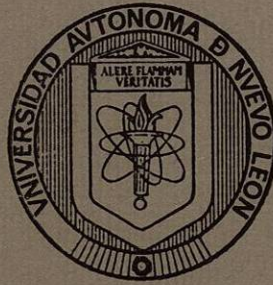


UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON

FACULTAD DE ECONOMIA



TESIS

EN OPCION AL TITULO DE LICENCIADO EN ECONOMIA

**Determinación del Tipo de Cambio:
Una Aplicación del Enfoque Monetario para la Cotización del Peso
Mexicano y el Dólar Estadounidense, para el Período de 1995 a 2001**

JULIO ARTURO CARRILLO ABREGO

MONTERREY, N. L.

JUNIO DE 2002

TL

HG3852

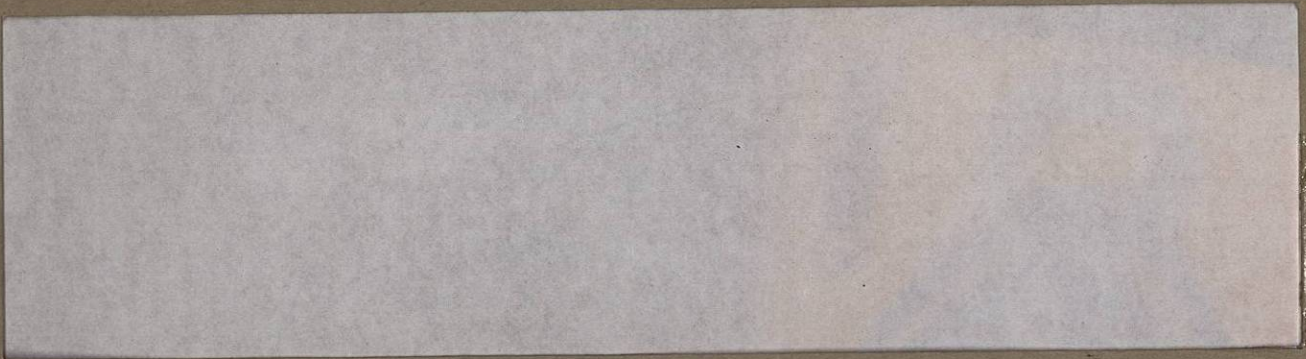
.C37

2002

e.1



1080124517



**Determinación del Tipo de Cambio:
Una Aplicación del Enfoque Monetario para la Cotización del Peso
Mexicano y el Dólar Estadounidense, para el Período de 1995 a 2001**

JULIO ARTURO CARRILLO ABREGO

MONTERREY, N. L.

JUNIO DE 2002

TL
HG 3852
. C 37
2000



A mis padres, a quienes les debo todo

A mi hermana, por su fe y confianza incondicional

A Brenda, por su amor, comprensión y apoyo en los episodios más importantes de mi vida

Este trabajo no hubiera sido posible sin los consejos y asesorías de varios compañeros de clase y maestros de la Facultad de Economía de la Universidad. Asimismo, quiero exaltar mi profundo agradecimiento a mi asesor, Dr. Julio Arteaga, y mis sinodales, Dr. Ernesto Sepúlveda y Dr. Daniel Flores Curiel, por sus destacadas observaciones para la versión final del presente trabajo.

ÍNDICE

RESUMEN.....	V
I. INTRODUCCIÓN.....	1
II. ANTECEDENTES.....	3
II.1. ANTECEDENTES EMPÍRICOS INTERNACIONALES	3
II.2. EL RÉGIMEN DE FLOTACIÓN EN MÉXICO	7
III. MARCO TEÓRICO	15
III.1. REGÍMENES CAMBIARIOS Y EL MERCADO DE DIVISAS.....	15
III.2. LA PARIDAD DE INTERESES.....	19
III.3. EL MERCADO DE DINERO Y EL TIPO DE CAMBIO.....	25
<i>III.3.1 Efectos de corto plazo</i>	<i>27</i>
<i>III.3.2 Efectos de largo plazo</i>	<i>29</i>
A. <i>Cambio de una vez y para siempre de la oferta monetaria.....</i>	<i>29</i>
B. <i>Efecto de sobre-reacción del tipo de cambio</i>	<i>31</i>
III.4. LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA Y EL TIPO DE CAMBIO EN EL LARGO PLAZO	33
<i>III.4.1. Aumento en la Tasa de Crecimiento del Dinero</i>	<i>37</i>
<i>III.4.2 Rompimiento de la Paridad del Poder de Compra.....</i>	<i>43</i>
III.5. EL MODELO MONETARIO.....	45
<i>III.5.1 La Función de Expectativas.....</i>	<i>50</i>
IV. METODOLOGÍA.....	53
IV.1 ESTIMACIÓN MÍNIMO CUADRÁTICA ORDINARIA (MCO).....	53
IV.2. METODOLOGÍA ENGLE-GRANGER PARA PROBAR COINTEGRACIÓN	55
IV.4. METODOLOGÍA DE JOHANSEN PARA MÚLTIPLES VECTORES DE COINTEGRACIÓN	59
IV.5. MEDICIÓN DE LA BONDAD DE AJUSTE DE LOS MODELOS.....	66
IV.6. FORMALIZACIÓN DE GRUPOS DE HIPÓTESIS	66

V. ANÁLISIS Y DISCUSIÓN DE RESULTADOS	69
V.1. DEFINICIÓN DE VARIABLES Y ORDEN DE INTEGRACIÓN.....	69
V.2. ETAPA 1: BÚSQUEDA DE LA MEJOR ECUACIÓN MONETARIA	72
<i>A. Análisis de los parámetros estructurales</i>	80
<i>B. Análisis de las variables de expectativas</i>	85
V.3. ETAPA 2: CONFRONTACIÓN CON LOS MODELOS DE CAMINATA ALEATORIA.....	87
V.4. ETAPA 3: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN	90
<i>A. Metodología de Engle-Granger aplicada</i>	90
<i>B. Metodología de Johansen aplicada</i>	94
 CONCLUSIONES	 97
 REFERENCIAS	 102
 APÉNDICE 1. INTEGRACIÓN Y COINTEGRACIÓN	 105
<i>A. Estacionariedad y la Prueba de Dickey-Fuller</i>	106
<i>B. Cointegración</i>	110
<i>C. Tendencias Comunes</i>	114
<i>D. Modelo de Corrección del Error</i>	116

Resumen

Después de una larga revisión de los principales factores que aquejan al tipo de cambio, fueron desarrolladas dos diferentes ecuaciones monetarias (la restringida y la flexible). La muestra se parte en dos, donde la primera sub-muestra corresponde al periodo de estimación y los últimos 24 meses al periodo de pronóstico. Se propone añadir una función de expectativas explícita a las ecuaciones de regresión y se explican sus principales argumentos. Con variables de expectativas incluidas, se encontró que el modelo restringido tuvo un mejor ajuste en cuanto a la estimación y pronóstico del tipo de cambio, lo que determinó que esta ecuación fuera considerada como el mejor modelo estimado. Dicha ecuación fue contrastada con tres modelos de caminata aleatoria, para el pronóstico de largo y corto plazo, donde el modelo monetario demostró ser ampliamente superior que cualquiera de las tres trayectorias aleatorias. Finalmente, se encontró que la mejor ecuación monetaria podía representar en si misma un vector de cointegración, pero la insuficiente información de la muestra limitó a que se estimará el modelo de corrección del error adecuado.

Se encontró importante evidencia a favor de la presencia del efecto Fisher y en contra de la observancia del efecto de sobre-reacción del tipo de cambio. Esto ameritó que se propusiera una generalización de la ecuación de sobre-reacción de Dornbusch.

I. Introducción

Cuando pensamos en términos de una economía abierta, la variable del tipo de cambio nominal se convierte en uno de los valores más selectos para los economistas. Es a través del tipo de cambio como podemos comparar los precios relativos de los bienes que intervienen en el comercio internacional. Pero además, el tipo de cambio también actúa como el precio de un activo financiero (la moneda nacional), la cual será objeto de inversiones extranjeras, si es que sus expectativas de ganancias son altas y no presenta un gran riesgo. El tipo de cambio nominal se convierte, pues, en la puerta de entrada directa al sector financiero nacional y al mercado de bienes doméstico.

La presente investigación tiene el propósito de efectuar un examen riguroso de las fuerzas que están detrás de la fijación del valor de la moneda, a través del marco teórico del enfoque monetario. Dicho enfoque parte del análisis de las demandas monetarias de los países involucrados en la tasa cambiaria e incorpora ciertos indicadores de equilibrio del tipo de cambio nominal, en el contexto de un régimen de flotación.

El tener un mejor conocimiento sobre el comportamiento de las fuerzas que determinan la tasa cambiaria, y la magnitud de sus efectos sobre ésta, nos brindará una mejor comprensión y control sobre la política cambiaria. De esta forma, las autoridades económicas tendrán mejores herramientas para no perjudicar ni la competencia internacional derivada del comercio exterior, ni el incesante flujo de capitales que caracterizan a las economías modernas.

Este estudio se concentra en la paridad del peso mexicano contra el dólar de los Estados Unidos, dos de las monedas primordiales para el intercambio de bienes en la zona de libre comercio de América del Norte. El periodo de estudio comienza con el inicio del régimen de flotación en México, en enero de 1995, y termina en diciembre de 2001. Asimismo, las estimaciones econométricas se efectúan en el subperiodo de enero de 1995 a diciembre de 1999, donde la frecuencia de las observaciones es

mensual. Los años 2000 y 2001 nos servirá de evaluación del pronóstico de los modelos propuestos.

El trabajo está dividido en 6 capítulos. En el capítulo segundo se muestran los antecedentes empíricos internacionales sobre la determinación del tipo de cambio nominal, además de una revisión del régimen de flotación en México. La teoría económica del enfoque monetario será presentada en el capítulo tercero. En el capítulo cuarto se estudian las técnicas de estimación que se usarán en los análisis econométricos. Los principales resultados obtenidos serán analizados en el capítulo posterior. Por último, se muestran las conclusiones derivadas de este estudio.

II. Antecedentes

Existe una amplia gama de estudios internacionales referentes a la determinación del tipo de cambio nominal. A continuación, se muestra un resumen de los estudios internacionales más sobresalientes, para luego dar pie a una revisión del sistema de flotación en México.

II.1. Antecedentes Empíricos Internacionales

Después de la caída del sistema internacional de tipos de cambio fijos que representó el acuerdo Bretton-Woods en 1973, varios de los países industrializados más desarrollados del mundo decidieron cambiar su régimen cambiario por un sistema de libre flotación. Por consiguiente, el valor de las divisas más importantes del globo quedó sujeto al vaivén de los mercados cambiarios. Así, el explicar las fluctuaciones de los tipos de cambio bajo el sistema de flotación se convirtió en un reto para todos los estudiosos de la economía internacional.

En un régimen de libre flotación, el equilibrio entre la oferta y la demanda de divisas determina el valor de la moneda. Por lo tanto, la tarea más importante para estudiar la determinación del tipo de cambio nominal consiste en la identificación de aquellos factores que alteren tanto a la oferta como a la demanda de divisas y, por ende, al equilibrio cambiario. En este sentido, cualquier entrada de divisas al país forma parte de la oferta, mientras que cualquier salida es parte de la demanda. Los factores que buscamos pueden caracterizarse en dos grandes rubros: los relacionados al comercio internacional y los vinculados a los flujos de capitales.

Un enfoque que analiza bajo un mismo modelo los factores que ocasionan las fluctuaciones cambiarias es el *monetario*. Este enfoque parte de la demanda por dinero de los países involucrados en una cotización, e incorpora a ésta los criterios de equilibrio concernientes al comercio de bienes y mercado de capitales a nivel internacional.

El atractivo contexto teórico del modelo monetario se vio puesto en duda en las décadas de los setenta y ochenta, dado que todos los estudios referentes a este enfoque mostraron resultados pocos satisfactorios. En particular, para los casos de las paridades del marco alemán-dólar y del yen-dólar, los estudios mostraron un pobre desempeño estadístico, manifestado por signos incorrectos y magnitudes insignificantes en los parámetros, además de coeficientes de determinación bajos, lo que implicó una escasa eficiencia en el pronóstico.¹

Dado lo anterior, diferentes vertientes teóricas intentaban explicar las fluctuaciones cambiarias de forma alternativa. Entre ellas se encuentran el *enfoque de la balanza de cartera* y el *análisis técnico*.

Los modelos de cartera intentan explicar el comportamiento del valor de la divisa a partir del mercado de capitales, donde una distribución óptima en los portafolios de inversión, compuestos por los bonos de los países implicados, supone un comportamiento específico del tipo de cambio. En síntesis, los modelos de cartera distinguen las diferencias entre el riesgo de liquidación que conllevan los bonos domésticos y extranjeros.² La diferenciación en el riesgo ofrece una cierta distribución óptima que otorgará una mayor fortaleza a la moneda del país cuyo riesgo sea menor.

A pesar de esta innovación, los modelos de cartera no han sido lo adecuadamente exactos y sus aportaciones tampoco han resultado satisfactorias.

Por otra parte, el análisis técnico ha ido ganando popularidad desde la década de los ochenta para el pronóstico de corto plazo. En la actualidad, es una herramienta recurrente para la previsión del tipo de cambio *a un día* o *a una semana*. En perjuicio de los modelos monetarios y de cartera (o *modelos fundamentalistas*)³, los instrumentos geométricos del análisis técnico implementan una mayor eficiencia en el *pronóstico*

¹ Vea Dornbusch (1976), Hooper y Morton (1982), Frankel (1993a).

² Como ejemplos, puede citarse a Frankel (1993a), o a Taylor (2000).

³ Vea Frankel y Froot (1990).

inmediato.⁴ No obstante, se ha observado que para el pronóstico de largo plazo los modelos fundamentalistas han dominado al análisis técnico.

En un artículo célebre, Meese y Rogoff (1983) sintetizaron que un modelo de *trayectoria aleatoria* aplicado al tipo de cambio, el cual fundamenta el nivel actual de la paridad como una secuencia acumulada de errores aleatorios pasados, mostraba una superioridad estadística sobre los modelos fundamentalistas para los pronósticos de 1 a 36 meses.⁵ Esto implica que un modelo orientado bajo los principios de las series de tiempo, sin teoría económica que lo respalde, era aún más eficiente para el pronóstico del tipo de cambio que aquellos modelos que representaban todo un conjunto de interacciones económicas para la determinación cambiaria. A causa de este fenómeno, los enfoques fundamentalistas merecieron rigurosas revisiones para encontrar sus fallos.

Meese y Rogoff (1983), quienes hicieron sus estudios basados en la experiencia de las paridades dólar-yen y dólar-marco, centraron sus sospechas en una mala especificación funcional de los modelos fundamentalistas, además de la dificultad de medir ciertas variables: en particular, las expectativas de inversionistas y especuladores.⁶ Las fluctuantes expectativas financieras justifican la alta volatilidad del tipo de cambio en el corto plazo. La forma funcional errónea sería, entonces, la causa del fallo de los modelos fundamentalistas para las proyecciones menores a 36 meses.

La superioridad de la trayectoria aleatoria para el pronóstico de menos de 36 meses es explicado por la dificultad de incluir explícitamente las expectativas del mercado en los modelos monetario y de cartera.

⁴ Por pronóstico inmediato debe entenderse al que aborda desde un día hasta un mes. El pronóstico de mediano plazo son para aquellas proyecciones mayores a un mes pero menores a un año. Finalmente, un pronóstico de largo plazo es para proyecciones mayores a un año.

⁵ En Meese y Rogoff (1983) se encuentra que sólo después de 36 meses de pronóstico, los modelos monetario y de cartera dominaron a la trayectoria aleatoria, puesto que la varianza de la 37ta proyección de la trayectoria aleatoria fue mayor a los modelos fundamentalistas.

⁶ Las cuales habían demostrado ser muy volátiles ante las noticias. Vea Isard (1983).

