide to Modern Econometrics*. Jhon Wiley and Sons, Ltd, England.

Werner, Alejandro M. (1996). *Mexico's Currency Risk Premia in 1992-1994: a Closer Look at the Interest Rate Differentials*, Documento de trabajo del FMI, No. 96041.

Werner, Alejandro M. (1997). *Un estudio estadístico sobre el comportamiento de la cotización del peso mexicano frente al dólar y de su volatilidad*. Banco de México, Documento de Investigación 9701.

<http://www.federalreserve.gov/>

APENDICE A. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS ECONOMÉTRICAS

Resultados de la prueba de Cointegración, (Datos con $k = 3$).

I(1) cointegration analysis, 2 to 286

eigenvalue	loglik for rank	rank
	1438.839	0
0.079068	1450.576	1
0.016886	1453.003	2

rank	Trace test	[Prob]	Max test	[Prob]	Trace test (T-nm)	Max test (T-nm)
0	28.33	[0.002]**	23.48	[0.002]**	28.13 [0.003]**	23.31 [0.002]**
1	4.85	[0.310]	4.85	[0.310]	4.82 [0.314]	4.82 [0.314]

Asymptotic p-values based on: Restricted constant

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 1

beta (scaled on diagonal; cointegrating vectors in columns)

LSPOT	1.0000	-1.9622
LFWD	-1.2200	1.0000
Constant	0.53704	2.1507

alpha

LSPOT	-0.0020282	0.0086273
LFWD	0.083906	-0.00034752

long-run matrix, rank 2

	LSPOT	LFWD	Constant
LSPOT	-0.018956	0.011102	0.017465
LFWD	0.084588	-0.10271	0.044314

Resultados de la prueba de Cointegración, (Datos con $k = 1$).

I(1) cointegration analysis, 5 to 123

eigenvalue	loglik for rank	rank
	723.7385	0
0.85263	837.6689	1
0.015745	838.6132	2

rank	Trace test [Prob]	Max test [Prob]	Trace test (T-nm)	Max test (T-nm)
0	229.75 [0.000]**	227.86 [0.000]**	214.30 [0.000]**	212.54 [0.000]**
1	1.89 [0.795]	1.89 [0.794]	1.76 [0.817]	1.76 [0.816]

Asymptotic p-values based on: Restricted constant

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 4

beta (scaled on diagonal; cointegrating vectors in columns)

LSPOT	1.0000	-1.6526
LFWD	-0.99748	1.0000
Constant	-0.0014670	1.6103

alpha

LSPOT	0.014600	0.012490
LFWD	0.84375	-0.00037766

long-run matrix, rank 2

	LSPOT	LFWD	Constant
LSPOT	-0.0060407	-0.0020739	0.020090
LFWD	0.84437	-0.84200	-0.0018459

Resultados de la prueba de Cointegración, (Datos con $k = 1$). (Datos sin Traslapar)

I(1) cointegration analysis, 1995 (3) to 2004 (2)

eigenvalue	loglik for rank	rank
	549.6825	0
0.57988	596.5120	1
0.077145	600.8473	2

rank	Trace test [Prob]	Max test [Prob]	Trace test (T-nm)	Max test (T-nm)
0	102.33 [0.000]**	93.66 [0.000]**	98.54 [0.000]**	90.19 [0.000]**
1	8.67 [0.062]	8.67 [0.062]	8.35 [0.072]	8.35 [0.072]

Asymptotic p-values based on: Restricted constant

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 2

beta (scaled on diagonal; cointegrating vectors in columns)

LSPOT	1.0000	-1.2503
LFWD	-1.0599	1.0000
Constant	0.14361	0.59786

alpha

LSPOT	0.96907	0.10290
LFWD	0.76139	-0.0038968

long-run matrix, rank 2

	LSPOT	LFWD	Constant
LSPOT	0.84042	-0.92425	0.20069
LFWD	0.76626	-0.81092	0.10702

Resultados de la prueba de Restricción, (Datos con $k = 3$).
 SYS(1) Cointegrated VAR (using fwd_3.in7)
 The estimation sample is: 2 to 286

Cointegrated VAR (1) in:

[0] = LSPOT

[1] = LFWD

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 1

General cointegration restrictions:

&2=1; &3=-1; &4=0;

beta

LSPOT	1.0000
LFWD	-1.0000
Constant	0.00000

Standard errors of beta

LSPOT	0.00000
LFWD	0.00000
Constant	0.00000

alpha

LSPOT	-0.019156
LFWD	0.058879

Standard errors of alpha

LSPOT	0.011188
LFWD	0.018946

Restricted long-run matrix, rank 1

	LSPOT	LFWD	Constant
LSPOT	-0.019156	0.019156	0.00000
LFWD	0.058879	-0.058879	0.00000

Standard errors of long-run matrix

	LSPOT	LFWD	Constant
LSPOT	0.011188	0.011188	0.00000
LFWD	0.018946	0.018946	0.00000

Moving-average impact matrix

0.75453	0.24547
0.75453	0.24547

log-likelihood	1444.78929	-T/2log Omega	2253.58425
no. of observations	285	no. of parameters	2
rank of long-run matrix	1	no. long-run restrictions	2
beta is identified			

LR test of restrictions: $\text{Chi}^2(2) = 11.574$ [0.0031]**

Switching (linear) using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

Resultados de la prueba de Restricción, (Datos con $k = 3$).
 SYS(2) Cointegrated VAR (using fwd_3.in7)
 The estimation sample is: 2 to 286

Cointegrated VAR (1) in:

[0] = LSPOT

[1] = LFWF

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 1

General cointegration restrictions:

&2=1; &3=-1; &4=0; &1=0;

beta

LSPOT	1.0000
LFWF	-1.0000
Constant	0.00000

Standard errors of beta

LSPOT	0.00000
LFWF	0.00000
Constant	0.00000

alpha

LSPOT	-0.017501
LFWF	0.00000

Standard errors of alpha

LSPOT	0.011156
LFWF	0.00000

Restricted long-run matrix, rank 1

	LSPOT	LFWF	Constant
LSPOT	-0.017501	0.017501	0.00000
LFWF	0.00000	0.00000	0.00000

Standard errors of long-run matrix

	LSPOT	LFWF	Constant
LSPOT	0.011156	0.011156	0.00000
LFWF	0.00000	0.00000	0.00000

Moving-average impact matrix

0.00000	1.00000
0.00000	1.00000

log-likelihood	1440.02378	-T/2log Omega	2248.81875
no. of observations	285	no. of parameters	1
rank of long-run matrix	1	no. long-run restrictions	3

beta is identified

LR test of restrictions: $\text{Chi}^2(3) = 21.105$ [0.0001]**

Switching (linear) using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

SYS(1) Cointegrated VAR (using fwd_1.in7)
The estimation sample is: 5 to 123

Cointegrated VAR (4) in:

[0] = LSPOT

[1] = LFWD

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 4

General cointegration restrictions:

&2=1; &3=-1; &4=0;

beta

LSPOT 1.0000

LFWD -1.0000

Constant 0.00000

Standard errors of beta

LSPOT 0.00000

LFWD 0.00000

Constant 0.00000

alpha

LSPOT -0.016034

LFWD 0.80804

Standard errors of alpha

LSPOT 0.081000

LFWD 0.041437

Restricted long-run matrix, rank 1

	LSPOT	LFWD	Constant
LSPOT	-0.016034	0.016034	0.00000
LFWD	0.80804	-0.80804	0.00000

Standard errors of long-run matrix

LSPOT	0.081000	0.081000	0.00000
LFWD	0.041437	0.041437	0.00000

Moving-average impact matrix

1.0291	0.020421
--------	----------

1.0291	0.020421
--------	----------

log-likelihood 811.857136 -T/2log|Omega| 1149.56451

no. of observations 119 no. of parameters 14

rank of long-run matrix 1 no. long-run restrictions 2

beta is identified

LR test of restrictions: $\chi^2(2) = 51.624 [0.0000]**$

Switching (linear) using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

SYS(2) Cointegrated VAR (using fwd_1.in7)

The estimation sample is: 5 to 123

Cointegrated VAR (4) in:

[0] = LSPOT

[1] = LFW

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 4

General cointegration restrictions:

&2=1; &3=-1; &4=0; &1=0;

beta

LSPOT 1.0000

LFW -1.0000

Constant 0.00000

Standard errors of beta

LSPOT 0.00000

LFW 0.00000

Constant 0.00000

alpha

LSPOT -0.037413

LFW 0.00000

Standard errors of alpha

LSPOT 0.080633

LFW 0.00000

Restricted long-run matrix, rank 1

	LSPOT	LFW	Constant
LSPOT	-0.037413	0.037413	0.00000
LFW	0.00000	0.00000	0.00000

Standard errors of long-run matrix

LSPOT	0.080633	0.080633	0.00000
LFW	0.00000	0.00000	0.00000

Moving-average impact matrix

0.00000	0.98270
0.00000	0.98270

log-likelihood 723.765846 -T/2log|Omega| 1061.47322

no. of observations 119 no. of parameters 13

rank of long-run matrix 1 no. long-run restrictions 3

beta is identified

LR test of restrictions: $\chi^2(3) = 227.81 [0.0000]**$

Switching (linear) using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Weak convergence