Aún en la actualidad, varios economistas apuntan a las intervenciones en el mercado cambiario de los bancos centrales como causa del rompimiento del modelo monetario. Estas intervenciones afectan las expectativas del mercado, provocando inestabilidad y volatilidad en el mismo.⁷

Recientemente, en la década de los noventa, un renovado interés por el enfoque monetario resurgió entre los investigadores, como resultado de nuevas técnicas para la estimación de relaciones de largo plazo entre variables económicas. Ahora los investigadores se enfocan en las propiedades estadísticas de las series de tiempo que emplean en sus estudios, y determinan el método más apropiado para analizar los factores que ocasionan las fluctuaciones en el tipo de cambio.

La técnica más practicada es relativamente nueva en la ciencia econométrica, pero sus primeros orígenes datan de la década de los ochenta. Fue desarrollada en el campo de estudio de las series de tiempo y brinda las herramientas necesarias para diferenciar las relaciones de equilibrio de largo plazo de las desviaciones de corto plazo. Dicha técnica se dirige al uso de los modelos de corrección del error.⁸ Estos modelos son aplicables a partir de la identificación de un conjunto de series cointegradas, en este caso, las variables que determinan el tipo de cambio.

El concepto de cointegración se estudiará en detalle en el capítulo de metodología,⁹ pero una pequeña definición nos servirá de introducción para comprender esta característica de las series de tiempo. Se dice que un grupo de series de tiempo están cointegradas cuando conservan una relación de largo plazo específica, y se espera que las desviaciones o errores de esa relación no sean persistentes.

Actualmente, se está formando un importante acervo en la literatura donde el enfoque monetario se pone de nuevo a prueba, ahora con la implementación de los modelos de

⁷ Vea Frankel (1993), Corden (1994), Beine, Bénassy-Quéré y Lecourt (1999).

⁸ Vea Engel y Granger (1987), Johansen (1991) y (1995)

⁹ En Granger (1981) y (1983) se encuentran las primeras definiciones de cointegración.

corrección del error. Los estudios más recientes muestran soporte estadístico para el enfoque monetario en el largo plazo, es decir, para periodos mayores a doce meses.¹⁰

A pesar de todo, aún no se ha encontrado ninguna evidencia de que el enfoque monetario muestre una superioridad sobre la trayectoria aleatoria para periodos menores a doce meses. Lo anterior significaría un importante avance para la economía internacional, en el sentido de que se definiría un tipo de cambio de equilibrio de corto plazo.

II.2. El Régimen de Flotación en México

Como consecuencia del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), México y Estados Unidos han estrechado su contacto económico.¹¹ Por ello, el mercado cambiario entre estos dos países guarda una relación sumamente interesante, y quizás hasta estratégica, para innovar nuevas variantes que estudien las fluctuaciones del tipo de cambio en el corto plazo entre estas dos naciones.

Tan sólo en 1998, el mercado cambiario mexicano había incrementado su volumen promedio diario en 267 % en comparación con 1995, ubicándose en el nivel de 9,000 millones de dólares por día.¹² Asimismo, la paridad peso-dólar sirve de referencia para las cotizaciones del peso con las demás monedas del mundo, ya que es más fácil encontrar algún oferente o demandante que esté dispuesto a realizar una transacción en dólares y la moneda que mantiene.

El 22 de diciembre de 1994, el Banco de México (Banxico) decidió devaluar la moneda y cambiar el régimen cambiario fijo por un sistema de libre flotación. Los primeros meses del régimen de flotación se caracterizaron por una gran volatilidad, derivada de las inestables expectativas de los inversionistas con respecto a la crisis económica de 1995. A tan sólo dos semanas del cambio de régimen, el peso había perdido un 54.3 %

¹⁰ Vea Moosa (1994), Macdonald y Taylor (1994), Diamandis, Georgoutsos y Kouretas (1998), Chin (1998), Groen (2000), Mark y Sul (2001).

¹¹ En la actualidad, México es el segundo socio comercial de los Estados Unidos. Para la economía mexicana, casi el 80 por ciento de su comercio exterior se destina hacia su vecino del norte.

de su valor frente a la divisa norteamericana, al pasar de 3.46 pesos por dólar a 5.33 pesos.

Para finales de 1995, el peso sumaba una depreciación anual del 38.9 % con respecto a enero de ese mismo año. Hacia el segundo semestre de 1996, el mercado de divisas dio señales de funcionar normalmente. Según un documento de investigación del Banco de México, la paridad peso-dólar fue la segunda menos volátil en una muestra de 12 monedas en flotación frente al dólar en 1996, y fue la menos volátil en el primer semestre de 1997.¹³

El mercado cambiario transcurrió sin mayores perturbaciones hasta el segundo semestre de 1997, con las repercusiones de la crisis de los países asiáticos, y en 1998, con la crisis de balanza de pagos de Rusia. Estos dos últimos fenómenos internacionales provocaron una serie de estampidas de capitales de los inversionistas, desde los mercados en vías de desarrollo hacia los países industrializados. Lo anterior provocó inestabilidad y volatilidad en el mercado de divisas de los países emergentes, entre ellos, México.

Para principios de 1999, la tranquilidad había vuelto al mercado de divisas mexicano y así continuaría hasta el final del año 2000. La depreciación acumulada a partir de enero de 1996 a diciembre del 2000 fue del orden del 25.8 %. Durante casi todo el año 2001, el tipo de cambio mostró una tendencia apreciatoria, que sólo se vio interrumpida por la incertidumbre causada por los atentados del 11 de septiembre en los Estados Unidos. La gráfica 1 muestra el comportamiento del tipo de cambio a partir de enero de 1995 a diciembre del 2001.

¹² Vea Werner (1998).

¹³ Vea Werner (1997a).

Gráfico 1. Tipo de cambio nominal

FUENTE: Tipo de cambio para solventar obligaciones denominadas en moneda extranjera, promedio mensual. Banco de México.

Durante todo el tiempo que ha operado el sistema de flotación, el Banco de México ha insistido en que no es un oferente o demandante importante del mercado de divisas. De serlo, el Banco Central tendría el poder de alterar el comportamiento del tipo de cambio, y no permitiría que las fuerzas del mercado lo determinen por si mismas. Sin embargo, el Banco de México mantiene hoy en día un alto volumen de reservas internacionales. Según Galán, González y García (1997), la acumulación de reservas tiene dos propósitos fundamentales bajo el sistema de flotación: el primero es por precaución ante un problema de balanza de pagos, mientras que el segundo consiste en mejorar las condiciones en cuanto al plazo y al costo del financiamiento externo que es otorgado a México.

Con un alto nivel de reservas en poder del banco central, el mensaje para los inversionistas e instituciones financieras internacionales es que México está preparado para afrontar cualquier posible crisis de balanza de pagos en el corto plazo, o cualquier crisis especulativa o financiera que proceda de algún país emergente, como lo fue el

caso de Rusia en 1998. En pocas palabras, la intención del proceso de acumulación de reservas es mostrar a los mercados que México es un país seguro para invertir y/o otorgar créditos.

Las mayores aportaciones para las reservas totales o brutas las constituyen las inversiones en moneda extranjera. En este rubro convergen los valores de las empresas y los bancos extranjeros que operan en México, los depósitos de otros bancos centrales y las entradas de divisas provenientes de las exportaciones netas de PEMEX, ya que, por ley, este organismo tiene la obligación de depositar sus entradas de divisas en el Banco de México. La gráfica 2 muestra el saldo de las *reservas internacionales netas* del Banco de México, en pesos de 1995, para el periodo de enero de 1995 a diciembre del 2001.

De agosto de 1996 a julio de 2001, por motivos prudenciales y para obtener mejoras adicionales en el otorgamiento del crédito, la Comisión de Cambios del Banco de México decidió acelerar el proceso de acumulación de reservas a través de *opciones* de venta de dólares.

De ahí que parte del proceso de acumulación de reservas se realizara mediante la intervención del banco central en el mercado de divisas. En dicha intervención, la cual se puede identificar como pasiva, el banco central efectuaba una subasta de opciones de venta de dólares a las instituciones financieras. Las instituciones en poder de estas opciones tendrían el derecho de vender a la autoridad monetaria central un monto específico de sus excesos de dólares.

El esquema de acumulación de reservas mediante la venta de opciones funcionaba de la siguiente forma. En primer término, el Banco de México realizaba una subasta de derechos de venta de dólares el último día hábil de cada mes. Dichos derechos podían ser ejercidos por las instituciones financieras parcial o totalmente en el mes inmediato posterior a la subasta y se harían con observación al *tipo de cambio interbancario de*

*referencia*¹⁴ del día hábil inmediato anterior. De esta forma, Banxico estaba obligado a comprar dólares contra pesos al tenedor de la opción, en cualquier día hábil que éste eligiera durante la vigencia del contrato. Por último, toda compra de divisas derivada del mecanismo descrito sería esterilizada en su totalidad por el Banco de México¹⁵, con el fin de no producir una expansión monetaria.

Gráfico 2. Reservas Internacionales de Banxico



FUENTE: Reservas Internacionales según la Ley Interna del Banco de México en miles de pesos de 1995, saldo mensual. Banco de México.

Nota: Las reservas internacionales fueron convertidas en pesos a través del tipo de cambio para solventar obligaciones con el exterior. Las **reservas netas** son iguales a las reservas totales menos los pasivos de la autoridad central con el exterior con un plazo menor o igual a seis meses. Son éstas reservas las indispensables para solventar una crisis no anticipada de balanza de pagos.

Es evidente que el proceso de acumulación de reservas mediante la venta de opciones operaba cuando el mercado de divisas manifestaba un exceso de oferta de dólares, y

¹⁴ El cual corresponde al tipo de cambio para solventar obligaciones en moneda extranjera o tipo de cambio fix.

¹⁵ Cuando el banco central compra dólares ejerce una operación similar al aumento de la oferta monetaria en pesos, lo cual tendrá repercusiones sobre la tasa de interés. Si el instituto emisor ofrece bonos a la tasa de interés del mercado, será capaz de retirar el exceso de dinero provocado por la

se inhibía cuando acontecía un desbordamiento en la demanda de dólares. Es decir, cuando la demanda de dólares era baja, las instituciones financieras podían recurrir a Banxico para vaciar parte de sus excesos de divisas. El saldo de reservas internacionales se elevaba cuando las instituciones financieras ejercían su derecho de venta de dólares al banco central. El riesgo inherente de este mecanismo es que si la compra de dólares por parte del instituto emisor fuera demasiado grande, se evitaría una apreciación importante del tipo de cambio, por lo que la determinación cambiaria no estaría totalmente a cargo de las fuerzas del mercado.

Existía una condición para que las opciones de venta pudieran realizarse, y radicaba en que el tipo de cambio de referencia no excediera a su promedio móvil de 20 días hábiles anteriores. Werner y Milo (1998) mencionan que "...[e]sta restricción evita que de darse una depreciación abrupta del tipo de cambio y una apreciación subsecuente moderada, el Banco de México acumule reservas en un momento en el cual la liquidez en el mercado cambiario disminuye considerablemente debido al aumento en la incertidumbre. De presentarse esta situación se podría estar influyendo de manera importante en la determinación del tipo de cambio."¹⁶

Hasta mayo de 2001, bajo el esquema de venta de opciones se habían acumulado cerca de 11,000 millones dólares, lo que representa un 30 % con respecto al total de las reservas netas de la autoridad monetaria para ese mes y un 29 % con respecto a las reservas brutas.

Según el Banco de México, este mecanismo de acumulación de reservas fue diseñado para no perturbar de forma significativa la fijación del valor de la moneda, dado que la magnitud de las compras de dólares por parte de Banxico fueron mínimas comparadas al tamaño del mercado cambiario mexicano. Sin embargo, existen dos efectos que

compra de dólares y la oferta monetaria regresará a su nivel inicial. A esta operación se le conoce como esterilización.

¹⁶ El comportamiento descrito del tipo de cambio, la depreciación abrupta y la apreciación subsecuente moderada, corresponde a un efecto de sobre-reacción o *overshooting*, el cual se estudiará en detalle en la siguiente sección.

podrían perturbar el comportamiento del valor de la divisa. El primero de ellos se describe a continuación.

Si las esterilizaciones son eficientes en mantener la oferta monetaria constante, entonces no esperamos que el tipo de cambio o la tasa de interés se modifiquen. A pesar de ello, las intervenciones esterilizadoras cambian el portafolio de activos de los inversionistas. Este efecto es llamado de *portafolio*, porque tiene influencia sobre las carteras de activos de los inversionistas. Las esterilizaciones modifican el portafolio óptimo de los inversores, los cuales se ven obligados a cambiar sus decisiones de inversión a nuevos niveles óptimos. Esto puede traer alteraciones tanto a la tasa de interés como al tipo de cambio.

La segunda repercusión sobre el tipo de cambio, el efecto *señal*, consiste en que los agentes que interactúan en el mercado de divisas cambien sus expectativas ante una intervención del banco central. Esto llevaría a un ajuste en el tipo de cambio actual, debido a que las intervenciones pueden dar señales al mercado sobre el futuro de la política cambiara o monetaria.

Werner (1997b) analiza la incidencia de los dos efectos descritos sobre el comportamiento de la paridad peso-dólar y la tasa de interés doméstica. En definitiva, esta investigación concluye que la acumulación de reservas mediante las opciones de venta de dólares no afecta la determinación del tipo de cambio nominal. Sin embargo, el efecto de las operaciones de esterilización sobre la tasa de interés resultó significativo para los últimos meses de 1997, aunque de una magnitud muy pequeña. La repercusión de las esterilizaciones sobre la tasa de interés provocó que ésta se elevara 24 puntos base (2.4 %) por encima de los niveles normales.

Adicionalmente a la intervención del Banco de México derivada de la venta de opciones, la Comisión de Cambios estableció en febrero de 1997 que el instituto emisor intervendría en el mercado de divisas si la depreciación del peso alcanzaba niveles del 2 % diario. En cuyo caso, el banco central subastaría en tres ocasiones al día 200

millones de dólares en el mercado de divisas, hasta que las tendencias devaluatorias se redujeran a niveles aceptables.

La última vez que el Banco de México intervino en el mercado cambiario mediante esta vía fue el 8 de junio del 2000, cuando subastó 50 millones de dólares con el fin de eliminar la volatilidad del tipo de cambio, como prevención a la incertidumbre causada por el proceso electoral del 2 de julio de ese año. Dos años antes, en julio de 1998, el banco central había subastado varios millones de dólares, debido a la incertidumbre que prevalecía en los países emergentes causada por el problema de la balanza de pagos de Rusia.

En mayo de 2001, la Comisión de Cambios del instituto central dio a conocer que las intervenciones en el mercado de divisas serían cesadas en su totalidad para el 2 de julio de ese año. Las razones para dicha decisión están sustentadas en el criterio de que el proceso de acumulación de reservas ha cumplido su objetivo desde su nacimiento en 1996 (es decir, el mejorar el crédito para México), y de que la estabilidad en el mercado cambiario ha dado indicadores de ser sustentable.¹⁷

¹⁷ Vea Morales y Cacino (2001).

III. Marco Teórico

En el mercado de divisas se determina el valor de una moneda en relación a otra. En este capítulo se analizarán las relaciones entre este mercado y las interacciones que surgen con el de capitales, el de dinero y el de bienes y servicios. Gran parte del material presentado en este capítulo puede ser consultado en Barro (1996), Frankel (1993a) y (1999), y Krugman y Obstfeld (1999) para una discusión más detallada.

III.1. Regímenes Cambiarios y el Mercado de Divisas

Por lo general, sólo se acostumbra identificar dos tipos de regímenes cambiarios, los cuales son el flexible y el fijo. En realidad, existe toda una variedad de regímenes intermedios entre estos dos polos.

En el régimen fijo, el tipo de cambio queda determinado por el banco central, el cual desea mantener constante el valor de la divisa a través de intervenciones directas en el mercado cambiario. Las intervenciones tienen el objetivo de satisfacer los excesos de oferta y/o demanda por moneda extranjera.

Por ejemplo, si bajo un régimen de tipo de cambio fijo se presenta una salida de capitales, el instituto central tendrá la obligación de proveer a los inversionistas las divisas necesarias para realizar sus transacciones, es decir, el banco central venderá dólares. De lo contrario el tipo de cambio se depreciará en función del exceso de demanda por moneda extranjera que acontece.

Así pues, el comportamiento del tipo de cambio bajo este régimen está determinado por la cantidad de reservas internacionales en poder del banco central y el deseo de éste de que permanezca en una tasa específica.

Por el contrario, con un régimen puro de tipo de cambio flexible, la autoridad monetaria no intervendrá en lo absoluto en el mercado de divisas y por tanto la tasa cambiaria

estará determinada por la oferta y demanda por moneda extranjera en relación con la moneda local.¹⁸

En los regímenes intermedios, el banco central realiza intervenciones en el mercado de divisas que no determinan del todo el nivel del tipo de cambio. Dichas intervenciones se efectúan para combatir la volatilidad cambiaria, conservar estable el valor de la divisa dentro de una banda de flotación, o mantener un tipo de cambio real constante.¹⁹ En el Cuadro 1 se muestra toda una variedad de sistemas cambiarios, sus principales características y los países de referencia donde se aplican. La lista examina el espectro de regímenes cambiarios desde el más fijo hasta el flexible puro.

La diferencia entre cada uno de los regímenes radica en las intervenciones del banco central, que podemos generalizarlas a partir del sistema de flotación administrada. En dicho régimen, el banco central reaccionará incrementando en k % la oferta de moneda extranjera cuando la demanda por la misma se incremente en 1 %. Si k es igual a uno, entonces tenemos un régimen cambiario fijo. Si k es cercano a cero, el tipo de cambio es flotante.²⁰

A partir de la panorámica anterior, podemos concluir que México operó con un sistema cambiario de flotación administrada de agosto de 1996 a diciembre del 2000. En primer lugar, porque realizó intervenciones en el mercado de divisas para la acumulación de reservas. En segundo, porque en la Ley del Banco de México se anticipaba una subasta de dólares si la paridad peso-dólar se depreciaba 2 % por día; como ya se mencionó, el banco central subastó dólares para restar la volatilidad del tipo de cambio en varias ocasiones.

¹⁸ El mercado de divisas es un mercado dual; por una parte, existe la oferta y demanda por moneda extranjera, y en la otra se encuentra la oferta y demanda por moneda local. Una mayor demanda por moneda extranjera implica una mayor oferta de moneda local.

¹⁹ A diferencia del tipo de cambio nominal, el real se refiere a un nivel de poder adquisitivo de la moneda doméstica en relación a la extranjera, mientras que el nominal se refiere al valor cuantitativo de la moneda en relación a la extranjera.

Cuadro 1. Regímenes Cambiarios

Régimen	Características	Aplicación Geográfica
Unión Monetaria	Una misma moneda de circulación para diferentes países. Aunque puede ser revertido, este régimen es el arreglo cambiario más fuerte.	Unión Monetaria Europea (euro), Panamá y algunas islas del Caribe (dólar)
Consejo Monetario o Caja de Conversión	El principal objetivo es mantener la credibilidad en el valor de la moneda, mismo que se fija estrictamente en relación a otra. El Consejo debe cuidar que la base monetaria local este respaldada por las suficientes reservas internacionales.	Argentina hasta junio de 2002, Hong Kong y ciertos países del Este de Europa
Tipo de Cambio Indexado	El valor de la moneda es indexado al valor de una moneda de referencia.	Países francófonos del África Central y Occidental (franco francés). Otros países se indexan al dólar.
Fijo Ajustable	Sistema fijo que permite ajustes al valor de la moneda cuando la autoridad monetaria lo considere oportuno. Describe a la perfección el sistema del Bretton Woods.	Sistema fijo de adopción generalizada en los países industrializados hasta 1973. Muchos otros países lo utilizan hoy en día.
Deslizamiento Fijo	Adopción de devaluaciones semanales ante una alta inflación. La paridad cambiaria se indexa a la inflación para mantener el tipo de cambio real constante.	Chile.
Fijo a una Canasta	El tipo de cambio es fijado a un promedio ponderado de una canasta de monedas.	Varios países de Asia con patrones de comercio diversificados.
Banda de Flotación o Zona Objetivo	Las autoridades monetarias actúan cuando una divisa rosa un margen de flotación de cualquier lado de una paridad central. Ej., una banda de flotación del 2.25 % no permitiría una apreciación o depreciación mayor de este orden en un día.	Miembros del Mecanismo Europeo del Tipo de Cambio (ERM) hasta 1999, con la implementación de la Unión Monetaria Europea. La paridad central era el marco alemán.
Flotación Administrada	También conocida como flotación sucia. En él, la autoridad monetaria busca mantener estable el valor de su moneda.	La mayoría de los países con un sistema de flotación.
Libre Flotación	El banco central no interviene en lo absoluto en el mercado de divisas.	El más próximo es Estados Unidos, o México desde julio 2001, aunque el primero aún realiza intervenciones.

Fuente: Frankel, Jeffrey A. (1999). No Single Currency Regimen Is Right for All Countries or At All Times. NBER Working Paper No.7338.

²⁰ Veá Frankel (1999).

Por las investigaciones realizadas para analizar la incidencia de las intervenciones del instituto emisor sobre el mercado cambiario mexicano, puede suponerse que el coeficiente k de Banxico es cercano a cero.

Ahora bien, el mercado de divisas no tiene un lugar central específico, como sucede con las cotizaciones de los *futuros* de las divisas. Las transacciones se realizan vía telefónica o a través de terminales de computadoras, las cuales pueden encontrarse en cualquier ubicación internacional.

Este mercado es el más grande del mundo y opera las 24 horas del día. Los centros financieros que concentran el mayor volumen de transacciones son Londres (el más importante), Nueva York, Tokio, Frankfurt, Singapur, Hong Kong y Sidney. Según una investigación del *New York Times*, el volumen de operación del mercado de divisas mundial alcanzaba los 1,3 billones de dólares en promedio al día en 1995²¹, de los cuales 464,000 millones correspondían a las transacciones diarias de Londres, 244,000 a Nueva York y 161,000 a Tokio.²² En 1998, el volumen de las transacciones de la paridad peso-dólar ascendía hasta el nivel de los 9,000 millones de dólares al día.

Los participantes más importantes del mercado de divisas son los bancos comerciales, clientes corporativos, bancos centrales, otras instituciones financieras y especuladores. Sin embargo, es a través de las operaciones interbancarias por donde se canalizan la mayoría de las transacciones.

En términos de la economía doméstica, la oferta de divisas está integrada por el volumen de las exportaciones totales de la nación, los flujos de capitales de inversión y especulativo que entran al país y, por último, los intereses derivados de los activos públicos o privados en el extranjero. Por otro lado, la demanda de divisas la conforman las importaciones totales, el capital de inversión y especulativo que sale del país y los pagos de las obligaciones en moneda extranjera y de la deuda externa.

²¹ Es decir, 1.3×10^{12} dólares. Bajo la terminología norteamericana, esto corresponderían a 1.3 trillones de dólares.

²² Vea Krugman y Obstfeld (1999)

A continuación, se estudiarán las fuerzas que motivan los cambios en la oferta y demanda por divisas. Nos serviremos del enfoque monetario para la determinación del tipo de cambio, con el fin de postular formalmente las hipótesis que se analizan en esta investigación.

III.2. La Paridad de Intereses

La paridad de intereses resulta del enfoque del tipo de cambio como activo financiero (i.e. por su capacidad de trasladar riqueza desde el presente hacia el futuro). Mundell (1963) analiza la influencia de los flujos de capitales sobre la tasa cambiaria y reconoce que el equilibrio en el mercado de divisas implica una igualdad o paridad en las tasas de intereses ofrecidas por los países participantes en el mercado de capitales internacional, cuando hay libre movilidad en los flujos de inversión y el riesgo-país es pequeño²³. Así, en una situación de desequilibrio, donde una tasa de interés sea mayor a otra, los inversionistas desplazarán su capital hacia el mercado que les reporte mayores dividendos. Este proceso continuará hasta que el equilibrio sea marcado con una igualdad internacional en los rendimientos de inversión.

La condición de paridad de intereses requiere que la tasa de rendimiento de una unidad de moneda local invertido en un bono doméstico o extranjero sea la misma. Sea R_t la tasa de interés que reporta el bono doméstico, R_t^* la tasa de interés extranjera y E_t las unidades de moneda local necesarias para adquirir una unidad de moneda extranjera en el período t . La igualdad en los rendimientos de inversión con un periodo de maduración viene descrito por la ecuación (1). La parte izquierda de la igualdad corresponde al rendimiento del bono doméstico, mientras que la parte derecha es el rendimiento extranjero.

$$(1+R_t) = (1+R_t^*) \delta E_{t+1}/E_t \quad 24 \quad (1)$$

²³ El riesgo soberano o riesgo-país representa la inseguridad de liquidación de un bono que emite un país cuyos indicadores macroeconómicos son deficientes, o tiene problemas políticos graves.

²⁴ Si se quiere invertir una unidad de moneda local en el extranjero, primero se tendrá que cambiar esa unidad a las equivalentes en moneda extranjera. Al tipo de cambio E_t , una unidad local es equivalente a

donde εE_{t+1} es la esperanza del tipo de cambio futuro.

El término $\varepsilon E_{t+1}/E_t$ puede ser sustituido por $(\varepsilon \Delta E_{t+1}/E_t + 1)$, así la nueva expresión será $(1+R_t) = (1+R_t^*)(\varepsilon \Delta E_{t+1}/E_t + 1)$. Podemos simplificar esta expresión multiplicando los dos términos de la derecha de la igualdad. Si suponemos que la tasa de interés extranjera y la tasa de depreciación esperada son relativamente pequeñas, entonces el producto de estos dos términos será aproximadamente cero, y obtendremos la ecuación (2), que es la forma más conocida de la paridad de intereses.

$$R_t = R_t^* + \varepsilon \Delta E_{t+1}/E_t \quad (2)$$

donde $\varepsilon \Delta E_{t+1}/E_t = (\Delta E_{t+1}/E_t) + f(*)$, es la expectativa de depreciación de la divisa, $\Delta E_{t+1}/E_t = (E_{t+1}^{lp} - E_t)/E_t$, es el cambio porcentual del tipo de cambio de equilibrio en el largo plazo, y $f(*)$ es una función de expectativas, en la cual intervienen argumentos que tienen la capacidad de modificar las expectativas, tales como el nivel de las reservas internacionales o una calificación del riesgo-país.

En la medida que exista perfecta movilidad de capitales y los bonos domésticos y extranjeros sean buenos sustitutos en cuanto al riesgo-país, la paridad de intereses deberá cumplirse con la naturaleza de una condición de arbitraje. Sin embargo, si el riesgo de los bonos domésticos y extranjeros dista mucho de ser semejante, entonces dicho riesgo será compensado con un premio. Así pues, el país que conlleve una mayor inseguridad en la liquidación del bono tendrá que ofrecer una tasa de interés más alta.

Además del riesgo-país, existe el riesgo cambiario, representado en la relación (2) por la expectativa de depreciación de la moneda, $\varepsilon \Delta E_{t+1}/E_t$. En este caso particular, esta expectativa está compuesta por dos factores específicos. El primero de ellos está

$1/E_t$ unidades de moneda extranjera. Al término del periodo de maduración, se tendrán $(1+R_t^*)$ unidades de moneda extranjera, mismas que serán equivalentes a $(1+R_t^*)E_{t+1}$ unidades de moneda local.

basado en el equilibrio cambiario de largo plazo, el cual suponemos que es conocido por los agentes que interactúan en el mercado de divisas, y es representado por el tipo de cambio futuro, E_{t+1}^{lp} . El segundo tiene su origen en la incertidumbre y admite que los inversionistas formen sus expectativas acerca de lo que pasará con el tipo de cambio futuro, de acuerdo con sus criterios de rentabilidad sobre la solvencia de la moneda nacional. Dichas expectativas son un reflejo de la visión de los inversionistas acerca de la capacidad del país para afrontar una recesión o un problema de balanza de pagos. De esta forma, queda determinada una función de expectativas explícita, representada por $f(*)$. Un mayor valor de esta función constituye una expectativa mayor de riesgo cambiario.

El riesgo soberano y el cambiario, el primero expresado en las tasas de interés y el segundo en la expectativa de devaluación, no tienen que ser necesariamente iguales. Sin embargo, están estrechamente relacionados, dado que los dos riesgos toman como referencia la situación macroeconómica del país de origen.

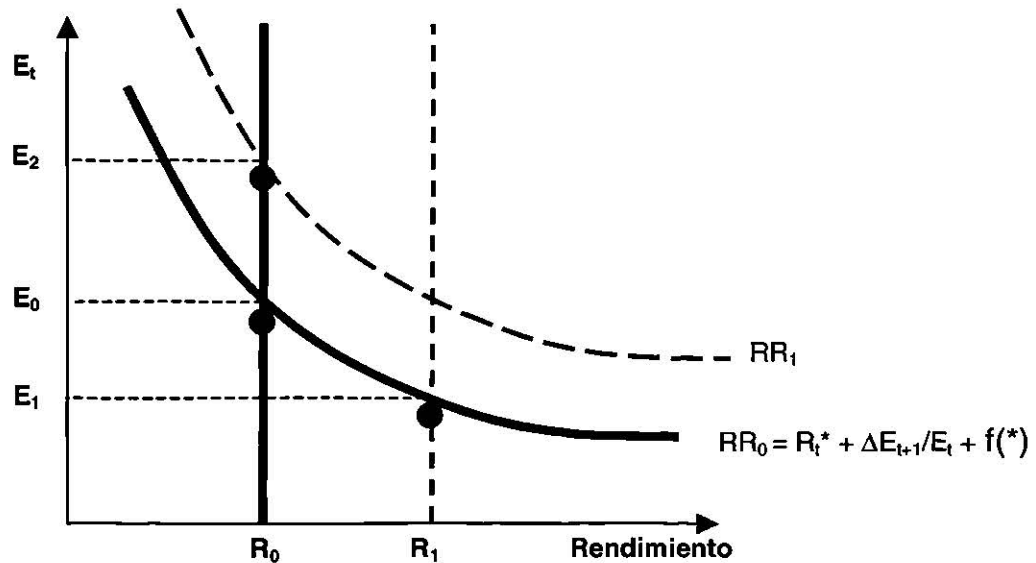
Si consideramos que tanto el rendimiento doméstico como el extranjero son dos funciones independientes, podemos afirmar que el equilibrio en el mercado de divisas viene dado por la igualdad o intersección de estas funciones. Lo anterior es mostrado en el gráfico 3.

A partir de la ecuación (2) podemos ver que la función del rendimiento doméstico, parte izquierda de la igualdad, no es determinada por el tipo de cambio. Entonces, ésta puede permanecer constante frente a diferentes niveles del tipo de cambio, lo que es representado por la línea vertical del gráfico 3.

Por otro lado, la función del rendimiento extranjero, parte derecha de la ecuación (2), aumenta con una apreciación del tipo de cambio, si todo lo demás se mantiene constante. La razón es sencilla, una apreciación del tipo de cambio actual, E_t , hace que la *depreciación futura* sea mayor; es decir, el término $\Delta E_{t+1}/E_t$ se incrementa (puesto que E_{t+1} permanece constante). El rendimiento extranjero aumenta porque en el siguiente

periodo será posible adquirir con una unidad de moneda extranjera una mayor cantidad de moneda local.²⁵ Esta relación está representada como la curva de pendiente negativa del gráfico 3.

Gráfico 3. El Equilibrio en el Mercado de Divisas



Caso 1. Manteniendo todo lo demás constante, cuando la tasa de interés doméstica se incrementa de R_0 a R_1 , el tipo de cambio se apreciará para llegar a un nuevo equilibrio en E_1 .

Caso 2. Ante una mayor expectativa de depreciación, $\Delta E_{t+1}/E_t + f(*)$, la curva de rendimiento extranjero se desplaza hacia la derecha, y el tipo de cambio actual reaccionará de forma inmediata para mantener el equilibrio de la paridad de intereses. Como consecuencia, el tipo de cambio se deprecia hasta E_2 .

Caso 3. Una mayor tasa de interés extranjera, R_t^* , provoca una salida de capitales. La curva de rendimiento extranjero se desplaza hacia la derecha a RR_1 , lo cual repercute sobre el tipo de cambio como una depreciación. La tasa cambiaria ha pasado de E_0 a E_2 .