SYS(1) Cointegrated VAR (using Data1.in7)
The estimation sample is: 1995 (3) to 2004 (2)

Cointegrated VAR (2) in:

[0] = lspot

[1] = lfwd

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 2

General cointegration restrictions:

&2=1; &3=-1; &4=0;

beta

lspot 1.0000

lfwd -1.0000

Constant 0.00000

Standard errors of beta

lspot 0.00000

lfwd 0.00000

Constant 0.00000

alpha

lspot 0.011307

lfwd 0.32055

Standard errors of alpha

lspot 0.18349

lfwd 0.063544

Restricted long-run matrix, rank 1

	lspot	lfwd	Constant
lspot	0.011307	-0.011307	0.00000
lfwd	0.32055	-0.32055	0.00000

Standard errors of long-run matrix

lspot	0.18349	0.18349	0.00000
lfwd	0.063544	0.063544	0.00000

Moving-average impact matrix

0.89751 -0.031658

0.89751 -0.031658

log-likelihood 563.979693 -T/2log|Omega| 870.470416

no. of observations 108 no. of parameters 6

rank of long-run matrix 1 no. long-run restrictions 2

beta is identified

LR test of restrictions: $\text{Chi}^2(2) = 65.065 [0.0000]**$

Switching (linear) using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

SYS(2) Cointegrated VAR (using Data1.in7)
The estimation sample is: 1995 (3) to 2004 (2)

Cointegrated VAR (2) in:

[0] = lspot

[1] = lfwd

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 2

General cointegration restrictions:

&2=1; &3=-1; &4=0; &1=0;

beta

lspot	1.0000
lfwd	-1.0000
Constant	0.00000

Standard errors of beta

lspot	0.00000
lfwd	0.00000
Constant	0.00000

alpha

lspot	-0.41206
lfwd	0.00000

Standard errors of alpha

lspot	0.16239
lfwd	0.00000

Restricted long-run matrix, rank 1

	lspot	lfwd	Constant
lspot	-0.41206	0.41206	0.00000
lfwd	0.00000	0.00000	0.00000

Standard errors of long-run matrix

lspot	0.16239	0.16239	0.00000
lfwd	0.00000	0.00000	0.00000

Moving-average impact matrix

0.00000	-15.539
0.00000	-15.539

log-likelihood 552.261353 -T/2log|Omega| 858.752077

no. of observations 108 no. of parameters 5

rank of long-run matrix 1 no. long-run restrictions 3

beta is identified

LR test of restrictions: $\text{Chi}^2(3) = 88.501 [0.0000]**$

Switching (linear) using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

Resultados de la prueba de Cointegración, (Datos con $k = 3$).

I(1) cointegration analysis, 3 to 286

eigenvalue	loglik for rank	Rank
	2590.778	0
0.085804	2603.517	1
0.033302	2608.326	2
0.026243	2612.102	3

rank	Trace test [Prob]	Max test [Prob]	Trace test (T-nm)	Max test (T-nm)
0	42.65 [0.006]**	25.48 [0.015]*	41.75 [0.007]**	24.94 [0.018]*
1	17.17 [0.127]	9.62 [0.382]	16.81 [0.141]	9.42 [0.403]
2	7.55 [0.102]	7.55 [0.102]	7.39 [0.109]	7.39 [0.109]

Asymptotic p-values based on: Restricted constant

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 2

beta (scaled on diagonal; cointegrating vectors in columns)

LSPOT	1.0000	-1.5742	0.091924
LFWD	-1.1750	1.0000	0.032547
LDIF_INT	1.0526	-2.6552	1.0000
Constant	0.40504	1.3682	-0.31284

alpha

LSPOT	0.0090697	0.029680	-0.023915
LFWD	0.055425	-0.017548	-0.10743
LDIF_INT	-0.0063615	-0.0019604	-0.029125

long-run matrix, rank 3

	LSPOT	LFWD	LDIF_INT	Constant
LSPOT	-0.039850	0.018244	-0.093174	0.051764
LFWD	0.073174	-0.086170	-0.0024921	0.032047
LDIF_INT	-0.0059528	0.0045665	-0.030616	0.0038525

Resultados de la prueba de Cointegración, (Datos con $k = 1$).

I(1) cointegration analysis, 6 to 123

eigenvalue	loglik for rank	Rank
	1563.255	0
0.61133	1619.012	1
0.043067	1621.609	2
0.023317	1623.001	3

rank	Trace test	[Prob]	Max test	[Prob]	Trace test (T-nm)	Max test (T-nm)
0	119.49	[0.000]**	111.51	[0.000]**	104.30	[0.000]**
1	7.98	[0.823]	5.19	[0.862]	6.96	[0.893]
2	2.78	[0.628]	2.78	[0.627]	2.43	[0.694]

Asymptotic p-values based on: Restricted constant

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 5

beta (scaled on diagonal; cointegrating vectors in columns)

LSPOT	1.0000	-1.5043	0.044081
LFWD	-0.99700	1.0000	-0.037610
LDIF_INT	0.64665	-57.777	1.0000
Constant	-0.0056425	1.3833	-0.020816

alpha

LSPOT	-0.14860	0.0088777	-0.99662
LFWD	1.0891	-0.0029783	-0.053467
LDIF_INT	0.031162	0.00088008	0.014780

long-run matrix, rank 3

	LSPOT	LFWD	LDIF_INT	Constant
LSPOT	-0.20589	0.19451	-1.6056	0.033864
LFWD	1.0913	-1.0868	0.82290	-0.0091523
LDIF_INT	0.030490	-0.030744	-0.015918	0.00073389

Resultados de la prueba de Cointegración, (Datos con $k = 1$). (Datos sin Traslape)
 I(1) cointegration analysis, 1995 (2) to 2004 (2)

eigenvalue	loglik for	Rank
	921.4579	0
0.94249	1077.097	1
0.21571	1090.339	2
0.15654	1099.617	3

rank	Trace test	[Prob]	Max test	[Prob]	Trace test (T-nm)	Max test (T-nm)
0	356.32	[0.000]**	311.28	[0.000]**	346.51 [0.000]**	302.71 [0.000]**
1	45.04	[0.000]**	26.48	[0.000]**	43.80 [0.000]**	25.75 [0.001]**
2	18.56	[0.000]**	18.56	[0.000]**	18.05 [0.001]**	18.05 [0.001]*

Asymptotic p-values based on: Restricted constant

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 1

beta (scaled on diagonal; cointegrating vectors in columns)

LSPOT	1.0000	-1.2652	0.062578
LFWD	-0.98023	1.0000	0.0026062
LDIF	1.1897	5.6126	1.0000
Constant	-0.046585	0.62506	-0.15615

alpha

LSPOT	-0.035609	0.035186	-1.5266
LFWD	1.0796	-0.0012093	-0.19382
LDIF	0.062726	-0.0054231	-0.11878

long-run matrix, rank 3

	LSPOT	LFWD	LDIF_INT	Constant
LSPOT	-0.17566	0.066112	-1.3715	0.26203
LFWD	1.0690	-1.0600	1.0838	-0.020783
LDIF	0.062154	-0.067219	-0.074589	0.012235

Resultados de la prueba de restricciones en ("7"), (Datos con $k = 3$).

SYS(1) Cointegrated VAR (using fwd_3.in7)

The estimation sample is: 3 to 286

Cointegrated VAR (2) in:

[0] = LSPOT

[1] = LFWD

[2] = LDIF_INT

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 5

General cointegration restrictions:

&3=1; &4=-1; &5=1; &6=0;

beta

LSPOT	1.0000
LFWD	-1.0000
LDIF_INT	1.0000
Constant	0.00000

Standard errors of beta

LSPOT	0.00000
LFWD	0.00000
LDIF_INT	0.00000
Constant	0.00000

alpha

LSPOT	-0.0028701
LFWD	0.090190
LDIF_INT	-0.0056832

Standard errors of alpha

LSPOT	0.015065
LFWD	0.024568
LDIF_INT	0.0050587

Restricted long-run matrix, rank 1

	LSPOT	LFWD	LDIF_INT	Constant
LSPOT	-0.0028701	0.0028701	-0.0028701	0.00000
LFWD	0.090190	-0.090190	0.090190	0.00000
LDIF_INT	-0.0056832	0.0056832	-0.0056832	0.00000

Standard errors of long-run matrix

	LSPOT	LFWD	LDIF_INT	Constant
LSPOT	0.015065	0.015065	0.015065	0.00000
LFWD	0.024568	0.024568	0.024568	0.00000
LDIF_INT	0.0050587	0.0050587	0.0050587	0.00000

Moving-average impact matrix

1.0796	0.045686	0.17979
1.2348	0.10751	1.0825
0.15520	0.061821	0.90269

log-likelihood	2602.19266	-T/2log Omega	3811.12829
no. of observations	284	no. of parameters	12
rank of long-run matrix	1	no. long-run restrictions	3
beta is identified			

LR test of restrictions: $\text{Chi}^2(3) = 2.6482$ [0.4491]

Switching (linear) using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

Resultados de la prueba de restricciones en ("7"), (Datos con $k = 1$).