El equilibrio en el mercado de divisas viene dado por la intersección entre las curvas del rendimiento doméstico y el extranjero. A la tasa de interés doméstica R_0 y el rendimiento extranjero RR_0 , el tipo de cambio de equilibrio es E_0 .

²⁵ Suponga que en el periodo 1 el tipo de cambio es de 9 pesos por dólar (E_1). Si invertimos un dólar en un bono extranjero con una tasa de interés del 5 %, tendremos a la maduración del periodo \$1.05 dólares. Si la depreciación esperada es cero, es decir, que E_2 sea igual a E_1 , obtendríamos la cantidad equivalente de 9.45 pesos. Sin embargo, si esperamos que el tipo de cambio del periodo 2 se deprecie hasta 9.50 pesos por dólar, entonces con \$1.05 dólares obtendremos un equivalente de 9.975 pesos.

El gráfico 3 presenta tres casos diferentes, he aquí el primero de ellos: si tanto la tasa de interés extranjera (R_t^*) como la expectativa de depreciación ($\mathcal{E}\Delta E_{t+1}/E_t$) permanecen constantes ante un incremento de la tasa de interés doméstica (R_t), el tipo de cambio actual deberá apreciarse para mantener el equilibrio cambiario. En este caso, la curva de rendimiento doméstico se mueve hacia la derecha hasta R_1 . Al tipo de cambio E_0 , el rendimiento local es mayor al extranjero, por lo que la economía sufrirá una entrada de capitales que se manifestará con un exceso de oferta de moneda extranjera; o lo que es lo mismo, la moneda local será más deseada. La entrada de capitales seguirá hasta que la tasa de rendimiento de ambos países vuelva a igualarse, lo que ocurre al tipo de cambio E_1 . La apreciación es congruente con la entrada de capitales.

El caso 2 del gráfico 3 expone el comportamiento del tipo de cambio ante un incremento de las expectativas de depreciación de los inversionistas ($\mathcal{E}\Delta E_{t+1}/E_t$), cuando ni la tasa de interés doméstica ni la extranjera se modifican. El aumento de las expectativas de depreciación puede ser originado por dos razones: la primera corresponde a un cambio en la expectativa del tipo de cambio futuro, el cual se espera ahora afronte una mayor depreciación; la segunda razón puede ser atribuida a un incremento en la percepción del riesgo cambiario, manifestado por un mayor valor en la función de expectativas. El aumento de las expectativas de depreciación desplazará hacia la derecha la curva de rendimiento extranjero. Con el tipo de cambio E_0 , el nuevo rendimiento extranjero (RR_1) es mayor que el rendimiento doméstico (R_0), lo que motivará una salida de capitales que depreciará el tipo de cambio actual hasta E_2 .

Por último, si la tasa de interés extranjera se incrementa y permanece todo lo demás constante, entonces la curva de rendimiento extranjero se desplazará hacia la derecha, y de nueva cuenta ocurrirá una salida de capitales en función de los mayores dividendos ofrecidos por los bonos extranjeros. Si la tasa de interés doméstica no se

Es así como el aumento de la depreciación esperada del peso hace más atractiva la rentabilidad del bono extranjero.

modifica, el tipo de cambio actual deberá depreciarse hasta E_2 para alcanzar el equilibrio. Este proceso es presentado en el último caso del gráfico 3.

Si E_t^{eq} representa al tipo de cambio actual de equilibrio, la solución matemática, partiendo de la paridad de intereses, para el vacío del mercado cambiario puede ser mostrado por la siguiente expresión:

$$E_t^{eq} = \frac{EE_{t+1}}{R_t - R_t^* - f(*) + 1} \quad (3)$$

En términos de las derivadas parciales del tipo de cambio de equilibrio con respecto a las variables que permitimos cambiar en los casos 1 al 3, tenemos que:

$$\frac{\partial E_t^{eq}}{\partial R_t} < 0 \quad \frac{\partial E_t^{eq}}{\partial f(*)} > 0 \quad \frac{\partial E_t^{eq}}{\partial R_t^*} > 0 \quad (4)$$

Lo anterior significa que, manteniendo todo lo demás constante, el *tipo de cambio de equilibrio* deberá apreciarse cuando la tasa de interés doméstica se incremente, y deberá depreciarse cuando las expectativas de riesgo cambiario y la tasa de interés extranjera aumenten.

Ahora bien, cada uno de los casos expuestos no presentan habitualmente la totalidad del efecto puro que se ha descrito. Esto se debe al dinamismo con que funcionan las economías de hoy en día. Así, por ejemplo, un aumento de la tasa de interés local, como política de revaluación de la moneda, puede resultar totalmente ineficaz bajo ciertas condiciones. Entre éstas, podemos citar la situación macroeconómica del país; si los indicadores macroeconómicos son ineficientes, entonces los inversionistas pueden asumir que el aumento de la tasa de interés está motivado por un incremento en el riesgo soberano y, por tanto, sus expectativas de peligro cambiario se modificarán a la alza.

III.3. El Mercado de Dinero y el Tipo de Cambio

Como hemos visto, las fluctuaciones en el tipo de cambio de corto plazo obedecen en gran medida al equilibrio en el mercado de capitales, mismo que depende de la igualdad en los rendimientos de inversión del país doméstico y extranjero. Desde esta perspectiva, los mercados de dinero de ambos países se vuelven cruciales en cuanto a la determinación del tipo de cambio, ya que es en estos mercados donde se determinan las tasas de interés nominales que están involucradas en la paridad de intereses.

Con el fin de analizar la incidencia del mercado de dinero sobre el tipo de cambio, será conveniente distinguir los efectos de corto plazo de los de largo plazo. Así pues, empezaremos por revisar las consecuencias de las fluctuaciones monetarias en el corto plazo. Pero antes, puntualicemos las principales características del mercado de dinero.

El equilibrio en el mercado monetario viene dado por la igualdad entre el monto de dinero ofrecido en la economía y el que la sociedad desea retener. Este deseo de los agentes económicos por mantener dinero en efectivo depende de la cantidad necesaria para realizar transacciones, de su propio ingreso y de razones especulativas.

Como contra partida a la demanda de dinero, cada individuo conserva también una demanda de bonos; es decir, su deseo de mantener una cantidad específica de bonos, los cuales reportan una tasa de interés dada. A grandes rasgos, el portafolio de inversión del individuo queda determinado por la cantidad de bonos y de dinero que mantiene. La tasa de interés nominal de los bonos se convierte en el costo de oportunidad de retener dinero en efectivo, por lo que la demanda de dinero tendrá una relación negativa respecto a la tasa de interés.

La demanda agregada de dinero es la suma horizontal de todas las demandas individuales. Así pues, es de esperarse que dicha demanda se incremente ante aumentos en el ingreso nacional. Esto es, ya que la producción nacional representa todos los bienes y servicios que se elaboran en la economía, y éstos son los objetos

para los cuales se realizan las transacciones, entonces un aumento de la producción del país supone también un aumento en el nivel promedio de transacciones y, por ende, un incremento de la demanda de dinero.

Por su parte, la oferta de dinero queda determinada por el banco central. El instituto emisor ejerce su discrecionalidad al imponer una oferta monetaria dada, por lo que la tasa de interés no influye en la oferta de dinero. El equilibrio monetario ocurre cuando la oferta y demanda de dinero se igualan, de tal forma que:

$$M_t^s = M^d(Y_t, R_t) \quad (5)$$

(+ -)

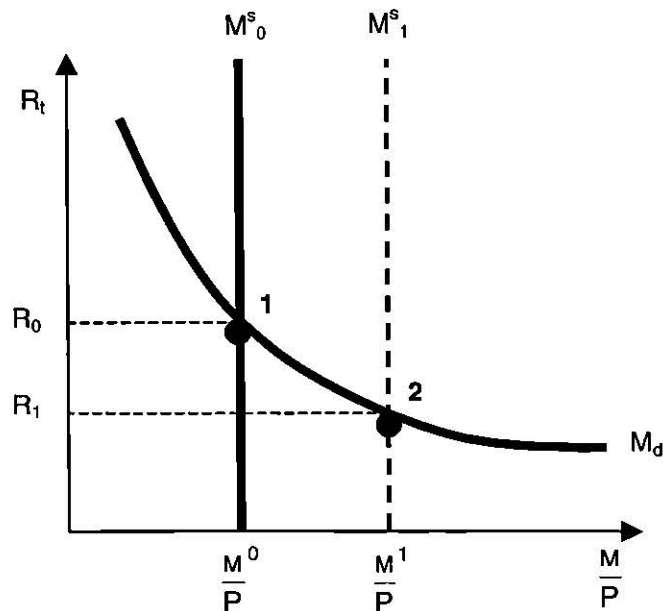
donde M_t^s es la oferta de dinero,
 $M^d(Y_t, R_t)$ es la función agregada de la demanda monetaria,
 Y_t es la producción nacional del periodo t, y
 R_t la tasa de interés nominal.

Ahora bien, la demanda de dinero denota un nivel específico de poder adquisitivo, ya que a final de cuentas los individuos desean mantener una cantidad de saldos reales para realizar sus transacciones; es decir, descuentan la inflación de las transacciones nominales para adquirir una canasta de bienes constante, a pesar del aumento en los precios, siempre y cuando mantengan su patrón de consumo e ingreso intertemporales invariables.

De acuerdo con todo lo anterior, con un aumento de la oferta monetaria, la tasa de interés tenderá a la baja, si es que los precios son relativamente rígidos en el corto plazo (vea gráfico 4). La razón es sencilla, los individuos se dan cuenta que tienen más dinero del que desean a la tasa de interés R_0 , por lo que buscarán colocar sus excesos monetarios en bonos. A esta tasa, los oferentes de bonos ya no estarán dispuestos a liquidar una mayor cantidad de los mismos, por lo que reducirán el rendimiento que ofrecen. Con los bajos rendimientos de los bonos, la cantidad de dinero demandada se

incrementará hasta llegar al nuevo equilibrio, puesto que el costo de oportunidad del dinero líquido se habrá reducido.

Gráfico 4. El Equilibrio en el Mercado de Dinero

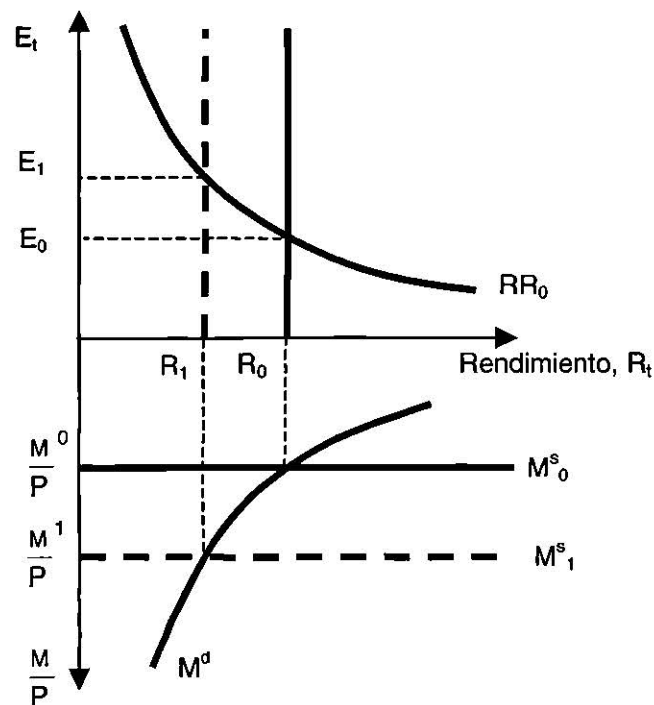


La oferta monetaria es incrementada de M^s_0 a M^s_1 , mientras que el nivel de precios, P , se mantiene constante. El nuevo equilibrio está representado por el punto 2. Note que en el eje horizontal medimos saldos monetarios reales, y no nominales.

III.3.1 Efectos de corto plazo

Como hemos visto, la igualdad entre la oferta y demanda de dinero determina la tasa de interés nominal. Ahora tenemos las condiciones para estudiar las repercusiones de un aumento de la oferta monetaria sobre el tipo de cambio en el corto plazo, cuando los precios son **rígidos**.

Con el propósito de hacer más sencillo el análisis, supongamos que el mercado de dinero extranjero, el tipo de cambio futuro y las expectativas de depreciación permanecen constantes en todo momento. Así, la curva de rendimiento extranjero permanecerá inmóvil. En el gráfico 5 se muestra el efecto sobre el tipo de cambio de un aumento en la oferta monetaria doméstica, siempre y cuando los precios se mantengan constantes.

Gráfico 5. El Mercado de Dinero y el Tipo de Cambio

Ante el incremento de la oferta monetaria real, la tasa de interés doméstica disminuye de R_0 a R_1 . El efecto de esta caída en la tasa de interés provocará una salida de capitales. Dado que la curva de rendimiento extranjero permanece constante, el tipo de cambio se depreciará hasta E_1 para alcanzar un nuevo equilibrio en el mercado de capitales y en el de divisas.

Con el incremento de la oferta de dinero, los agentes buscarán colocar sus excesos monetarios en bonos o en consumo. Si los precios permanecen constantes en el corto plazo, dado que tardan tiempo en ajustarse, el aumento de la oferta monetaria implicará una disminución de la tasa de interés doméstica en el corto plazo. Por la paridad de intereses, sabemos que esto provocará una salida de capitales y una depreciación subsecuente del tipo de cambio.²⁶

²⁶ Ahora bien, si todo lo demás permanece constante, ante una disminución de la oferta monetaria anticipamos una apreciación del tipo de cambio en el corto plazo.

III.3.2 Efectos de largo plazo

Mientras que en el corto plazo los precios resultaban ser rígidos, en el largo plazo serán **flexibles**. Lo anterior constituye el ingrediente principal para el análisis de largo plazo. En las páginas siguientes se diferenciarán dos efectos de largo plazo derivados de los movimientos en la oferta de dinero. El primero de ellos se caracteriza por un cambio de una vez y para siempre en el monto del dinero ofrecido en la economía, mientras que el segundo corresponderá a un incremento en la tasa de crecimiento del dinero. Como consecuencia del primero de estos efectos, se distingue un comportamiento característico del tipo de cambio en el mediano plazo, el cual corresponde a un efecto de sobre-reacción.

En esta sección se encontrará la descripción del primer efecto de largo plazo y el de sobre-reacción y, para una mejor claridad en la exposición, será hasta la siguiente sección cuando se abordará el segundo de los efectos de largo plazo.

A. Cambio de una vez y para siempre de la oferta monetaria

Con el objeto de facilitar el análisis, sírvanos examinar las repercusiones sobre la tasa cambiaria de una *reforma monetaria*. Con dicha reforma, se formaliza oficialmente un cambio en la medición cuantitativa de los billetes y monedas que circulan en el país.

En el caso de México, esta reforma se llevó a cabo en 1993, con la introducción de los nuevos pesos y la sustitución de los pesos antiguos. En síntesis, se consideró dividir toda la oferta monetaria entre 1,000, de tal forma que 1 nuevo peso fuera equivalente a 1,000 de los antiguos. De este modo, todos los precios fueron multiplicados por el cociente $1/1000$ para realizar la conversión. Como todos los bienes y servicios de la economía costaban 99.9 % más baratos, puede anticiparse de forma lógica que el precio de una unidad de moneda extranjera se redujera en la misma proporción. Así, el viejo tipo de cambio de 2,500 pesos por dólar se ubicaría en el nivel de 2.50 nuevos pesos por dólar.

Aunque la reforma monetaria no hizo más que reajustar todos los precios de la economía, podemos resaltar que la disminución virtual del 99.9 % de la base monetaria se vio reflejado en un ajuste a la baja de igual porcentaje en los precios, y en una apreciación virtual del tipo de cambio del mismo orden. Lo remarcable de la reforma es que ni la producción real ni la oferta monetaria real cambiaron; por lo tanto, la tasa de interés nominal permaneció constante.

Ahora bien, partamos de una situación de equilibrio estacionario o de largo plazo, donde todos los factores de producción están ocupados, los mercados de bienes se vacían y se alcanza la producción de pleno empleo.²⁷ En nuestro equilibrio estacionario, permitamos que sea M_0 la cantidad de dinero que mantiene en equilibrio al mercado monetario.

Como la economía se encuentra en un equilibrio de largo plazo, periodo en el cual los precios son lo suficientemente flexibles, un aumento de la oferta monetaria nominal de *una vez y para siempre* traerá un incremento proporcional en precios, lo cual es conocido como la *neutralidad del dinero*.²⁸ Esto es, cuando la oferta monetaria se incrementa, los agentes económicos se dan cuenta que tienen excesos monetarios, los cuales se intentarán colocar en bonos y en consumo. En el largo plazo, el mercado de bonos estará en equilibrio, por lo que todos los excesos monetarios provenientes del aumento de la oferta de dinero serán destinados al consumo. Una mayor demanda de bienes y servicios será el resultado de lo anterior. Sin embargo, no será posible elevar la producción por encima de los niveles de pleno empleo.

Así, el aumento de la base monetaria se verá reflejado sólo en los precios y en la misma proporción que el incremento de la oferta de dinero nominal. De esta forma, la producción real y la oferta monetaria real quedan inalteradas y la tasa de interés nominal no se modifica.²⁹ Por lo tanto, con un mecanismo similar que con la reforma

²⁷ El desempleo se encuentra en su tasa natural y ninguna unidad de capital permanece ociosa.

²⁸ La *neutralidad del dinero* no excluye al corto plazo, pero los precios necesitan ser lo bastante flexibles para ajustarse ante movimientos de la oferta monetaria durante este periodo.

²⁹ Vea Barro (1996) para mayores referencias.

monetaria, el tipo de cambio se depreciará en la *misma proporción* que el aumento proporcional de la base monetaria y de los precios.

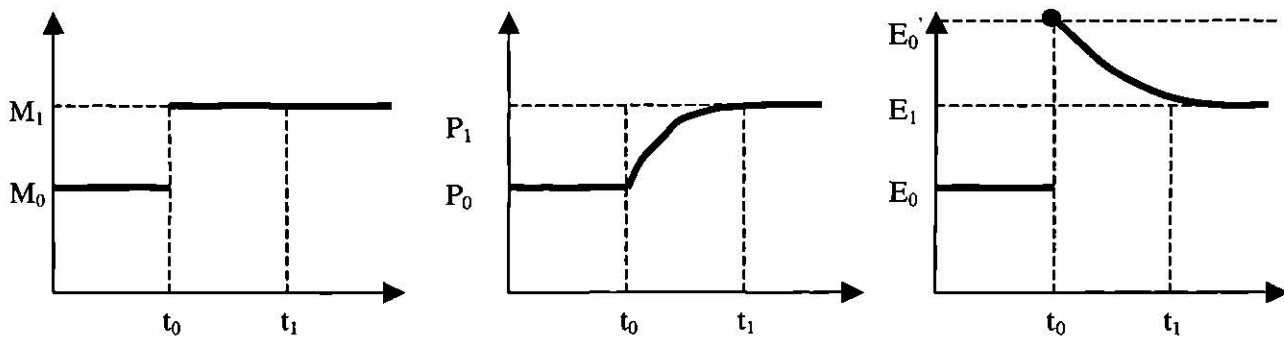
B. Efecto de sobre-reacción del tipo de cambio

El proceso de ajuste que siguen los precios en el mediano plazo ante el aumento de la oferta monetaria nos proporciona un efecto remarcable sobre el tipo de cambio durante el mismo periodo, el cual es conocido como el efecto de sobre-reacción.

En el corto plazo, los precios no lograrán ajustarse a la alza, por lo que en este periodo observaremos que la oferta real de dinero aumenta. Este incremento temporal en los saldos reales implicará una reducción de la tasa de interés nominal, que disminuirá para mantener el equilibrio en el mercado de dinero. El tipo de cambio se depreciará de forma inmediata, en función de la caída de la tasa de interés. Pero hay que resaltar que esta depreciación no fue debido al aumento del nivel general de precios, puesto que éstos aún no logran ajustarse al incremento de la oferta monetaria.

En el mediano plazo, los precios empezarán a ajustarse y la tasa de interés volverá a su nivel inicial. A medida que la tasa de interés regrese a su valor original, se provocarán apreciaciones sucesivas en el tipo de cambio. Sin embargo, los agentes económicos habrán modificado a la alza su expectativa del tipo de cambio futuro (E_{t+1}), dado que conocen los efectos de un aumento de la oferta monetaria, es decir, el aumento en el nivel general de precios y la depreciación ligada a la inflación. Este efecto se reflejará en un incremento del rendimiento extranjero; o lo que es lo mismo, la curva RR_0 del gráfico 5 se desplazará hacia la derecha.

Una vez que los precios y la tasa de interés se hayan ajustado totalmente, observaremos que la tasa cambiaria estará depreciada con respecto a la inicial. Lo relevante de este caso es el proceso de ajuste que sigue el tipo de cambio en el mediano plazo, el cual describe una secuencia de sobre-reacción u "overshooting".³⁰

Gráfico 6. El Efecto de Sobre-Reacción del Tipo de Cambio

Gráfica 6a. El banco central ejerce su discrecionalidad en el periodo $t=0$ y eleva la oferta monetaria de una vez y para siempre, de M_0 a M_1 .

Gráfica 6b. Los precios domésticos toman tiempo en ajustarse, por lo que la oferta real de dinero se incrementa en el corto plazo.

Gráfica 6c. El tipo de cambio se dispara como resultado de la baja en la tasa de interés local, para luego ajustarse correctamente a la alza en los precios.

Volvamos por un momento al contexto del capítulo anterior, donde se describe el funcionamiento del esquema de opciones de venta de dólares que realizó el Banco de México como mecanismo para acumular reservas internacionales. Galán, González y García (1997) presumen que "...[u]no de los riesgos de acumular reservas [mediante el esquema de opciones], se presentaría en un período en el que el tipo de cambio mostrara una tendencia devaluatoria. Si en dicho escenario el tipo de cambio se apreciara de un día a otro (posible corrección ante un "overshooting" por ejemplo), podría ser óptimo para los tenedores de la opción ejercer todos sus derechos, y recuperar inmediatamente su posición de divisas en el mercado cambiario. De ocurrir esto, el Banco de México acumularía reservas a través de compras en el mercado en un momento en el que se presenta un exceso de demanda por dólares, y posiblemente magnificaría las presiones devaluatorias sobre el peso."

En efecto, si el banco central hubiera permitido las opciones de venta de dólares en esos momentos, entonces la apreciación del tipo de cambio, producto del ajuste del efecto de sobre-reacción, podría ser inhibido. Por lo tanto, el tipo de cambio podría devaluarse hasta el nivel E_0' del gráfico 6.

³⁰ Para mayor detalle sobre este efecto, consulte Dornbusch (1976).

Como conclusión, podemos afirmar que los movimientos en la tasa de interés nominal causados por un incremento permanente de la oferta monetaria serán temporales, si la economía se encuentra en un equilibrio de largo plazo. Bajo esta situación, una política monetaria expansiva, denotada por un aumento de una sola vez y para siempre de la oferta monetaria, provocará que los precios se ajusten a la alza como resultado de la neutralidad del dinero, y la tasa de interés local vuelva a su nivel anterior. Entre tanto, el tipo de cambio seguirá una trayectoria de sobre-reacción, hasta ajustarse totalmente al aumento de la oferta monetaria y de los precios, al llegar al nivel E_1 del gráfico 6. En este nivel, la depreciación de la divisa será proporcional al aumento de la oferta monetaria y de los precios.

Hasta el momento, la depreciación del tipo de cambio provocada por un aumento en el nivel general de precios doméstico ha sido examinada parcialmente. Por una parte, resulta lógico deducir que si todos los bienes han doblado su precio en el país local, el precio de una unidad de moneda extranjera en términos de la local también se haya doblado. Sin embargo, esto no es necesariamente cierto bajo un régimen de tipo de cambio fijo o incluso en uno de flotación administrada. La depreciación ocurrirá en un sistema cambiario de libre flotación y bajo el supuesto de que no existen barreras al comercio internacional.

Para entender el proceso por el cual la depreciación del tipo de cambio se lleva a cabo ante un aumento del nivel general de precios, nos es útil introducir el segundo elemento fundamental del enfoque monetario. A continuación, se presenta la paridad del poder de compra y sus implicaciones sobre el valor de la divisa en el largo plazo.

III.4. La Paridad del Poder de Compra y el Tipo de Cambio en el Largo Plazo

La paridad del poder de compra se deriva a partir de la ley del precio único. Esta condición dicta que el tipo de cambio deberá ajustarse ante las disparidades de los precios del país doméstico y el extranjero, con el fin de que los productos susceptibles

de comercio tengan un mismo precio sin importar el país de origen. La paridad del poder de compra representa el equilibrio en el mercado internacional de bienes ante la presencia del comercio exterior.

Así, si un producto doméstico tiene un precio mayor a su similar en el extranjero, la demanda por importaciones se intensificará (de forma dual a la baja en la cantidad demandada de bienes nacionales) hasta que los precios del mismo producto en ambos países sean iguales en términos de una misma moneda. La paridad del poder de compra, en términos absolutos, suele describirse por la siguiente expresión:

$$E_t P_t^* = P_t \quad (6)$$

donde P_t^* es un índice de precios de una cesta representativa de bienes extranjeros, y

P_t es un índice de precios local.

La paridad del poder de compra, en su versión absoluta, necesita para su cumplimiento ciertas condiciones. Entre ellas, la inexistencia de barreras al comercio entre el país doméstico y el extranjero; esto es, que los bienes susceptibles de comercio, o bienes comerciables, puedan pasar libremente entre los países involucrados en el comercio internacional, sin altas tarifas o impuestos aduanales. Además, también supone un nivel constante del tipo de cambio real, o del precio relativo entre los bienes domésticos y extranjeros³¹. Por último, requiere que no existan grandes disparidades entre la senda de los precios de los bienes comerciables y los no comerciables, es decir, que los precios de estas dos clases de bienes sobrelleven una proporción constante en el índice general de precios. Sólo así, la paridad del poder de compra absoluta tendrá validez.

Según lo dicta la paridad del poder de compra, y si el índice de precios extranjero se mantiene constante, la tasa cambiaria se depreciará ante un aumento del índice de

³¹ Más adelante se analiza este punto en detalle.

precios local. Lo anterior ocurre porque el incremento de los precios domésticos disminuirá la cantidad demandada de bienes locales y aumentará la demanda de bienes extranjeros; como consecuencia, la demanda por moneda extranjera sufrirá también un incremento. Una vez que el valor de la divisa se haya ajustado al flujo de comercio internacional, el equilibrio en el mercado internacional de bienes será alcanzado.

En el contexto de la sección anterior, donde un aumento permanente de la oferta monetaria suscita un incremento proporcional en los precios, la depreciación del tipo de cambio responde al *exceso de demanda* por moneda extranjera provocado por el aumento de la demanda de importaciones. Si la paridad del poder de compra se cumple a la perfección en el largo plazo y el índice de precios extranjeros permanece sin cambio, entonces la depreciación esperada de la moneda local será de *igual proporción* al aumento en precios.

Al igual que antes, el ajuste en los precios y, sobre todo, la consiguiente depreciación se realizan en un periodo de tiempo largo, dado que los patrones de comercio internacional dependen de acuerdos contractuales que toman tiempo en ser modificados. Así, las repercusiones sobre el valor de la divisa emanadas de la paridad de poder de compra deberán analizarse como *efectos de largo plazo*. Por lo tanto, la ecuación (6) muestra un nivel de equilibrio del tipo de cambio de largo plazo.

Una analogía importante que puede derivarse de la paridad del poder de compra absoluta es la relación que existe entre la depreciación del tipo de cambio y las inflaciones de ambos países, la cual se conoce como la *paridad del poder de compra relativa*, y puede ser descrita como sigue:³²

$$\Delta E_t/E_t = \pi_t - \pi_t^* \quad (7)$$

³² Para obtener esta relación, podemos dividir la ecuación original por su rezago, de esta forma la ecuación restante es $(E_t/E_{t-1})(P^*/P^*_{t-1})=(P_t/P_{t-1})$, la cual podemos adelantarla en un periodo por simplicidad. Reconociendo esto, sustituimos cada cociente por su tasa de cambio más uno. Así

donde π_t es la inflación doméstica, y
 π_t^* es la inflación extranjera.

Recordemos que la paridad del poder de compra parte del equilibrio en el mercado internacional de bienes, por lo que la ecuación (7) apunta que la depreciación que satisface al equilibrio de dicho mercado está en función del diferencial de inflaciones. Como los precios tardan tiempo en ajustarse, esta depreciación corresponde al valor esperado de largo plazo.

En tal caso, podemos encontrar una relación que englobe la paridad de intereses con la paridad del poder de compra relativa, simplemente sustituyendo la ecuación (7) en la ecuación (2), esto es

$$R_t - R_t^* = (\pi_t - \pi_t^*) + f^* \quad (8)$$

Esta igualdad nos muestra la relación de largo plazo que deben de guardar las tasas de intereses nominales y las inflaciones del país doméstico y extranjero. De esta ecuación se desprende el efecto Fisher, el cual dicta que, manteniendo todo lo demás constante, ante una inflación doméstica mayor o una alta expectativa de depreciación, la tasa de interés local deberá ajustarse a la alza en el largo plazo, para garantizar el cumplimiento tanto de la paridad de intereses como la del poder de compra.

Para entender la naturaleza del Efecto Fisher y sus implicaciones en la determinación del tipo de cambio en el largo plazo, analizaremos el caso de un aumento en la tasa de crecimiento del dinero.

llegamos a la siguiente expresión $(\Delta E_t/E_t + 1)(\pi_t^* + 1) = (\pi_t + 1)$. Simplificando lo anterior y suponiendo que el término $(\Delta E_t/E_t)(\pi_t^*)$ es aproximadamente cero, obtenemos la ecuación (6).

III.4.1. Aumento en la Tasa de Crecimiento del Dinero

Este caso fue mencionado en la sección anterior, donde se estudiaron las repercusiones a largo plazo de movimientos en la oferta monetaria. En dicha sección, admitimos que un aumento de una vez y para siempre de la oferta nominal de dinero provocaría una depreciación del tipo de cambio de la misma proporción al incremento de la oferta monetaria en el largo plazo. En ese caso particular, la tasa de crecimiento del dinero antes del incremento fue cero, dado que la oferta monetaria permanecía al nivel constante M_0 . Ahora, la oferta monetaria crecerá a la tasa porcentual μ durante cada periodo, de tal forma que la cantidad de dinero ofrecida en el periodo t quedará representada por la ecuación:

$$M_t = (1+\mu)^t M_0, \quad (9)$$

donde M_0 es la oferta monetaria inicial.

De nuevo, debemos situar a la economía en un equilibrio de largo plazo, por lo que, de acuerdo con la neutralidad del dinero, los precios aumentarán de forma proporcional al incremento de la oferta monetaria y la tasa de interés nominal no se modificará. Por lo tanto, la inflación igualará a la tasa de crecimiento del dinero ($\pi_t = \mu$). Pero además, por la ecuación (7), sabemos que la tasa de depreciación de largo plazo igualará al diferencial de inflaciones.

Bajo este contexto, la trayectoria de los precios domésticos y del tipo de cambio en el largo plazo pueden ser representadas por las siguientes expresiones:

$$P_t = (1 + \pi)^t P_0 \quad (10)$$

$$E_t^{lp} = (1 + \pi - \pi^*)^t E_0 \quad (11)$$

Ahora bien, para un inversionista que busca mantener bonos, la tasa de rendimiento relevante está dada por la tasa de interés real, la cual está definida como la tasa de interés nominal menos la inflación. De esta forma, la tasa de interés real, i_t , queda determinada como:

$$i_t = R_t - \pi_t \quad (12)$$

En el largo plazo, y en virtud del equilibrio estacionario de la economía, debe de existir una tasa de interés real específica que equilibre la oferta y la demanda agregada. De esta forma, también obtendremos una producción nacional de equilibrio, que para simplicidad mantendremos constante. La determinación de la tasa de interés real de equilibrio está estrictamente ligada con el vacío del mercado de bonos, la optimización del consumo intertemporal y el nivel óptimo de la demanda de inversión.³³

Debemos tener presente que la oferta y demanda agregadas están en función de factores reales, tales como la función de producción, la población, el capital y las preferencias de los consumidores. La conjunción de estos elementos establece los niveles óptimos de la tasa de interés real y la producción agregada. Ahora bien, si los factores reales no se modifican, entonces la tasa de interés real y la producción agregada de equilibrio serán constantes.