SYS(1) Cointegrated VAR (using fwd_1.in7)

The estimation sample is: 6 to 123

Cointegrated VAR (5) in:

[0] = LSPOT

[1] = LFWD

[2] = LDIF_INT

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 5

General cointegration restrictions:

&3=1; &4=-1; &5=1; &6=0;

beta

LSPOT 1.0000

LFWD -1.0000

LDIF_INT 1.0000

Constant 0.00000

Standard errors of beta

LSPOT 0.00000

LFWD 0.00000

LDIF_INT 0.00000

Constant 0.00000

alpha

LSPOT -0.14263

LFWD 1.0880

LDIF_INT 0.030064

Standard errors of alpha

LSPOT 0.21517

LFWD 0.088231

LDIF_INT 0.0072124

Restricted long-run matrix, rank 1

	LSPOT	LFWD	LDIF_INT	Constant
--	-------	------	----------	----------

LSPOT	-0.14263	0.14263	-0.14263	0.00000
-------	----------	---------	----------	---------

LFWD	1.0880	-1.0880	1.0880	0.00000
------	--------	---------	--------	---------

LDIF_INT	0.030064	-0.030064	0.030064	0.00000
----------	----------	-----------	----------	---------

Standard errors of long-run matrix

LSPOT	0.21517	0.21517	0.21517	0.00000
-------	---------	---------	---------	---------

LFWD	0.088231	0.088231	0.088231	0.00000
------	----------	----------	----------	---------

LDIF_INT	0.0072124	0.0072124	0.0072124	0.00000
----------	-----------	-----------	-----------	---------

Moving-average impact matrix

1.0396	0.33509	-7.1946
--------	---------	---------

1.0635	0.32313	-6.6482
--------	---------	---------

0.023950	-0.011958	0.54639
----------	-----------	---------

log-likelihood	1618.07751	-T/2log Omega	2120.38175
----------------	------------	---------------	------------

no. of observations	118	no. of parameters	39
---------------------	-----	-------------------	----

rank of long-run matrix	1	no. long-run restrictions	3
-------------------------	---	---------------------------	---

beta is identified

LR test of restrictions: $\text{Chi}^2(3) = 1.8687 [0.6001]$

Switching (linear) using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

Resultados de la prueba de restricciones en ("7"), (Datos con $k = 1$). (Datos sin Traslape)

SYS(1) Cointegrated VAR (using Data1.in7)

The estimation sample is: 1995 (3) to 2004 (2)

Cointegrated VAR (2) in:

[0] = lspot

[1] = lfwd

[2] = ldif

Restricted variables:

[0] = Constant

Number of lags used in the analysis: 2

General cointegration restrictions:

&3=1; &4=-1; &5=1; &6=0;

beta

LSPOT	1.0000
LFWD	-1.0000
LDIF	1.0000
Constant	0.00000

Standard errors of beta

LSPOT	0.00000
LFWD	0.00000
LDIF	0.00000
Constant	0.00000

alpha

LSPOT	1.0885
LFWD	1.2485
LDIF	0.22333

Standard errors of alpha

LSPOT	0.35149
LFWD	0.071840
LDIF	0.030460

Restricted long-run matrix, rank 1

	LSPOT	LFWD	LDIF	Constant
LSPOT	-0.14263	0.14263	1.0885	0.00000
LFWD	1.0880	-1.0880	1.2485	0.00000
LDIF	0.030064	-0.030064	0.22333	0.00000

Standard errors of long-run matrix

LSPOT	0.35149	0.35149	0.35149	0.00000
LFWD	0.071840	0.071840	0.071840	0.00000
LDIF	0.030460	0.030460	0.030460	0.00000

Moving-average impact matrix

1.0391	-0.48813	-2.3358
1.0786	-0.75008	-1.0641
0.039545	-0.26196	1.2717

log-likelihood	1140.43319	-T/2log Omega	1600.16927
no. of observations	108	no. of parameters	12
rank of long-run matrix	1	no. long-run restrictions	3
beta is identified			

LR test of restrictions: $\text{Chi}^2(3) = 2.9597 [0.3979]$

Switching (linear) using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

APENDICE B

Tabla B.1 Datos de los Forwards a 3 Meses

	Tipo de	Cetes			Tipo de Cambio después de 3 meses		
Fecha	Cambio	a 91 Días	Fecha	tbaa3m	Fecha	Forward	Realizado
5-Ene-95	5.3900	34.99	3-Ene-95	5.78	4-Abr-95	5.7780	6.5883
12-Ene-95	5.6875	44.94	9-Ene-95	5.87	11-Abr-95	6.2350	6.3033
19-Ene-95	5.6075	39.00	17-Ene-95	5.77	18-Abr-95	6.0667	6.2450
26-Ene-95	5.6900	38.00	23-Ene-95	5.80	25-Abr-95	6.1415	5.8883
2-Feb-95	5.4550	33.49	30-Ene-95	5.79	2-May-95	5.8274	5.9567
9-Feb-95	5.5900	35.10	6-Feb-95	5.83	9-May-95	5.9932	5.8883
16-Feb-95	6.1000	40.99	13-Feb-95	5.82	16-May-95	6.6287	5.9492
23-Feb-95	5.6750	57.00	21-Feb-95	5.74	23-May-95	6.3920	5.9950
2-Mar-95	5.9625	51.23	27-Feb-95	5.73	30-May-95	6.6312	6.2600
9-Mar-95	7.5875	59.00	6-Mar-95	5.77	6-Jun-95	8.5828	6.1108
16-Mar-95	7.2075	85.00	13-Mar-95	5.76	13-Jun-95	8.6150	6.1808
23-Mar-95	7.0425	82.76	20-Mar-95	5.76	20-Jun-95	8.3789	6.2517
30-Mar-95	6.7800	77.99	27-Mar-95	5.64	27-Jun-95	7.9893	6.2717
6-Abr-95	6.3808	74.00	3-Abr-95	5.76	4-Jul-95	7.4539	6.2683
12-Abr-95	6.2867	73.00	10-Abr-95	5.70	10-Jul-95	7.3296	6.1075
20-Abr-95	6.0483	73.00	17-Abr-95	5.56	18-Jul-95	7.0541	6.0413
27-Abr-95	5.8983	66.00	24-Abr-95	5.66	25-Jul-95	6.7756	6.1500
4-May-95	5.8758	62.00	1-May-95	5.74	1-Ago-95	6.6905	6.1296
11-May-95	5.9083	53.99	8-May-95	5.63	8-Ago-95	6.6127	6.1461
18-May-95	5.9200	52.89	15-May-95	5.71	15-Ago-95	6.6084	6.1545
25-May-95	6.0550	49.95	22-May-95	5.72	22-Ago-95	6.7151	6.2150
1-Jun-95	6.2167	52.05	30-May-95	5.64	29-Ago-95	6.9280	6.3114
8-Jun-95	6.2317	51.01	5-Jun-95	5.48	5-Sep-95	6.9314	6.2337
15-Jun-95	6.1867	47.14	12-Jun-95	5.57	12-Sep-95	6.8208	6.2850
22-Jun-95	6.2425	44.85	19-Jun-95	5.46	19-Sep-95	6.8490	6.3055
29-Jun-95	6.2621	41.48	26-Jun-95	5.35	26-Sep-95	6.8203	6.3878
6-Jul-95	6.2371	41.48	3-Jul-95	5.53	3-Oct-95	6.7900	6.5883
13-Jul-95	6.0283	40.75	10-Jul-95	5.40	10-Oct-95	6.5540	6.8133
20-Jul-95	6.1583	38.65	17-Jul-95	5.46	17-Oct-95	6.6624	6.7608
27-Jul-95	6.0882	38.00	24-Jul-95	5.47	24-Oct-95	6.5766	6.7608
3-Ago-95	6.1258	36.81	31-Jul-95	5.44	31-Oct-95	6.5998	7.1471
10-Ago-95	6.1453	34.85	7-Ago-95	5.41	7-Nov-95	6.5916	7.5167
17-Ago-95	6.1850	35.65	14-Ago-95	5.42	14-Nov-95	6.6462	8.0950
24-Ago-95	6.3167	35.40	21-Ago-95	5.43	21-Nov-95	6.7836	7.7067
31-Ago-95	6.2763	36.71	28-Ago-95	5.34	28-Nov-95	6.7620	7.6517
7-Sep-95	6.2568	34.75	5-Sep-95	5.30	5-Dic-95	6.7114	7.6708
14-Sep-95	6.2776	34.83	11-Sep-95	5.34	13-Dic-95	6.7343	7.7950
21-Sep-95	6.3128	33.29	18-Sep-95	5.25	19-Dic-95	6.7496	7.6809
28-Sep-95	6.4042	34.45	25-Sep-95	5.14	26-Dic-95	6.8675	7.5533
5-Oct-95	6.5425	38.31	2-Oct-95	5.34	2-Ene-96	7.0747	7.6958
12-Oct-95	6.7467	40.52	10-Oct-95	5.31	8-Ene-96	7.3328	7.5388
19-Oct-95	6.6908	42.47	16-Oct-95	5.32	16-Ene-96	7.3041	7.5254
26-Oct-95	7.1667	43.50	23-Oct-95	5.22	23-Ene-96	7.8437	7.3608
1-Nov-95	7.4033	44.42	30-Oct-95	5.29	30-Ene-96	8.1181	7.3908
9-Nov-95	8.1383	51.99	6-Nov-95	5.36	6-Feb-96	9.0745	7.4821
16-Nov-95	7.8000	65.03	13-Nov-95	5.43	13-Feb-96	8.9466	7.5688

Tipo de					Tipo de Cambio después de 3 meses		
Fecha	Cambio	a 91 Días	Fecha	tbaa3m	Fecha	Forward	Realizado
23-Nov-95	7.6350	55.60	20-Nov-95	5.34	20-Feb-96	8.5817	7.5785
30-Nov-95	7.5467	53.90	27-Nov-95	5.32	27-Feb-96	8.4512	7.5390
7-Dic-95	7.7083	48.45	4-Dic-95	5.29	5-Mar-96	8.5292	7.5863
14-Dic-95	7.8192	49.73	11-Dic-95	5.30	12-Mar-96	8.6764	7.6045
21-Dic-95	7.5858	47.48	18-Dic-95	5.15	19-Mar-96	8.3784	7.5242
28-Dic-95	7.6842	46.39	26-Dic-95	4.91	26-Mar-96	8.4714	7.5437
4-Ene-96	7.5700	44.47	2-Ene-96	5.04	2-Abr-96	8.3069	7.5110
11-Ene-96	7.5213	41.74	9-Ene-96	5.03	9-Abr-96	8.2030	7.5366
18-Ene-96	7.4667	41.71	16-Ene-96	5.02	16-Abr-96	8.1431	7.4315
25-Ene-96	7.3867	38.37	29-Ene-96	5.01	23-Abr-96	7.9951	7.4175
1-Feb-96	7.4170	38.39	5-Feb-96	4.88	30-Abr-96	8.0309	7.4462
8-Feb-96	7.4863	39.08	12-Feb-96	4.80	7-May-96	8.1203	7.5120
15-Feb-96	7.5008	41.32	20-Feb-96	4.78	14-May-96	8.1779	7.4075
22-Feb-96	7.5477	41.98	26-Feb-96	4.86	21-May-96	8.2397	7.3940
29-Feb-96	7.6296	42.54	4-Mar-96	4.89	28-May-96	8.3391	7.3850
7-Mar-96	7.5713	44.49	11-Mar-96	4.95	4-Jun-96	8.3106	7.4313
14-Mar-96	7.5616	45.78	18-Mar-96	5.02	11-Jun-96	8.3226	7.6308
20-Mar-96	7.5432	41.99	25-Mar-96	4.99	17-Jun-96	8.2323	7.5843
28-Mar-96	7.5526	39.92	1-Abr-96	5.07	25-Jun-96	8.2024	7.6077
3-Abr-96	7.5181	39.01	8-Abr-96	5.03	1-Jul-96	8.1488	7.6215
11-Abr-96	7.4990	39.63	15-Abr-96	4.87	9-Jul-96	8.1428	7.6383
18-Abr-96	7.4410	35.71	22-Abr-96	4.97	16-Jul-96	8.0058	7.6575
25-Abr-96	7.3794	34.25	29-Abr-96	5.00	23-Jul-96	7.9124	7.6078
2-May-96	7.4692	34.72	6-May-96	5.02	30-Jul-96	8.0169	7.5713
9-May-96	7.4762	33.57	13-May-96	5.02	6-Ago-96	8.0032	7.5340
16-May-96	7.4179	30.21	20-May-96	5.03	13-Ago-96	7.8791	7.4897
23-May-96	7.3823	28.74	28-May-96	5.03	20-Ago-96	7.8145	7.4778
30-May-96	7.4367	28.09	3-Jun-96	5.09	27-Ago-96	7.8589	7.5163
6-Jun-96	7.5017	29.17	10-Jun-96	5.16	3-Sep-96	7.9463	7.5828
13-Jun-96	7.6343	30.61	17-Jun-96	5.08	10-Sep-96	8.1154	7.5385
20-Jun-96	7.5506	29.20	24-Jun-96	5.10	17-Sep-96	7.9998	7.5055
27-Jun-96	7.6323	29.58	1-Jul-96	5.12	24-Sep-96	8.0931	7.5364
4-Jul-96	7.6093	30.81	8-Jul-96	5.21	1-Oct-96	8.0900	7.5317
11-Jul-96	7.6429	31.61	15-Jul-96	5.19	8-Oct-96	8.1412	7.5400
18-Jul-96	7.6453	33.40	22-Jul-96	5.14	15-Oct-96	8.1786	7.7472
25-Jul-96	7.5903	30.82	29-Jul-96	5.20	22-Oct-96	8.0702	7.7625
1-Ago-96	7.5709	31.70	5-Ago-96	5.08	29-Oct-96	8.0684	7.9172
8-Ago-96	7.5349	29.00	12-Ago-96	5.04	5-Nov-96	7.9806	7.8920
15-Ago-96	7.5077	29.43	19-Ago-96	5.06	12-Nov-96	7.9594	7.9155
22-Ago-96	7.4757	27.59	26-Ago-96	5.07	19-Nov-96	7.8913	7.8975
29-Ago-96	7.5205	28.07	3-Sep-96	5.19	26-Nov-96	7.9452	7.8750
5-Sep-96	7.5996	29.37	9-Sep-96	5.17	3-Dic-96	8.0535	7.8787
12-Sep-96	7.5417	27.73	16-Sep-96	5.07	10-Dic-96	7.9636	7.8723
19-Sep-96	7.5052	27.30	23-Sep-96	5.18	17-Dic-96	7.9149	7.8771
26-Sep-96	7.5374	26.75	30-Sep-96	5.01	24-Dic-96	7.9420	7.8325
3-Oct-96	7.5302	25.63	7-Oct-96	4.96	31-Dic-96	7.9146	7.8703
10-Oct-96	7.6109	25.11	15-Oct-96	5.01	7-Ene-97	7.9886	7.8375
17-Oct-96	7.7726	28.75	21-Oct-96	5.01	14-Ene-97	8.2282	7.8005