Lo importante es reconocer que los factores nominales o monetarios no influyen de forma alguna en la fijación de la tasa de interés real y de la producción. En este punto, podemos introducir una característica del dinero, que amplía el concepto de la neutralidad del dinero: ésta es la **superneutralidad**, y sostiene que ninguna variación arbitraria de la oferta monetaria a través del tiempo afectará a las variables reales de la economía, sino sólo a las nominales (como los precios, la tasa de interés nominal y el tipo de cambio nominal).³⁴ Pero para comprobar que el dinero es superneutral, debemos estar seguros que ninguna perturbación monetaria será capaz de modificar alguna variable real.

³³ Vea Barro (1996)

Si las autoridades económicas incrementan la tasa de crecimiento del dinero *de forma inesperada*, no sólo provocaría aumentos en la tasa de depreciación y la inflación doméstica, sino que de acuerdo con el efecto Fisher, la tasa de interés nominal tendería *a la alza* en el largo plazo. El aumento en la tasa de interés nominal es la respuesta de la economía para conservar el equilibrio en el mercado de bonos y vaciar el mercado de bienes.

Por una parte, el aumento de la tasa de interés doméstica provendrá de la actitud de los tenedores de bonos ante un aumento de la inflación esperada, consecuencia del incremento de μ . Los poseedores de los bonos demandarán que se les otorgue una tasa de interés nominal más alta, con el fin de mantener constante la tasa de rentabilidad real y compensar la pérdida del poder adquisitivo que experimentan con el aumento de la inflación.

Si la tasa de interés nominal no aumenta, surgirá un desequilibrio en el mercado de bonos. Los oferentes de bonos estarán dispuestos a elevar su demanda de fondos prestables (o aumentar su oferta de bonos) dado que la tasa de interés real que deben pagar ha bajado. Mientras que los poseedores de bonos (u oferentes de fondos prestables) querrán disminuir su demanda de bonos, por tener una tasa de rendimiento real más baja. El equilibrio en este mercado sólo puede alcanzarse a la tasa de interés real original.

Lo anterior tiene sentido porque la producción agregada no ha cambiado. Una implicación importante de esto es que será sólo a la tasa de interés real original por la cual se igualará la oferta y la demanda agregada, y podrá mantenerse el equilibrio global de la economía.

³⁴ *Ibídem.*

De esta manera, para sostener una *tasa de interés real de equilibrio en el largo plazo*, la tasa de interés nominal se incrementará en la misma cantidad que el aumento en la inflación. Así, tenemos que:

$$\Delta R = \Delta \pi = \Delta \mu$$

Entonces, la nueva tasa de interés nominal quedará establecida como:

$$R' = i_0 + \pi' \tag{13}$$

donde $R' = R_0 + \Delta \pi$,

$$\pi' = \pi_0 + \Delta \pi = \pi_0 + \Delta \mu,$$

i_0 , es la tasa de interés real de equilibrio en el largo plazo

R_0 y π_0 , son los niveles iniciales de la tasa de interés nominal y la inflación, respectivamente.

Las expectativas ajustadas de los agentes económicos ante un aumento de la inflación esperada futura (mismo que no se anticipaba antes el incremento en μ) harán que los precios se ajusten a la alza inmediatamente. Por lo tanto, el aumento en el nivel general de precios no sólo se deberá a un aumento de la inflación, sino también a un *ajuste instantáneo* debido a las *expectativas inflacionarias del futuro*. De hecho, si los precios no se ajustarán, existiría un desequilibrio en el mercado de dinero, debido a que los saldos reales efectivos en posesión del público serían superiores a la nueva cantidad deseada, establecida por la tasa de interés nominal más alta. Los excesos monetarios se destinarían hacia el consumo (ya que el mercado de bonos está en equilibrio), lo que provocaría finalmente el aumento suficiente de los precios para conservar el equilibrio monetario.

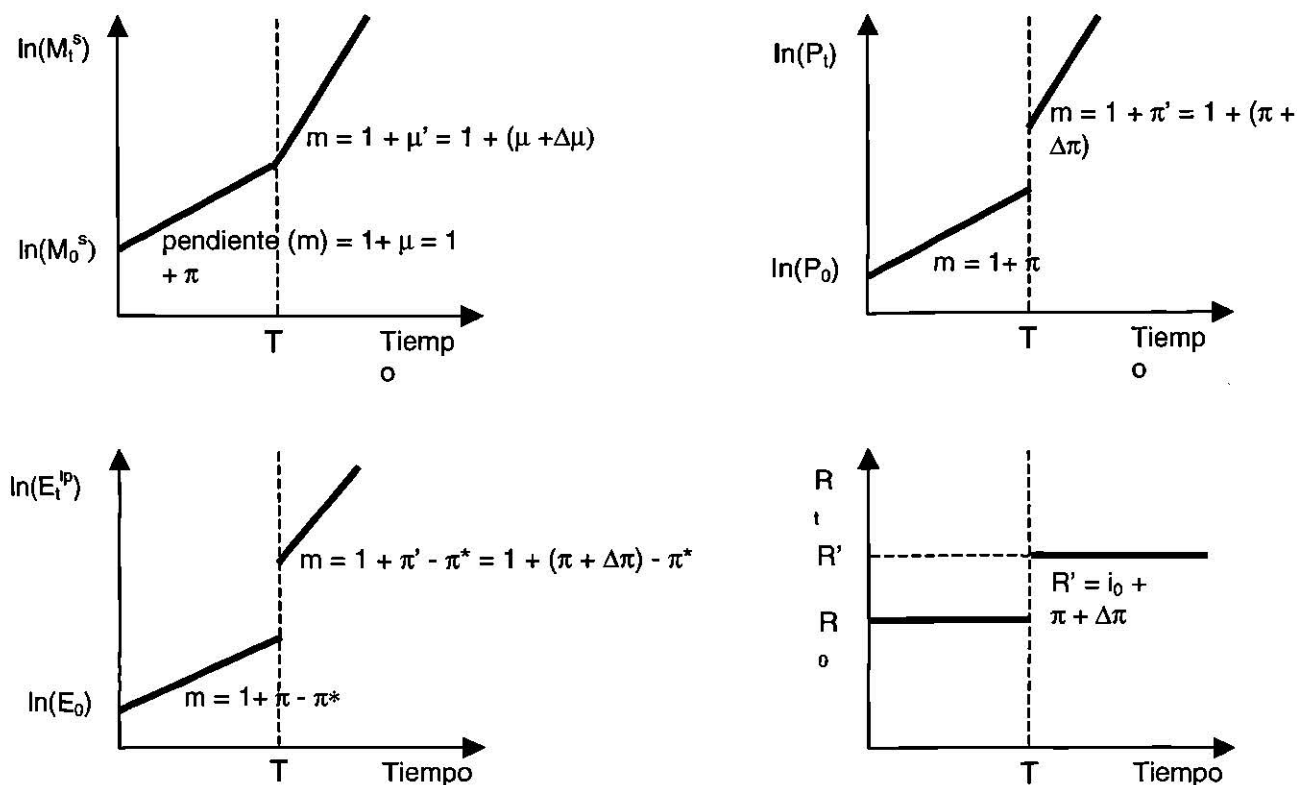
En cuanto al tipo de cambio nominal, no sólo aumentará su tasa de depreciación de largo plazo, sino que también experimentará una depreciación abrupta en función de las mayores *expectativas devaluatorias*. El brinco del tipo de cambio de equilibrio en el

largo plazo se debe a que los inversionistas han modificado a la alza su expectativa de depreciación futura, y alterarán su cartera de inversión desde hoy. Esto provocará una salida de capitales que se reflejará en una depreciación instantánea del tipo de cambio en el periodo T.

El Gráfico 7 describe los efectos de largo plazo sobre la tasa de interés nominal, el nivel general de precios y el tipo de cambio, derivados de un aumento en la tasa de crecimiento del dinero en el periodo T.

Podemos resumir las repercusiones de un aumento *no anticipado* de la tasa de crecimiento del dinero que predice el *efecto Fisher* en tres puntos. En cada uno de los puntos emerge la característica de la superneutralidad del dinero.

1. El incremento del coeficiente μ en el periodo T hará que las velocidades de la inflación y de la tasa de depreciación se intensifiquen a partir de ese periodo.
2. La tasa de interés nominal se incrementará en el largo plazo, con el fin de conservar una tasa de interés real de equilibrio.
3. Los agentes económicos ajustarán a la alza los precios y el tipo de cambio de manera instantánea a partir el periodo T, debido al aumento de las expectativas inflacionarias y devaluatorias acerca del futuro.

Gráfico 7. Tipo de Cambio, Tasa de Interés y Nivel General de Precios a Largo Plazo.

* Note que $1 + \mu' = 1 + \pi'$, ya que $\mu = \pi$, y $\Delta\mu = \Delta\pi$.

*Las gráficas muestran las repercusiones sobre los precios, el tipo de cambio y la tasa de interés nominal, derivadas de un aumento no esperado de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria en el largo plazo, de acuerdo con el **efecto Fisher**.*

El aumento de la tasa de interés nominal y la depreciación en el largo plazo parecen oponerse a la predicción de la paridad de intereses respecto a un aumento de la tasa de rendimiento doméstica. Sin embargo, las previsiones de la paridad del poder adquisitivo y de la paridad de intereses no son en realidad opuestas, ya que se ubican en diferentes periodos de tiempo. Así, gracias a la paridad de intereses, podemos pronosticar que, si todo lo demás permanece constante, en el **corto plazo** el tipo de cambio se apreciará como respuesta a un aumento de la tasa de interés local. Sin embargo, en el **largo plazo**, la depreciación del tipo de cambio y el incremento en la tasa de interés nominal serán procesos contemporáneos.

III.4.2 Rompimiento de la Paridad del Poder de Compra

Como se ha visto, la importancia de la paridad del poder adquisitivo radica en sus predicciones sobre la trayectoria de largo plazo del tipo de cambio y los precios. No obstante, debe decirse que algunos análisis empíricos cuestionan la validez de la paridad del poder de compra en su versión absoluta, y sólo unos cuantos de ellos aceptan que es una relación de equilibrio de largo plazo.³⁵

La versión absoluta de la paridad del poder de compra puede no cumplirse porque existen barreras al comercio, como políticas proteccionistas, o porque el monto de los bienes no comerciables en la economía es muy alto. Al existir barreras al comercio, el flujo de intercambios internacionales de bienes y servicios se ve incapacitado de llevar a las economías involucradas en el comercio a un equilibrio internacional. Entonces, la ley del precio único no llegará a cumplirse con plenitud sobre aquellos productos en los cuales recaigan las restricciones de intercambio.

Por otro lado, el nivel general de precios, que está involucrado en la paridad del poder de compra, se forma como un promedio ponderado de todos los bienes que se consumen en una economía. Una parte importante de esos bienes no pueden comerciarse, debido a los altos costos de transacción o la completa inhabilidad de ser comerciados. Por lo tanto, la ley del precio único tampoco operará sobre este tipo de bienes.

El incumplimiento de la ley del precio único rompe un importante supuesto de la paridad del poder de compra en su versión absoluta. Por esto se explica el fracaso de esta paridad en los análisis empíricos.

Ante la necesidad de aclarar las brechas en la paridad del poder de compra, surge el concepto de *tipo de cambio real*, que se define como el poder adquisitivo de una

³⁵ Vea Rogoff (1996).

moneda con relación a otra, es decir, los bienes que se pueden obtener en el país doméstico con un bien extranjero. El tipo de cambio real puede describirse como:

$$Q_t = E_t^{lp} P_t^* / P_t \quad (14)$$

donde Q_t es el tipo de cambio real, y

E_t^{lp} es el tipo de cambio nominal de equilibrio de largo plazo.

La diferencia básica entre el tipo de cambio real y el nominal se encuentra en las características cualitativas de las cantidades que comparan. Por una parte, el tipo de cambio real relaciona el poder de compra de una canasta representativa de bienes extranjeros en términos del número de canastas de bienes domésticos que puede adquirir (ej. se necesitan sacrificar 3 canastas de bienes domésticos para adquirir una canasta de bienes extranjeros)³⁶. Por la otra, el tipo de cambio nominal relaciona el precio nominal de una unidad de moneda extranjera en términos de la moneda local, es decir, es el precio relativo entre dos monedas (ej. 9 pesos por un dólar). La diferencia es evidente, aunque ambas tasas cambiarias son precios relativos, el tipo de cambio real describe un precio relativo real, o asociado al intercambio directo de bienes, mientras que el tipo de cambio nominal representa un precio relativo estrictamente monetario, o asociado al intercambio directo de monedas.

El tipo de cambio real está en función de variables reales, y su nivel de equilibrio está estrictamente relacionado con el vaciado del mercado interno y el equilibrio de la balanza de pagos.³⁷ Siempre y cuando el tipo de cambio real se mantenga a un nivel constante por un largo periodo de tiempo, la paridad del poder de compra absoluta se cumplirá a la perfección. De lo contrario, las predicciones de esta paridad estarán sujetas a las limitaciones que imponen las fluctuaciones en el tipo de cambio real.

³⁶ El tipo de cambio real puede ser visto como el precio relativo entre los bienes domésticos y extranjeros, de tal manera que un tipo de cambio real igual a 1/3 indicaría que es necesario dejar de consumir tres unidades de un bien extranjero representativo para consumir sólo una unidad de un bien doméstico.

³⁷ Para mayores referencias, consulte Corden (1998).

III.5 El Modelo Monetario

El análisis anterior nos da una visión panorámica de los factores que afectan al tipo de cambio. Hemos visto cómo el mercado de capitales, el de dinero y el de bienes y servicios tienen injerencia sobre el mercado de divisas.

Ahora, generalizaremos todos y cada uno de los efectos analizados en dos versiones del modelo monetario.³⁸ El primero de ellos será distinguido como el *modelo restringido* mientras el segundo será un *modelo flexible*.

Con el propósito de construir estos modelos, designaremos una función de demanda agregada de dinero tanto para el país doméstico como para el extranjero. De esta forma, el equilibrio en el mercado monetario de estos países quedará determinado por las siguientes expresiones:

$$m_t = p_t + k_t + \phi_1 y_t - \lambda_1 R_t, \quad y \quad (15)$$

$$m_t^* = p_t^* + k_t^* + \phi_2 y_t^* - \lambda_2 R_t^* \quad (16)$$

donde m_t es la oferta monetaria,
 p_t el índice de precios,
 k_t el inverso de la velocidad del dinero,
 y_t el nivel de producción,
 R_t la tasa de interés, y
 $\phi_i, \lambda_i > 0$ ³⁹

³⁸ Para mayores referencias acerca de la construcción de estos modelos, puede consultar Frankel (1993a) y Hooper y Morton (1982).

³⁹ En términos no logarítmicos, las funciones de demanda de dinero son de la siguiente forma:

$$M/P = (k)(Y^v)[\exp(R^{-\lambda})], \quad \text{donde } k = 1/v, \text{ y } v \text{ es la velocidad del dinero.}$$

El subíndice del tiempo ha sido omitido.

Las variables con asterisco se refieren al país extranjero. Todas están expresadas en logaritmo natural, excepto las tasas de interés nominales. Los coeficientes ϕ_1 y λ_1 representan la elasticidad del dinero con relación a la producción y la pseudo-elasticidad del dinero con relación a la tasa de interés nominal, respectivamente. El subíndice 1 se refiere al país doméstico, mientras que el 2 se remite al extranjero.