	Cetes		Tipo de Cambio después de 3 meses				
Fecha	Tipo de Cambio	a 91 Días	Fecha	tbaa3m	Fecha	Forward	Realizado
24-Oct-96	7.8297	28.79	28-Oct-96	5.04	21-Ene-97	8.2888	7.8033
31-Oct-96	8.0478	30.10	4-Nov-96	5.04	28-Ene-97	8.5457	7.8152
7-Nov-96	7.9527	28.90	12-Nov-96	5.02	4-Feb-97	8.4216	7.8322
14-Nov-96	7.9182	29.68	18-Nov-96	5.03	11-Feb-97	8.4001	7.7927
21-Nov-96	7.8960	29.46	25-Nov-96	5.03	18-Feb-97	8.3723	7.8010
28-Nov-96	7.8858	27.70	2-Dic-96	4.98	25-Feb-97	8.3282	7.7556
5-Dic-96	7.8885	26.06	9-Dic-96	4.83	4-Mar-97	8.3022	7.9737
12-Dic-96	7.8723	26.57	16-Dic-96	4.76	10-Mar-97	8.2965	7.9590
19-Dic-96	7.8674	26.85	23-Dic-96	4.92	18-Mar-97	8.2935	7.9492
26-Dic-96	7.8442	26.55	30-Dic-96	5.08	25-Mar-97	8.2600	7.8905
2-Ene-97	7.9027	25.99	6-Ene-97	5.02	1-Abr-97	8.3119	7.9117
9-Ene-97	7.8208	24.93	13-Ene-97	5.04	8-Abr-97	8.2049	7.8851
16-Ene-97	7.8222	24.43	21-Ene-97	5.03	15-Abr-97	8.1969	7.8877
23-Ene-97	7.7913	24.16	27-Ene-97	5.06	22-Abr-97	8.1587	7.8703
30-Ene-97	7.8409	23.50	3-Feb-97	5.00	29-Abr-97	8.1991	7.9743
6-Feb-97	7.8282	23.21	10-Feb-97	5.02	6-May-97	8.1798	7.8781
13-Feb-97	7.7898	22.14	18-Feb-97	4.98	13-May-97	8.1199	7.9065
20-Feb-97	7.7460	21.29	24-Feb-97	5.01	20-May-97	8.0574	7.8878
27-Feb-97	7.8358	21.18	3-Mar-97	5.10	27-May-97	8.1468	7.9263
6-Mar-97	8.0092	22.81	10-Mar-97	5.06	3-Jun-97	8.3602	7.9118
13-Mar-97	7.9987	22.86	17-Mar-97	5.13	10-Jun-97	8.3488	7.9689
20-Mar-97	7.9407	22.23	24-Mar-97	5.26	17-Jun-97	8.2732	7.9424
27-Mar-97	7.9126	21.38	31-Mar-97	5.18	23-Jun-97	8.2290	7.9770
3-Abr-97	7.9720	21.90	7-Abr-97	5.14	1-Jul-97	8.3018	7.9298
10-Abr-97	7.9153	22.98	14-Abr-97	5.15	8-Jul-97	8.2636	7.9147
17-Abr-97	7.8852	22.97	21-Abr-97	5.21	15-Jul-97	8.2308	7.8861
24-Abr-97	7.8545	21.93	28-Abr-97	5.22	22-Jul-97	8.1784	7.8571
30-Abr-97	7.9519	22.08	5-May-97	5.14	29-Jul-97	8.2844	7.7808
8-May-97	7.9253	20.49	12-May-97	5.08	5-Ago-97	8.2268	7.8051
15-May-97	7.9031	20.79	19-May-97	5.17	12-Ago-97	8.2078	7.7820
22-May-97	7.8689	20.31	27-May-97	5.03	19-Ago-97	8.1658	7.7575
29-May-97	7.9082	20.78	2-Jun-97	4.93	26-Ago-97	8.2177	7.7637
5-Jun-97	7.9482	21.31	9-Jun-97	4.94	2-Sep-97	8.2695	7.7770
12-Jun-97	7.9633	21.78	16-Jun-97	4.88	9-Sep-97	8.2957	7.7791
19-Jun-97	7.9168	21.24	23-Jun-97	4.94	17-Sep-97	8.2355	7.7546
26-Jun-97	7.9577	21.26	30-Jun-97	5.12	23-Sep-97	8.2747	7.7681
3-Jul-97	7.9497	19.64	7-Jul-97	4.97	30-Sep-97	8.2377	7.7707
10-Jul-97	7.8913	18.95	14-Jul-97	5.05	7-Oct-97	8.1621	7.7497
17-Jul-97	7.8557	19.75	21-Jul-97	5.11	14-Oct-97	8.1396	7.7427
24-Jul-97	7.8313	19.67	28-Jul-97	5.12	21-Oct-97	8.1126	7.7196
31-Jul-97	7.8248	19.00	4-Ago-97	5.15	28-Oct-97	8.0923	8.2967
7-Ago-97	7.7895	19.18	11-Ago-97	5.17	4-Nov-97	8.0588	8.2535
14-Ago-97	7.7660	19.63	18-Ago-97	5.08	11-Nov-97	8.0449	8.3100
21-Ago-97	7.7597	20.34	25-Ago-97	5.12	18-Nov-97	8.0512	8.2642
28-Ago-97	7.7746	21.43	2-Sep-97	5.07	25-Nov-97	8.0886	8.2358
4-Sep-97	7.7882	20.72	8-Sep-97	5.01	2-Dic-97	8.0903	8.1538
11-Sep-97	7.7847	20.92	15-Sep-97	4.91	9-Dic-97	8.0925	8.1148
18-Sep-97	7.7560	21.48	22-Sep-97	4.90	16-Dic-97	8.0736	8.0916

Tipo de Cetes			Tipo de Cambio después de 3 meses				
Fecha	Cambio	a 91 Días	Fecha	tbaa3m	Fecha	Forward	Realizado
25-Sep-97	7.8072	18.92	29-Sep-97	4.93	23-Dic-97	8.0769	8.1268
2-Oct-97	7.7530	18.53	6-Oct-97	4.93	30-Dic-97	8.0134	8.0640
9-Oct-97	7.7700	18.64	14-Oct-97	4.98	6-Ene-98	8.0321	8.0422
16-Oct-97	7.7336	19.12	20-Oct-97	4.96	13-Ene-98	8.0040	8.1628
23-Oct-97	7.7630	18.84	27-Oct-97	4.97	20-Ene-98	8.0289	8.2145
30-Oct-97	8.3433	24.40	3-Nov-97	5.12	27-Ene-98	8.7404	8.2662
6-Nov-97	8.3650	21.65	10-Nov-97	5.16	3-Feb-98	8.7055	8.4323
13-Nov-97	8.3800	22.62	17-Nov-97	5.17	10-Feb-98	8.7409	8.4850
20-Nov-97	8.2883	21.96	24-Nov-97	5.15	16-Feb-98	8.6322	8.4629
27-Nov-97	8.2165	21.79	1-Dic-97	5.11	24-Feb-98	8.5548	8.6140
4-Dic-97	8.1057	19.50	8-Dic-97	5.15	3-Mar-98	8.3928	8.5347
11-Dic-97	8.1998	20.17	15-Dic-97	5.07	10-Mar-98	8.5055	8.6273
18-Dic-97	8.0740	19.75	22-Dic-97	5.30	17-Mar-98	8.3619	8.6048
24-Dic-97	8.1648	20.19	29-Dic-97	5.29	24-Mar-98	8.4650	8.5368
31-Dic-97	8.0681	19.79	5-Ene-98	5.12	30-Mar-98	8.3603	8.5353
8-Ene-98	8.0775	18.97	12-Ene-98	4.97	7-Abr-98	8.3567	8.5274
15-Ene-98	8.2762	19.88	20-Ene-98	4.98	14-Abr-98	8.5807	8.4928
22-Ene-98	8.3320	19.68	26-Ene-98	5.07	21-Abr-98	8.6325	8.4550
29-Ene-98	8.4640	18.93	2-Feb-98	5.10	28-Abr-98	8.7530	8.4818
4-Feb-98	8.4135	18.98	9-Feb-98	5.10	5-May-98	8.7018	8.4770
12-Feb-98	8.4495	19.37	17-Feb-98	5.08	12-May-98	8.7476	8.4965
19-Feb-98	8.5449	19.57	23-Feb-98	5.14	19-May-98	8.8492	8.5849
26-Feb-98	8.5583	20.58	2-Mar-98	5.12	26-May-98	8.8849	8.7081
5-Mar-98	8.6202	19.85	9-Mar-98	4.97	2-Jun-98	8.9369	8.8818
12-Mar-98	8.5673	20.06	16-Mar-98	4.99	9-Jun-98	8.8861	8.8360
19-Mar-98	8.5638	22.53	23-Mar-98	5.03	16-Jun-98	8.9338	8.9815
26-Mar-98	8.5252	20.60	30-Mar-98	5.05	23-Jun-98	8.8525	8.8927
2-Abr-98	8.5214	19.93	6-Abr-98	4.96	30-Jun-98	8.8364	8.9852
8-Abr-98	8.5106	20.08	13-Abr-98	5.04	7-Jul-98	8.8266	8.9558
16-Abr-98	8.5009	19.39	20-Abr-98	4.99	14-Jul-98	8.8032	8.8548
23-Abr-98	8.4703	18.81	27-Abr-98	4.94	21-Jul-98	8.7604	8.8033
30-Abr-98	8.4898	19.13	4-May-98	4.99	28-Jul-98	8.7862	8.8861
7-May-98	8.5007	18.53	11-May-98	5.01	4-Ago-98	8.7845	8.9648
14-May-98	8.5069	18.16	18-May-98	5.08	11-Ago-98	8.7816	9.2016
21-May-98	8.6223	18.80	26-May-98	5.02	18-Ago-98	8.9157	9.2302
28-May-98	8.7873	19.90	1-Jun-98	4.95	25-Ago-98	9.1117	9.6001
4-Jun-98	8.7803	20.11	8-Jun-98	5.00	2-Sep-98	9.1079	9.9458
11-Jun-98	8.9609	19.85	15-Jun-98	5.01	8-Sep-98	9.2892	10.2742
18-Jun-98	8.8967	21.88	22-Jun-98	4.99	15-Sep-98	9.2677	10.2058
25-Jun-98	8.9537	22.11	29-Jun-98	5.00	22-Sep-98	9.3320	10.0962
2-Jul-98	8.9863	23.17	6-Jul-98	4.96	29-Sep-98	9.3904	10.1119
9-Jul-98	8.9432	22.11	13-Jul-98	4.98	6-Oct-98	9.3215	10.1729
16-Jul-98	8.8393	20.95	20-Jul-98	4.95	13-Oct-98	9.1886	10.1863
23-Jul-98	8.8647	20.94	27-Jul-98	4.92	20-Oct-98	9.2154	10.0420
30-Jul-98	8.9008	21.95	3-Ago-98	4.98	27-Oct-98	9.2738	10.1490
6-Ago-98	9.0255	22.63	10-Ago-98	4.94	3-Nov-98	9.4198	10.0312
13-Ago-98	9.2325	24.25	17-Ago-98	4.91	10-Nov-98	9.6735	10.0256
20-Ago-98	9.3134	25.03	24-Ago-98	4.92	17-Nov-98	9.7759	9.9440

	Tipo de	Cetes			Tipo de Cambio después de 3 meses		
Fecha	Cambio	a 91 Días	Fecha	tbaa3m	Fecha	Forward	Realizado
27-Ago-98	9.9600	28.97	31-Ago-98	4.80	24-Nov-98	10.5547	9.9145
3-Sep-98	10.1072	N/E	8-Sep-98	4.79	1-Dic-98	10.7110	10.0318
10-Sep-98	10.5325	40.61	14-Sep-98	4.74	8-Dic-98	11.4659	9.9423
17-Sep-98	10.3158	46.40	21-Sep-98	4.64	15-Dic-98	11.3804	9.9498
24-Sep-98	10.1117	38.68	28-Sep-98	4.43	22-Dic-98	10.9680	9.8028
1-Oct-98	10.3137	36.19	5-Oct-98	4.16	29-Dic-98	11.1311	9.8650
8-Oct-98	10.3549	41.00	13-Oct-98	3.91	5-Ene-99	11.3058	9.7921
15-Oct-98	10.1312	39.62	19-Oct-98	3.85	12-Ene-99	11.0285	10.0848
22-Oct-98	9.9930	35.59	26-Oct-98	4.07	19-Ene-99	10.7725	10.2783
29-Oct-98	10.2198	35.25	2-Nov-98	4.43	26-Ene-99	10.9986	10.2252
5-Nov-98	9.9886	34.67	9-Nov-98	4.47	2-Feb-99	10.7344	10.0823
12-Nov-98	10.0563	34.13	16-Nov-98	4.40	9-Feb-99	10.7956	10.0764
19-Nov-98	9.9203	33.97	23-Nov-98	4.45	16-Feb-99	10.6444	9.9190
26-Nov-98	9.9404	34.44	30-Nov-98	4.44	23-Feb-99	10.6777	9.9565
3-Dic-98	9.9876	37.35	7-Dic-98	4.32	2-Mar-99	10.8035	9.9528
10-Dic-98	9.9500	35.33	14-Dic-98	4.39	9-Mar-99	10.7113	9.7927
17-Dic-98	9.7863	34.41	21-Dic-98	4.44	16-Mar-99	10.5115	9.6587
24-Dic-98	9.7863	32.88	28-Dic-98	4.52	23-Mar-99	10.4724	9.6723
31-Dic-98	9.8963	31.80	4-Ene-99	4.38	30-Mar-99	10.5673	9.5376
7-Ene-99	9.8527	29.29	11-Ene-99	4.39	6-Abr-99	10.4594	9.4846
14-Ene-99	10.5383	33.18	19-Ene-99	4.28	13-Abr-99	11.2916	9.5058
21-Ene-99	10.2874	33.81	25-Ene-99	4.31	20-Abr-99	11.0380	9.4077
28-Ene-99	10.1752	32.81	1-Feb-99	4.40	27-Abr-99	10.8900	9.3285
4-Feb-99	10.1217	30.36	8-Feb-99	4.42	4-May-99	10.7709	9.2749
11-Feb-99	9.9793	29.74	16-Feb-99	4.44	11-May-99	10.6036	9.2533
18-Feb-99	9.8809	27.70	22-Feb-99	4.53	18-May-99	10.4468	9.2983
25-Feb-99	9.9836	27.07	1-Mar-99	4.57	25-May-99	10.5388	9.5468
4-Mar-99	9.9334	27.04	8-Mar-99	4.51	1-Jun-99	10.4867	9.8156
11-Mar-99	9.7480	24.94	15-Mar-99	4.47	8-Jun-99	10.2413	9.4879
18-Mar-99	9.6462	22.85	22-Mar-99	4.38	15-Jun-99	10.0868	9.5018
25-Mar-99	9.6454	22.80	29-Mar-99	4.38	22-Jun-99	10.0848	9.3717
31-Mar-99	9.5218	21.68	5-Abr-99	4.27	28-Jun-99	9.9319	9.4875
8-Abr-99	9.4771	20.84	12-Abr-99	4.19	6-Jul-99	9.8675	9.3314
15-Abr-99	9.5430	21.32	19-Abr-99	4.23	13-Jul-99	9.9465	9.4590
22-Abr-99	9.3317	20.90	26-Abr-99	4.34	20-Jul-99	9.7139	9.3013
29-Abr-99	9.2622	21.12	3-May-99	4.48	27-Jul-99	9.6432	9.3680
6-May-99	9.3330	21.06	10-May-99	4.48	3-Ago-99	9.7156	9.4552
13-May-99	9.2698	21.06	17-May-99	4.57	10-Ago-99	9.6476	9.5063
20-May-99	9.3242	20.75	24-May-99	4.50	17-Ago-99	9.6988	9.3332
27-May-99	9.7498	21.21	1-Jun-99	4.62	24-Ago-99	10.1496	9.3310
3-Jun-99	9.6545	21.71	7-Jun-99	4.51	31-Ago-99	10.0650	9.3850
10-Jun-99	9.5985	21.26	14-Jun-99	4.62	7-Sep-99	9.9932	9.3497
17-Jun-99	9.4038	21.61	21-Jun-99	4.61	14-Sep-99	9.7989	9.3323
24-Jun-99	9.4590	20.81	28-Jun-99	4.75	21-Sep-99	9.8343	9.3044
1-Jul-99	9.3773	20.89	6-Jul-99	4.59	28-Sep-99	9.7551	9.3582
8-Jul-99	9.3303	20.35	12-Jul-99	4.60	5-Oct-99	9.6935	9.4758
15-Jul-99	9.3343	20.79	19-Jul-99	4.52	12-Oct-99	9.7097	9.4675
22-Jul-99	9.3746	20.73	26-Jul-99	4.54	19-Oct-99	9.7498	9.6713