Cada uno de los modelos monetarios a estudiar conllevan supuestos esenciales sobre la magnitud de los parámetros implicados en las funciones de demanda de dinero. Para el **modelo restringido**, supondremos que la demanda de dinero tanto del país doméstico como del extranjero tienen la misma forma funcional y parámetros similares. Así, las elasticidades del dinero estarán representadas por un solo valor, de tal forma que $\phi_1 = \phi$ y $\lambda_1 = \lambda$:

Por lo tanto, la demanda relativa de dinero, expresada como la resta entre las demandas de dinero de cada país, queda determinada como:

$$m_t - m_t^* = p_t - p_t^* + \phi(y_t - y_t^*) - \lambda(R_t - R_t^*) + (k_t - k_t^*) \quad (17)$$

La ecuación anterior presenta la diferencia entre las tasas de interés nominales y la resta entre los índices de precios, relaciones que podemos sustituir por la ecuación (8) y (14), respectivamente, esta última en su forma logarítmica.⁴⁰ Reacomodando la expresión (17) para dejar del lado izquierdo el logaritmo del tipo de cambio de equilibrio de largo plazo, tenemos:

$$e_t^{lp} = m_t - m_t^* - \phi(y_t - y_t^*) + \lambda(\pi_t - \pi_t^*) + \lambda f_t^* - (k_t - k_t^*) + q_t \quad (18)$$

A diferencia de la mayoría de los estudios del enfoque monetario referentes a la determinación del tipo de cambio nominal de los años ochentas, la ecuación (18) presenta *explícitamente* una *función de expectativas*, que en este caso representa la visión de los inversionistas acerca del riesgo cambiario. La razón de incorporar dicha

⁴⁰ En términos logarítmicos, el tipo de cambio real puede describirse como: $q_t = e_t^{lp} + p_t^* - p_t$

función en el modelo monetario radica en la importancia que toman éstas sobre la trayectoria de los flujos de capital que entran y abandonan el país. Es así como esta función representa una innovación con respecto a los planteamientos clásicos del enfoque monetario, los cuales reconocían la importancia de las expectativas en la determinación del valor de la divisa, pero que ninguno de ellos la modeló de forma manifiesta.

La introducción de la función de expectativas dentro de este modelo se realizó a partir de la ecuación de la paridad de intereses, cuando la expectativa de depreciación, $\partial\Delta E_t/E_t$, se dividió en dos partes: la primera de ellas la constituyó la depreciación del tipo de cambio en el largo plazo, $\Delta E_t/E_t$, y la segunda fue precisamente la función de expectativas, $f(*)$.

La inclusión de la función de expectativas no obstruye en lo absoluto las principales predicciones de los modelos monetarios tradicionales, sino que, al contrario, las enriquece. Los factores que intervendrán en $f(*)$ se abordarán al final de esta sección.

Ahora bien, la ecuación (18) representa solamente el nivel que debería de guardar el tipo de cambio en el largo plazo. Sin embargo, aún nos falta abordar la determinación del tipo de cambio en el corto plazo, donde los precios son rígidos y no se ajustan a los movimientos de la oferta monetaria de forma inmediata. Como ya se mencionó, esto provoca un comportamiento de sobre-reacción del tipo de cambio. Para lidiar con este problema, Dornbusch (1976) supone que el tipo de cambio actual eventualmente se acercará a su valor de largo plazo, dada una velocidad de ajuste θ . Lo anterior puede ser incorporado a nuestro modelo añadiendo a la ecuación (7) el término de ajuste del efecto de sobre-reacción.

$$\Delta E_t/E_t = \pi_t - \pi_t^* + \theta(e_t^{lp} - e_t), \quad \text{ó}$$

$$\Delta E_t/E_t = (\pi_t - \pi_t^*) - \theta(e_t - e_t^{lp}) \quad (19)$$

Si el tipo de cambio del periodo t es igual al valor que debería de prevalecer en el largo plazo, entonces la relación anterior es equivalente a la ecuación (7). Si el tipo de cambio actual es mayor al valor de equilibrio de largo plazo, entonces el término $\theta(e_t^{lp} - e_t)$ será menor a cero, lo que nos indicaría que la velocidad de depreciación se reducirá en virtud del proceso de sobre-reacción, siempre y cuando $\theta > 0$.

El tipo de cambio de largo plazo, e_t^{lp} , está determinado por la ecuación (18), por lo que el tipo de cambio actual puede despejarse a partir de la ecuación (19). La ecuación final es:⁴¹

$$e_t = m_t - m_t^* - \phi(y_t - y_t^*) + \lambda'(\pi_t - \pi_t^*) - 1/\theta(R_t - R_t^*) + \lambda'f^* - (k_t - k_t^*) + q_t \quad (20)$$

donde $\lambda' = \lambda + 1/\theta$

La forma funcional de las expectativas y las variables que intervendrán en ella se revisarán al final de la sección. Por el momento, centremos nuestra atención en el **modelo flexible**.

A diferencia del modelo restringido, ahora permitiremos que las elasticidades del dinero del país doméstico y el extranjero difieran en magnitud. De esta forma, la demanda relativa entre ambos países quedará determinada por la siguiente expresión:

$$m_t - m_t^* = p_t - p_t^* + \phi_1 y_t - \phi_2 y_t^* - \lambda_1 R_t - \lambda_2 R_t^* + (k_t - k_t^*) \quad (21)$$

De nuevo, podemos sustituir la paridad del poder de compra en su versión no absoluta para encontrar la ecuación que determine el tipo de cambio de largo plazo, la cual puede describirse como:

$$e_t^{lp} = (m_t - m_t^*) - \phi_1 y_t + \phi_2 y_t^* + \lambda_1 R_t - \lambda_2 R_t^* - (k_t - k_t^*) + q_t \quad (22)$$

Observe que ante un aumento de la tasa de interés doméstica corresponde una depreciación del tipo de cambio de equilibrio. Esto no es inesperado si recordamos las repercusiones de largo plazo del efecto Fisher analizadas en la sección anterior.

Si manipulamos un poco la ecuación (22), obtenemos la siguiente expresión matemática equivalente:

$$e_t^{lp} = (m_t - m_t^*) - \phi_1 y_t + \phi_2 y_t^* + \lambda_1 (R_t - R_t^*) + (\lambda_1 - \lambda_2) R_t^* - (k_t - k_t^*) \quad (23)$$

Podemos emplear el mismo procedimiento que utilizamos con el modelo restringido para elaborar una ecuación que defina la determinación del tipo de cambio actual. Es decir, sustituimos en la ecuación (23) la paridad del poder de compra y luego despejamos la relación de sobre-reacción de la expresión (19), para obtener:

$$e_t = m_t - m_t^* - \phi_1 y_t + \phi_2 y_t^* + \lambda_1' (\pi_t - \pi_t^*) - 1/\theta (R_t - R_t^*) + (\lambda_1 - \lambda_2) R_t^* + \lambda f^* - (k_t - k_t^*) + q_t \quad (24)$$

donde $\lambda_1' = \lambda_1 + 1/\theta$

En comparación con el modelo restringido, la expresión anterior agrega el término $(\lambda_1 - \lambda_2) R_t^*$, además de la diferenciación entre las elasticidades del dinero con respecto a la producción y la falta de asociación entre las ofertas monetarias, lo que implicará una estimación por separado de los coeficientes de estas variables.

⁴¹ Recuerde que a partir de la paridad de intereses, tenemos que $\Delta E_t/E_t = (R_t - R_t^*) - f^*$; si igualamos esta expresión con la ecuación de Dornbusch, obtendremos la base para definir la ecuación del tipo de cambio a corto plazo.

III.5.1 La Función de Expectativas

Por simplicidad, la función de expectativas puede adoptar una forma lineal. A continuación, se enunciarán las variables que conformarán los argumentos de la función de expectativas general, cada una con la razón económica de su incorporación.

- a) *Logaritmo natural de las Reservas Internacionales de Banxico (ri_t)*: Como se mencionó en el capítulo de *Antecedentes*, esta variable puede constituir una medida de solidez ante alguna eventual crisis de balanza de pagos de nuestro país, por lo que un mayor nivel de las reservas puede ser sinónimo para los inversionistas de una mayor fortaleza en cuanto a la solvencia financiera. Aunque se ha dicho que el nivel de las reservas internacionales no afecta la determinación del tipo de cambio de forma directa, es probable que si lo haga como un indicador que forme expectativas en el corto y mediano plazo.
- b) *Calificación del riesgo-soberano de México (S_{mx_t})*: Esta variable pretende medir, en una escala numérica, el grado de inversión que le es otorgado a nuestro país. La intención de esta variable es medir el grado de sensibilidad de los agentes del mercado de divisas ante un cambio en el grado de inversión de México, y su repercusión en el valor de la divisa nacional. La información para construir esta variable será obtenida de los archivos públicos de *Standard & Poor's* acerca del riesgo soberano.
- c) *Calificación promedio del riesgo-soberano de Argentina, Brasil, Chile y México (S_t)*: Este es un promedio de la medida del grado de inversión que otorga *Standard & Poor's* a los países latinoamericanos con mayor captación de capitales extranjeros. El motivo de considerar el promedio del grado de inversión corresponde a la hipótesis de un efecto estampida entre los inversionistas y especuladores. Esto es que no sólo se reconoce al riesgo individual del país captador de inversión, sino que de alguna forma éste se confronta con el riesgo de la región, en este caso Latinoamérica, y entonces se consolida una decisión

de invertir, ya sea en un país en particular o dividiendo la cartera entre varios países de la región.

- d) *Variables instrumentales controlando estacionalidad (D_{jt})*: Se consideran 12 variables *dummy* denotando cada una los meses del año, siendo el mes de enero el periodo de referencia. Aunque cada una de las variables estructurales han sido desestacionalizadas mediante un proceso de descomposición de series de tiempo, la incorporación de las variables instrumentales responde al reconocimiento de meses de mayor o menor actividad en el mercado cambiario. Si bien es posible que la mayoría de los efectos estacionales no sean significativos, tal vez puedan ser de gran utilidad para el ajuste de las ecuaciones de regresión y el alcance de mejores pronósticos del tipo de cambio.
- e) *Variable instrumental controlando la volatilidad cambiaria ($Dumvol_t$)*: Esta variable absorbe una medida de incertidumbre en los momentos donde se han visto bruscos ajustes en el tipo de cambio. Su construcción es relativamente sencilla y asume que existe volatilidad cuando el promedio diario de las variaciones porcentuales del tipo de cambio en un mes rebasa el promedio diario de variación de todo el periodo de estimación, el cual es del orden del 0.50 % aproximadamente.⁴²

De esta forma, la función de expectativas general puede definirse como:

$$f(*) = \Omega_1 r_t + \Omega_2 S m x_t + \Omega_3 S_t + \sum_{j=1}^{11} \tau_j D_{jt} + \Omega_4 Dumvol_t \quad (25)$$

Esperamos que los parámetros asociados a $S m x_t$ y S_t sean menores a cero, lo que indicará que ante una mejor calificación del riesgo soberano las expectativas de depreciación disminuyan.

⁴² De hecho, puede observarse de forma bastante clara que la distribución de las variaciones diarias del tipo de cambio se asemejan mucho a una distribución normal con media cero.

Hasta aquí, hemos visto todos los factores que integran el enfoque monetario del tipo de cambio. En el siguiente capítulo, se presentan varias propiedades de las series de tiempo que deberemos tomar en cuenta para la estimación de los modelos que se presentan en este apartado. Así, podremos estar preparados para demostrar la validez econométrica del enfoque monetario, a través del grado de significancia y la magnitud teórica de los parámetros estructurales.

IV. Metodología

Este capítulo despliega toda la teoría econométrica necesaria para la evaluación del enfoque monetario que se realizará en el capítulo de estimaciones. Para las secciones referentes a la Integración y Cointegración y sus diversas metodologías, el lector puede consultar Enders (1995) y Greene (1998) para mayores referencias; aquí sólo se muestran las propiedades que son de interés para los fines de esta investigación.

IV.1 Estimación Mínimo Cuadrática Ordinaria (MCO)

La estimación del enfoque monetario en sus versiones de restringido y flexible puede efectuarse a partir del establecimiento de una ecuación de regresión para cada modelo, y su solución a través de estimadores que minimicen el cuadrado medio del error.

Así, para estimar las dos versiones del modelo monetario, debemos agregar a la ecuación del tipo de cambio de corto plazo de cada modelo un término de error (ε_t), el cual presente una secuencia de ruido blanco, con varianza constante y media cero. Por lo tanto, las expresiones (20) y (24) se modifican a:

❖ *Ecuación de regresión del modelo restringido.*

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(\pi_t - \pi_t^*) + \beta_4(R_t - R_t^*) + \beta_5(k_t - k_t^*) + \beta_6q_t + \lambda f(*) + \varepsilon_t \quad (26)$$

❖ *Ecuación de regresión del modelo flexible.*

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 m_t + \alpha_2 m_t^* + \alpha_3 y_t + \alpha_4 y_t^* + \alpha_5 (\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_6 (R_t - R_t^*) + \alpha_7 R_t^* + \alpha_8 k_t + \alpha_9 k_t^* + \alpha_{10} q_t + \lambda f(*) + \varepsilon_t \quad (27)$$

Un inconveniente importante de estimar las ecuaciones (26) y (27) a través de mínimos cuadrados ordinarios resulta de las características propias de las series de tiempo que se incluyen en dichas ecuaciones. La presencia de variables con una tendencia

creciente a través del tiempo puede llevarnos a conclusiones engañosas referentes a los efectos de los regresores sobre el tipo de cambio. De hecho, es posible que encontremos que exista una causalidad significativa entre el tipo de cambio y alguno de sus regresores, debida a que las series muestren una tendencia alcista a través del tiempo, lo cual no implica necesariamente que una tendencia cause a la otra.

Así, las estimaciones por mínimos cuadrados serán válidas sólo si encontramos que la secuencia de los errores estimados sigan una trayectoria de ruido blanco, y no presenten alguna tendencia definida. Dicho en otras palabras, debemos efectuar una prueba de raíz unitaria sobre la secuencia de los errores para determinar si éstos son estacionarios [o que estén integrados de orden cero, esto es que $\varepsilon_t \sim I(0)$].⁴³

Si encontramos evidencia de que los errores son estacionarios, entonces los coeficientes estimados por mínimos cuadrados ordinarios serán superconsistentes, y habremos encontrado posiblemente una relación de cointegración entre el tipo de cambio y sus regresores⁴⁴. Así, la ecuación de regresión estimada será en sí misma un vector de cointegración, el cual denotará una correspondencia de equilibrio entre el tipo de cambio y sus determinantes.

Pero la estimación del vector de cointegración constituye un paso para la comprobación total de causalidad, ya que tendremos que estimar también un modelo de corrección del error, con el propósito de determinar formalmente si existe una causalidad - en el sentido de Granger⁴⁵ - entre los determinantes cambiarios y el valor de la divisa.

Existen hasta el momento dos metodologías para probar cointegración y causalidad. La que a continuación se presentará, se ocupa del caso donde sólo existe un vector de

⁴³ Se recomienda fuertemente a los lectores no familiarizados con la terminología y conceptos de las series de tiempo que abran un paréntesis en el estudio del presente documento, y revisen con calma el **Apéndice 1. Integración y Cointegración**, donde se describen las principales definiciones y conceptos que servirán de guía para la adecuada comprensión del resto de la investigación.

⁴⁴ De hecho, tener evidencia de la estacionariedad de los errores estimados de las ecuaciones propuestas nos dará los suficientes argumentos para identificar un vector de cointegración, aunque el orden de integración difiera entre las variables del sistema. Vea pp. 111 del Apéndice 1.

⁴⁵ Puede encontrar la enunciación del Teorema de Causalidad de Granger en la pp. 117 del Apéndice 1.

cointegración, mientras que la segunda permite la existencia de varios vectores de cointegración.

IV.2. Metodología Engle-Granger para probar Cointegración

Enders (1995) sintetiza en 4 pasos la metodología de Engle y Granger. Esta metodología se concentra en el caso cuando existe un solo vector de cointegración.

PASO 1. Sea e_t el logaritmo del tipo de cambio y x_t un vector de los logaritmos de las variables que lo determinan. Todas las variables pueden suponerse estar integradas de orden uno, lo que nos interesa en primera instancia, y que constituye el primer paso descrito por Enders, es comprobar esta hipótesis a través de una prueba de raíces unitarias. Pueden utilizarse las diferentes versiones de la prueba de Dickey-Fuller para constatar el orden de integración de cada una de las series.⁴⁶

Si se encuentra la suficiente evidencia de que todas las series son estacionarias, es decir, son $I(0)$, entonces pueden emplearse métodos convencionales de series de tiempo, tales como los modelos autorregresivos y de promedios móviles para hacer inferencias en el pronóstico del tipo de cambio.