	Tipo de	Cetes			Tipo de Cambio después de 3 meses		
Fecha	Cambio	a 91 Días	Fecha	tbaa3m	Fecha	Forward	Realizado
29-Jul-99	9.4260	21.15	2-Ago-99	4.70	26-Oct-99	9.8091	9.6299
5-Ago-99	9.5097	21.49	9-Ago-99	4.79	3-Nov-99	9.9020	9.5552
12-Ago-99	9.3533	22.09	16-Ago-99	4.68	9-Nov-99	9.7557	9.4158
19-Ago-99	9.3745	21.18	23-Ago-99	4.85	15-Nov-99	9.7526	9.3685
26-Ago-99	9.3394	21.18	30-Ago-99	4.88	23-Nov-99	9.7154	9.3324
2-Sep-99	9.3739	21.61	7-Sep-99	4.72	30-Nov-99	9.7651	9.4320
9-Sep-99	9.3471	21.29	13-Sep-99	4.66	7-Dic-99	9.7312	9.4416
15-Sep-99	9.3092	21.12	20-Sep-99	4.66	13-Dic-99	9.6879	9.4143
23-Sep-99	9.3055	21.32	27-Sep-99	4.72	21-Dic-99	9.6872	9.3142
30-Sep-99	9.3483	21.39	4-Oct-99	4.73	28-Dic-99	9.7331	9.5143
7-Oct-99	9.4598	21.06	12-Oct-99	4.78	4-Ene-00	9.8403	9.4564
14-Oct-99	9.6308	19.47	18-Oct-99	4.99	11-Ene-00	9.9751	9.4780
21-Oct-99	9.6482	20.39	25-Oct-99	5.00	18-Ene-00	10.0148	9.4383
28-Oct-99	9.6357	20.26	1-Nov-99	5.00	25-Ene-00	9.9988	9.5288
4-Nov-99	9.4712	19.59	8-Nov-99	5.03	1-Feb-00	9.8117	9.5956
11-Nov-99	9.3857	18.41	15-Nov-99	5.12	8-Feb-00	9.6936	9.4018
18-Nov-99	9.3460	18.16	22-Nov-99	5.11	15-Feb-00	9.6471	9.3880
25-Nov-99	9.2945	18.55	29-Nov-99	5.20	22-Feb-00	9.6007	9.4395
2-Dic-99	9.5326	18.01	6-Dic-99	5.05	29-Feb-00	9.8376	9.3662
9-Dic-99	9.4288	17.36	13-Dic-99	5.21	7-Mar-00	9.7115	9.3009
16-Dic-99	9.3578	17.58	20-Dic-99	5.40	14-Mar-00	9.6389	9.3127
23-Dic-99	9.3695	17.84	27-Dic-99	5.30	22-Mar-00	9.6594	9.2765
30-Dic-99	9.4986	17.44	3-Ene-00	5.36	28-Mar-00	9.7817	9.1883
6-Ene-00	9.5705	17.71	10-Ene-00	5.24	4-Abr-00	9.8650	9.2878
13-Ene-00	9.5057	16.98	18-Ene-00	5.35	11-Abr-00	9.7784	9.3918
20-Ene-00	9.4038	17.33	24-Ene-00	5.39	18-Abr-00	9.6808	9.4388
27-Ene-00	9.5123	17.71	31-Ene-00	5.56	25-Abr-00	9.7973	9.4078
3-Feb-00	9.5011	17.19	7-Feb-00	5.55	2-May-00	9.7738	9.3374
10-Feb-00	9.4348	16.44	14-Feb-00	5.51	9-May-00	9.6891	9.4855
17-Feb-00	9.3905	16.02	22-Feb-00	5.64	16-May-00	9.6308	9.5088
24-Feb-00	9.3798	16.09	28-Feb-00	5.67	23-May-00	9.6207	9.5090
2-Mar-00	9.3382	15.52	6-Mar-00	5.69	30-May-00	9.5645	9.5160
9-Mar-00	9.2837	14.29	13-Mar-00	5.73	6-Jun-00	9.4796	9.6570
16-Mar-00	9.3224	14.14	20-Mar-00	5.78	13-Jun-00	9.5145	9.7645
23-Mar-00	9.2398	14.31	27-Mar-00	5.72	20-Jun-00	9.4354	9.8644
30-Mar-00	9.3015	14.02	3-Abr-00	5.71	27-Jun-00	9.4920	10.0787
6-Abr-00	9.3535	14.13	10-Abr-00	5.68	4-Jul-00	9.5483	9.4876
13-Abr-00	9.3988	13.97	17-Abr-00	5.65	11-Jul-00	9.5916	9.4280
19-Abr-00	9.3939	15.00	24-Abr-00	5.62	17-Jul-00	9.6111	9.3491
27-Abr-00	9.4521	14.38	1-May-00	5.78	25-Jul-00	9.6524	9.3657
4-May-00	9.3928	14.37	8-May-00	6.02	1-Ago-00	9.5860	9.3428
11-May-00	9.5768	16.06	15-May-00	6.07	8-Ago-00	9.8124	9.3353
18-May-00	9.5751	15.90	22-May-00	5.81	15-Ago-00	9.8132	9.2504
25-May-00	9.4940	16.00	30-May-00	5.73	22-Ago-00	9.7343	9.2322
1-Jun-00	9.4988	15.79	5-Jun-00	5.80	29-Ago-00	9.7326	9.2317
8-Jun-00	9.8519	15.77	12-Jun-00	5.78	5-Sep-00	10.0944	9.2612
15-Jun-00	9.8478	16.48	19-Jun-00	5.69	12-Sep-00	10.1097	9.2542
22-Jun-00	9.8707	16.96	26-Jun-00	5.68	19-Sep-00	10.1452	9.4250

Tabla B.2 Datos de los Forwards a 1 Mes

Fecha	Cetes		Tipo de	Tipo de Cambio después de 30 Días		
	a 28 Días	tbsm4w	Cambio	Fecha	Forward	Realizado
2-Ago-01	8.34	3.60	9.1698	31-Ago-01	9.2059	9.2000
9-Ago-01	7.24	3.56	9.0897	7-Sep-01	9.1175	9.3242
16-Ago-01	7.37	3.43	9.0833	14-Sep-01	9.1130	9.4942
23-Ago-01	6.97	3.44	9.1205	21-Sep-01	9.1473	9.4848
30-Ago-01	7.61	3.36	9.1692	28-Sep-01	9.2016	9.5098
6-Sep-01	8.75	3.39	9.2898	5-Oct-01	9.3312	9.5808
13-Sep-01	9.76	2.69	9.4748	12-Oct-01	9.5305	9.3538
20-Sep-01	9.09	2.00	9.4802	19-Oct-01	9.5361	9.1971
27-Sep-01	9.67	2.30	9.5542	26-Oct-01	9.6128	9.2722
4-Oct-01	9.10	2.19	9.5243	2-Nov-01	9.5790	9.2783
11-Oct-01	9.12	2.27	9.3397	9-Nov-01	9.3929	9.2318
18-Oct-01	8.20	2.25	9.2310	16-Nov-01	9.2767	9.2121
25-Oct-01	7.02	2.24	9.2469	23-Nov-01	9.2837	9.1476
1-Nov-01	7.40	2.15	9.2892	30-Nov-01	9.3298	9.2681
8-Nov-01	7.28	1.90	9.2115	7-Dic-01	9.2527	9.2124
15-Nov-01	7.64	1.96	9.2028	14-Dic-01	9.2463	9.0798
22-Nov-01	7.81	1.97	9.1409	21-Dic-01	9.1853	9.1682
29-Nov-01	7.00	1.88	9.2815	28-Dic-01	9.3210	9.1692
6-Dic-01	6.18	1.70	9.2401	4-Ene-02	9.2745	9.1368
13-Dic-01	6.18	1.67	9.1204	11-Ene-02	9.1546	9.2734
20-Dic-01	6.03	1.64	9.1682	18-Ene-02	9.2017	9.1190
27-Dic-01	6.75	1.72	9.1423	25-Ene-02	9.1806	9.1295
3-Ene-02	7.35	1.70	9.1142	1-Feb-02	9.1571	9.1544
10-Ene-02	6.48	1.64	9.2444	8-Feb-02	9.2816	9.1465
17-Ene-02	6.41	1.57	9.1255	15-Feb-02	9.1623	9.0652
24-Ene-02	6.78	1.66	9.1295	22-Feb-02	9.1684	9.1061
31-Ene-02	7.85	1.66	9.1463	1-Mar-02	9.1934	9.0957
7-Feb-02	8.15	1.68	9.1381	8-Mar-02	9.1873	9.0728
14-Feb-02	8.21	1.72	9.0838	15-Mar-02	9.1329	9.0929
21-Feb-02	7.99	1.73	9.0757	22-Mar-02	9.1230	9.0403
28-Feb-02	7.28	1.73	9.1303	27-Mar-02	9.1725	9.0160
7-Mar-02	6.97	1.74	9.0753	5-Abr-02	9.1148	9.0266
14-Mar-02	6.78	1.76	9.1182	12-Abr-02	9.1563	9.0749
21-Mar-02	7.70	1.76	9.0707	19-Abr-02	9.1155	9.2345
28-Mar-02	7.48	1.74	9.0160	26-Abr-02	9.0591	9.3528
4-Abr-02	6.21	1.74	9.0468	3-May-02	9.0805	9.4978
11-Abr-02	5.84	1.69	9.0771	10-May-02	9.1084	9.5102
18-Abr-02	5.72	1.67	9.2345	17-May-02	9.2656	9.4710
25-Abr-02	5.28	1.65	9.3528	24-May-02	9.3811	9.5585
2-May-02	5.67	1.71	9.4170	31-May-02	9.4480	9.6562
9-May-02	6.58	1.71	9.4463	7-Jun-02	9.4846	9.7412
16-May-02	6.87	1.71	9.4863	14-Jun-02	9.5270	9.6684
23-May-02	6.98	1.70	9.5165	21-Jun-02	9.5583	9.9473
30-May-02	6.93	1.70	9.7148	28-Jun-02	9.7571	9.9568
6-Jun-02	7.00	1.71	9.7760	5-Jul-02	9.8190	9.9034
13-Jun-02	7.23	1.68	9.6532	12-Jul-02	9.6978	9.7072

Fecha	Cetes		Tipo de Cambio	Tipo de Cambio después de 30 Días		
	a 28 Días	tbsm4w		Fecha	Forward	Realizado
20-Jun-02	6.89	1.65	9.7676	19-Jul-02	9.8102	9.7053
27-Jun-02	8.06	1.67	9.9615	26-Jul-02	10.0145	9.7652
3-Jul-02	8.20	1.68	9.9502	2-Ago-02	10.0042	9.8769
11-Jul-02	7.24	1.69	9.7979	9-Ago-02	9.8432	9.7640
18-Jul-02	7.24	1.69	9.6462	16-Ago-02	9.6908	9.8643
25-Jul-02	6.82	1.68	9.7158	23-Ago-02	9.7574	9.8488
1-Ago-02	6.71	1.68	9.8769	30-Ago-02	9.9182	9.9193
8-Ago-02	6.53	1.65	9.7335	6-Sep-02	9.7730	9.9621
15-Ago-02	6.70	1.64	9.9292	13-Sep-02	9.9710	9.9674
22-Ago-02	6.78	1.64	9.8388	20-Sep-02	9.8809	10.2265
29-Ago-02	6.69	1.69	9.9193	27-Sep-02	9.9606	10.1767
5-Sep-02	6.90	1.64	10.0086	4-Oct-02	10.0524	10.1840
12-Sep-02	6.87	1.67	10.0023	11-Oct-02	10.0456	10.1592
19-Sep-02	6.99	1.61	10.0628	18-Oct-02	10.1079	9.9842
26-Sep-02	8.60	1.64	10.1667	25-Oct-02	10.2256	9.9816
3-Oct-02	7.79	1.56	10.1398	1-Nov-02	10.1924	10.1992
10-Oct-02	7.89	1.57	10.2195	8-Nov-02	10.2733	10.2953
17-Oct-02	7.74	1.63	9.9988	15-Nov-02	10.0496	10.2484
24-Oct-02	7.33	1.62	9.9468	22-Nov-02	9.9941	10.1333
31-Oct-02	7.54	1.46	10.1552	29-Nov-02	10.2066	10.1465
7-Nov-02	7.34	1.18	10.2428	6-Dic-02	10.2953	10.2724
14-Nov-02	7.79	1.20	10.2092	13-Dic-02	10.2652	10.1850
21-Nov-02	7.24	1.21	10.0874	20-Dic-02	10.1380	10.1836
27-Nov-02	6.81	1.26	10.1496	27-Dic-02	10.1965	10.2479
5-Dic-02	6.37	1.21	10.2452	3-Ene-03	10.2892	10.3856
12-Dic-02	7.19	1.18	10.1785	10-Ene-03	10.2294	10.4672
19-Dic-02	6.98	1.17	10.1920	17-Ene-03	10.2413	10.5900
26-Dic-02	6.98	1.12	10.2479	24-Ene-03	10.2979	10.8267
2-Ene-03	7.06	1.16	10.3626	31-Ene-03	10.4135	10.9069
9-Ene-03	7.97	1.16	10.4112	7-Feb-03	10.4702	10.8979
16-Ene-03	8.19	1.15	10.5083	14-Feb-03	10.5699	10.8823
23-Ene-03	8.54	1.14	10.7708	21-Feb-03	10.8372	10.9798
30-Ene-03	9.08	1.15	10.8636	28-Feb-03	10.9353	11.0324
6-Feb-03	8.86	1.15	10.8731	7-Mar-03	10.9429	11.1064
13-Feb-03	9.11	1.16	10.9723	14-Mar-03	11.0449	10.8481
20-Feb-03	8.90	1.17	10.8998	20-Mar-03	10.9699	10.8734
27-Feb-03	9.30	1.22	11.0333	28-Mar-03	11.1075	10.6698
6-Mar-03	9.60	1.18	11.2250	4-Abr-03	11.3037	10.6823
13-Mar-03	9.70	1.13	10.8173	11-Abr-03	10.8945	10.7020
20-Mar-03	8.96	1.17	10.8734	18-Abr-03	10.9439	10.6225
27-Mar-03	8.43	1.16	10.7671	25-Abr-03	10.8323	10.4318
3-Abr-03	8.72	1.15	10.6619	2-May-03	10.7291	10.2003
10-Abr-03	8.25	1.16	10.7651	9-May-03	10.8286	10.1068
17-Abr-03	7.99	1.12	10.6398	16-May-03	10.7004	10.3760
24-Abr-03	7.62	1.11	10.4318	23-May-03	10.4883	10.2473
1-May-03	6.73	1.07	10.2003	30-May-03	10.2484	10.3377
8-May-03	5.82	1.04	10.1068	6-Jun-03	10.1470	10.5608
15-May-03	4.90	0.96	10.3760	13-Jun-03	10.4100	10.5946

Fecha	Cetes		Tipo de Cambio	Tipo de Cambio después de 30 Días		
	a 28 Días	tbsm4w		Fecha	Forward	Realizado
22-May-03	5.35	1.11	10.2473	20-Jun-03	10.2835	10.4669
29-May-03	4.91	1.17	10.3377	27-Jun-03	10.3699	10.4176
5-Jun-03	4.72	1.10	10.2402	4-Jul-03	10.2711	10.4087
12-Jun-03	5.64	1.01	10.5946	11-Jul-03	10.6354	10.4213
19-Jun-03	5.31	0.82	10.4669	18-Jul-03	10.5060	10.3600
26-Jun-03	5.11	0.84	10.4176	25-Jul-03	10.4546	10.5095
3-Jul-03	4.38	0.86	10.4087	1-Ago-03	10.4392	10.5997
10-Jul-03	4.91	0.87	10.4213	8-Ago-03	10.4564	10.6623
17-Jul-03	5.09	0.82	10.3600	15-Ago-03	10.3968	10.7273
24-Jul-03	4.35	0.89	10.5095	22-Ago-03	10.5398	10.8615
31-Jul-03	4.14	0.89	10.5997	29-Ago-03	10.6284	11.0475
7-Ago-03	4.31	0.89	10.6623	5-Sep-03	10.6927	10.8620
14-Ago-03	4.30	0.94	10.7273	12-Sep-03	10.7573	10.9793
21-Ago-03	4.53	0.93	10.8615	19-Sep-03	10.8941	10.8955
28-Ago-03	4.65	0.97	11.0475	26-Sep-03	11.0814	10.9272
4-Sep-03	4.98	0.94	10.8620	3-Oct-03	10.8985	11.2473
11-Sep-03	4.71	0.91	10.9793	10-Oct-03	11.0140	11.1946
18-Sep-03	4.77	0.87	10.8955	17-Oct-03	10.9309	11.2802
25-Sep-03	4.47	0.86	10.9272	24-Oct-03	10.9600	11.1784
2-Oct-03	4.58	0.84	11.2473	31-Oct-03	11.2823	11.0525
9-Oct-03	5.47	0.88	11.1946	7-Nov-03	11.2374	10.9688
16-Oct-03	5.42	0.88	11.2802	14-Nov-03	11.3228	11.1442
23-Oct-03	5.24	0.90	11.1784	21-Nov-03	11.2188	11.2058
30-Oct-03	4.86	0.95	11.1058	28-Nov-03	11.1420	11.3985
6-Nov-03	4.48	0.93	10.9903	5-Dic-03	11.0228	11.1959
13-Nov-03	4.55	0.89	11.1757	11-Dic-03	11.2098	11.1877
20-Nov-03	5.15	0.91	11.2094	19-Dic-03	11.2490	11.2295
27-Nov-03	5.78	0.95	11.3385	26-Dic-03	11.3841	11.218
4-Dic-03	6.31	0.92	11.2224	2-Ene-04	11.2728	11.0885



UNIVERSIDAD NACIONAL
AUTÓNOMA DE
MÉXICO

**Programa de Posgrado en Ciencias de la
Administración**

Oficio: PPCA/GA/2004

Asunto: Envío oficio de nombramiento de jurado de Maestría.

Coordinación

Ing. Leopoldo Silva Gutiérrez
Director General de Administración Escolar
de esta Universidad
Presente.

At'n.: Biol. Francisco Javier Incera Ugalde
Jefe de la Unidad de Administración del Posgrado

Me permito hacer de su conocimiento, que el alumno **Domingo Rodríguez Benavides** presentará Examen de Grado dentro del Plan de Maestría en Finanzas toda vez que ha concluido el Plan de Estudios respectivo y su tesis, por lo que el Subcomité Académico de las Maestrías, tuvo a bien designar el siguiente jurado:

Dr. Alejandro Islas Camargo	Presidente
M.F. Arturo Morales Castro	Vocal
M.I.O. Genoveva Barrera Godínez	Secretario
M.F. Francisco López Herrera	Suplente
M.F. Eduardo Herreras Aristi	Suplente

Por su atención le doy las gracias y aprovecho la oportunidad para enviarle un cordial saludo.

Atentamente

"Por mi raza hablará el espíritu"

Ciudad Universitaria, D.F., 2. de junio del 2004.

El Coordinador del Programa

Dr. Ricardo Alfredo Varela Juárez