Si se encuentra que no hay homogeneidad en el grado de integración de las series, entonces podemos tener *cierta* evidencia de que las series no están cointegradas. Si el vector x_t estuviera compuesto por *una* sola variable, y dado que e_t representa sólo *una* secuencia temporal, entonces la diferencia entre los órdenes de integración entre x_t y e_t sería suficiente para emitir la conclusión de no cointegración entre x_t y e_t . En nuestro caso, x_t está compuesto por más de un elemento, por lo que aún cuando encontráramos diferencias en el orden de integración, debemos proceder a la siguiente etapa para obtener evidencia sobre la existencia de cointegración entre las variables.

⁴⁶ También puede emplearse la prueba de Phillips-Perron para raíces unitarias, pero en nuestro estudio prescindimos de esta prueba, dado que la evidencia obtenida por Dickey-Fuller resulta satisfactoria.

PASO 2. Consiste en estimar la relación de largo plazo entre las variables involucradas. Si todas las variables de \mathbf{x}_t y \mathbf{e}_t están cointegradas, entonces, como ya se mencionó, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios dejará un estimador “superconsistente”.⁴⁷ En términos generales, podemos representar la relación que debemos estimar por mínimos cuadrados como:

$$\mathbf{e}_t = \beta \mathbf{x}_t + \varepsilon_t, \quad (28)$$

donde \mathbf{x}_t es un vector de orden $(n \times 1)$,
 β es un vector de parámetros de orden $(1 \times n)$,

en total, existen $(n+1)$ variables en el sistema, donde n es el número de variables determinantes.

Una vez que se ha estimado la ecuación (28), procederemos a aplicar la prueba de raíces unitarias sobre los residuales de la ecuación de regresión. Si obtenemos la suficiente evidencia estadística de que la *secuencia* de los residuales es estacionaria, entonces podremos inferir que \mathbf{x}_t y \mathbf{e}_t se encuentran cointegrados de orden $[\mathbf{d}, \mathbf{d}]$, donde \mathbf{d} representa el orden de integración más alto entre todas las variables del sistema. Si los residuales no siguen una secuencia de ruido blanco, entonces se puede concluir que las variables del sistema no conservan una relación cointegrada.

Con respecto a la prueba de raíces unitarias sobre los residuales, Engle y Granger (1987) prueban que los valores críticos de las tablas de Dickey-Fuller resultan inapropiados, debido a que la varianza del error es minimizada por la estimación MCO; esto nos llevará a rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, aún cuando sea cierta. Por ello, Engle y Granger (1987) proporcionan nuevos valores críticos para cuando sólo existen dos variables en el sistema; cuando las variables son más de dos, podemos encontrar los valores críticos adecuados en Engle y Yoo (1987).

⁴⁷ Stock (1987) prueba que el efecto tendencia hace que el estimador converja más rápido a los parámetros poblacionales.

Paso 3. Consiste en estimar el modelo de corrección del error, donde utilizaremos de nuevo los residuales de la ecuación (28). Sea $\varepsilon_t = (e_t - \mathbf{b}x_t)$ el error estimado de la ecuación de regresión, donde ' \mathbf{b} ' es el vector de parámetros estimados. El modelo de corrección del error generalizado puede ser descrito por:

$$\Delta \mathbf{e}_t = \alpha_1 + \alpha_e(\mathbf{e}_{t-1} - \mathbf{b}x_{t-1}) + \sum_i \alpha_{11}(i) \Delta \mathbf{e}_{t-i} + \sum_i \alpha_{12}(i) \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \varepsilon_{et}, \quad (29)$$

$$\Delta \mathbf{x}_t = \alpha_2 - \alpha_x(\mathbf{e}_{t-1} - \mathbf{b}x_{t-1}) + \sum_i \alpha_{21}(i) \Delta \mathbf{e}_{t-i} + \sum_i \alpha_{22}(i) \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \varepsilon_{xt}, \quad (30)$$

donde ε_{et} y ε_{xt} son perturbaciones de ruido blanco que pueden estar correlacionadas,

α_e es el parámetro de la velocidad de ajuste del término de corrección del error para la ecuación del tipo de cambio.

α_x es un vector ($n \times 1$) de parámetros de la velocidad de ajuste del término de corrección del error para las ecuaciones de los determinantes.

α_1 y $\alpha_{11}(i)$ son parámetros unidimensionales para la ecuación de corrección del error del tipo de cambio,

$\alpha_{12}(i)$ es un vector de orden ($1 \times n$) de parámetros para los términos de cambio de las variables del vector \mathbf{x}_t , para el periodo de rezago ($t-i$),

α_2 , $\alpha_{21}(i)$ y $\alpha_{22}(i)$ son vectores de orden ($n \times 1$) de parámetros que intervienen en cada una de las n ecuaciones de corrección del error para las n variables determinantes.

Las ecuaciones encerradas en las expresiones (29) y (30) constituyen un modelo cercano a un sistema de *Vectores Autorregresivos* (VAR). La literatura respecto al tema sugiere que el modelo o sistema de *Vectores de Corrección del Error* (VEC) se estime como los modelos VAR, pero aumentado por el término de corrección del error.

Como todos los términos de las ecuaciones (29) y (30) son estacionarios, los estadísticos tradicionales para los modelos VAR son apropiados para este caso. Así, la longitud del rezago puede probarse a través de una chi-cuadrada; y la restricción de que todos los $\alpha_{jk} = 0$ puede contrastarse a través de una F. Como esta metodología supone un solo vector de cointegración, las pruebas de significancia de α_e y α_x pueden ser conducidas con un *estadístico t*. De forma alternativa, se puede emplear MCO si cada ecuación contiene el mismo grupo de regresores.

PASO 4. La última etapa consiste en medir el ajuste del modelo. Para ello, se debe determinar si los residuales de las estimaciones VAR siguen una secuencia cercana al ruido blanco. Si los residuales están serialmente correlacionados, la longitud de los rezagos puede ser corta; ante esto, se recomienda reestimar el modelo con los rezagos necesarios para evitar la correlación de los errores.

Las pruebas de significancia sobre α_x y α_e deben llevarse a cabo, con el fin de definir si la representación de corrección del error es adecuada (cuando α_x y α_e son significativos) o si es mejor el modelo VAR (cuando α_x y α_e no son significativos). Además, también debe encontrarse que los parámetros de la velocidad de ajuste no sean muy grandes.

Para definir si existe **causalidad en el sentido de Granger** por parte de las variables del vector x_t sobre el tipo de cambio, se debe comprobar por lo menos una de las $\alpha_{11}(i)$ sea significativamente diferente de cero.

Como las estimaciones de las ecuaciones de corrección del error provienen de una estimación a través de vectores autorregresivos, pueden utilizarse las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de la varianza, propias de los modelos VAR, para obtener información sobre la interacción entre las variables del sistema. Como todas las variables en (29) y (30) se esperan que sean estacionarias, las funciones de impulso-respuesta *deberán converger a cero*. Si estas funciones no son decrecientes o, al contrario, son explosivas, cada paso deberá ser revisado.

A pesar de su sencillez, la metodología de Engle-Granger tiene importantes defectos. Por una parte, el investigador deberá escoger la variable que pondrá en el lado izquierdo de la relación de equilibrio, que en nuestro caso es el tipo de cambio. La teoría asintótica demuestra que cuando el número de observaciones tiende a infinito, las secuencias de los errores, independientemente de qué variable se ponga en el lado izquierdo, se vuelven equivalentes para la prueba de raíz unitaria. Desgraciadamente, el tamaño de muestra de los datos reales no conserva las características asintóticas. Así, puede surgir la inconveniencia de que con una secuencia de error se concluya cointegración, mientras que con otra se rechace.

La segunda deficiencia es que el procedimiento de Engle y Granger no ofrece ningún procedimiento para la estimación de múltiples vectores de cointegración. En contra parte, los estimadores de Johansen (1988) y Stock y Watson (1988) de máxima verosimilitud son capaces de estimar y probar la presencia de vectores de cointegración múltiples. A continuación, se muestra una breve síntesis de esta metodología.

IV.4. Metodología de Johansen para Múltiples Vectores de Cointegración

Esta metodología evita la estimación en dos etapas de la metodología de Engle y Granger, y puede probar y estimar la presencia de múltiples vectores de cointegración al mismo tiempo. La metodología de Stock y Watson, mejorada en varias ocasiones por Johansen, no es más que una prueba de Dickey-Fuller multivariada. Si consideramos que el vector x_t^* esta compuesto por las variables determinantes del tipo de cambio, además de la propia tasa cambiaria, de tal manera que $x_t^* = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}, e_t)'$ la generalización para $(n+1)$ variables del modelo autorregresivo, estará dada por:

$$x_t^* = A_1 x_{t-1}^* + \varepsilon_t, \quad \text{de tal forma que}$$

$$\Delta x_t^* = A_1 x_{t-1}^* - x_{t-1}^* + \varepsilon_t, \quad \text{ó}$$

$$\Delta x_t^* = \Pi x_{t-1}^* + \varepsilon_t, \quad (31)$$

donde $\Pi = (\mathbf{A}_1 - \mathbf{I}_{n+1})$, e \mathbf{I}_{n+1} es una matriz identidad de orden $(n+1)$,
 \mathbf{A}_1 es una matriz $([n+1] \times [n+1])$ de parámetros, y
 \mathbf{x}_t^* es un vector de $([n+1] \times 1)$ elementos

En nuestro caso, las variables envueltas en la determinación del tipo de cambio muestran una decidida tendencia a la alza, algunas otras a la baja. El hecho es que la esperanza de cada una de las series del vector $\Delta \mathbf{x}_t$ pueden ser diferentes de cero. Con el objetivo de no omitir la tendencia de las series de tiempo de nuestro estudio, puede agregarse un término que mida este factor. De esta forma, el modelo anterior se modificará a

$$\Delta \mathbf{x}_t^* = \mathbf{A}_0 + \Pi \mathbf{x}_{t-1}^* + \varepsilon_t, \quad (32)$$

donde $\mathbf{A}_0 = (a_{01}, a_{02}, \dots, a_{0n+1})'$, es un vector de constantes $([n+1] \times 1)$ que imprimen tendencia a cada una de las $(n+1)$ ecuaciones del sistema.

Si también estamos interesados en añadir un término de intercepto dentro de cada una de las ecuaciones, sin que éste imprima una tendencia temporal, entonces sólo deberemos agregar un vector de *unos* a la matriz de las variables determinantes. De esta forma, el vector de las variables del sistema quedará como $\mathbf{x}_t^* = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}, \theta_t, 1)'$

El rango de la matriz Π es igual al rango de cointegración. Si el rango de Π es igual a cero, es decir, que todos los elementos de la matriz son iguales a cero, no existirá ningún vector de cointegración. Por lo tanto, todas las series originales serán procesos unitarios y el sistema puede estimarse a través de un modelo VAR en primeras diferencias. Si el rango de la matriz es completo, entonces todas las series serán estacionarias, lo que podría representar una contradicción si se ha encontrado anteriormente que alguna o todas las series están integradas de orden d , y d es

diferente de 0. Si el rango de Π es $r < (n+1)$, entonces existen r vectores de cointegración linealmente independientes.

El rango de la matriz Π dependerá de sus raíces características o eigenvalores. Si existen $(n+1)$ eigenvalores diferentes de cero, entonces la matriz es de orden completo. Por lo tanto, para que las variables involucradas en nuestra relación de equilibrio estén cointegradas, es necesario que sólo $r < (n+1)$ raíces características sean diferentes de cero, y que además su valor absoluto este fuera del círculo unitario; sólo así el sistema será convergente.

La prueba de Johansen consiste en identificar el número de raíces características de la matriz Π que son estadísticamente diferentes de cero, con el fin de reconocer el rango de la matriz Π y el número de vectores de cointegración. Dicha prueba puede llevarse a cabo a través de la estimación de la matriz Π y de sus raíces características.

Sea λ_i la i -ésima raíz característica. Si podemos ordenar dichas raíces de la forma $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n > \lambda_{n+1}$, entonces podemos obtener ciertos estadísticos para calcular el rango de cointegración del sistema. Dado que el $\ln(1) = 0$, entonces $\ln(1-\lambda_i) = 0$ para todas las raíces características nos dirá que las variables del sistema no están cointegradas. Además, si $0 < \lambda_i < 1$, entonces $\ln(1-\lambda_i) < 0$ será negativa. La prueba para identificar el número de raíces características que son insignificamente diferente de la unidad puede ser conducido usando las siguientes pruebas:

$$\lambda_{\text{traza}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n+1} \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (33)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (34)$$

donde $\hat{\lambda}_i$, es el valor estimado del i -ésimo eigenvalor,

T , es el número de observaciones usadas en la estimación.

La primera de estas pruebas (λ_{traza}) contrasta la hipótesis de que el número de vectores de cointegración es menor o igual a r , contra la alternativa de que existan más vectores de cointegración. Mientras los valores estimados de las raíces características se alejen de cero, el estadístico λ_{traza} será más negativo. La segunda prueba (λ_{max}) contrasta la hipótesis nula de que el número de vectores de cointegración es r , contra la alternativa de que es $r+1$. Los valores críticos para evaluar estas hipótesis son proporcionados por Johansen y Juselius (1990). Los valores críticos varían de acuerdo a la presencia o no de términos de tendencia en el sistema o de interceptos en las ecuaciones, por lo que es muy importante establecer la forma determinística de los regresores.

Para establecer la presencia de términos de tendencia contra un modelo con términos de intercepto en las ecuaciones, se pueden contrastar el número de vectores de cointegración encontrados en cada uno de los modelos mediante una prueba de modelo restringido.

El modelo sin restringir lo conformará el sistema con términos de tendencia, cuyas raíces características serán denotadas por $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n > \lambda_{n+1}$; por otro lado, el modelo restringido será el sistema con términos de intercepto, con raíces características de $\lambda_1^* > \lambda_2^* > \dots > \lambda_n^* > \lambda_{n+1}^*$. Sea r el número de raíces características significativamente diferentes de cero del modelo sin restringir, entonces el estadístico para definir el orden determinístico del sistema está dado por:

$$-T \sum_{i=r+1}^{n+1} [\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \lambda_i)] \quad (35)$$

el cual sigue una distribución χ^2 con $[(n+1) - r]$ grados de libertad.

Si la restricción no condiciona las estimaciones del sistema, entonces el $\ln(1 - \lambda_i)$ y $\ln(1 - \lambda_i^*)$ deberán ser equivalentes. Por lo tanto, cuando este estadístico se acerque a cero, indicará que es posible introducir un término de intercepto en las ecuaciones del sistema. Cuando este estadístico sea demasiado grande, se podrá tener la evidencia

necesaria para rechazar la hipótesis nula de términos de intercepto y podrá concluirse que las variables del sistema siguen una tendencia lineal.

También es posible imponer restricciones a los parámetros del sistema y contrastar diferentes hipótesis acerca de la magnitud y dirección de los coeficientes estimados. Para ello, Johansen (1991) define dos matrices α y β , ambas de orden $[(n+1) \times r]$, que juntas conformarán la matriz Π , de forma tal que:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (36)$$

La matriz β representa la matriz donde se contienen los vectores de cointegración linealmente independientes. La matriz α no es más que una matriz que contiene los parámetros de velocidad de ajuste de la representación de corrección del error. Una vez que las matrices α y β han sido determinadas, pueden probarse diferentes restricciones en cada una de las dos matrices. Es fundamental tener en mente que, independientemente del modelo restringido y sin restringir, existen solo r combinaciones lineales de las variables que son estacionarias. Por lo tanto, y al igual que en el caso anterior, la prueba estadística contrastará el número de vectores de cointegración encontrados bajo la hipótesis nula y la alternativa; es decir, bajo el modelo restringido y sin restringir. Sean, de nuevo, $\lambda_1^* > \lambda_2^* > \dots > \lambda_n^* > \lambda_{n+1}^*$ y $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n > \lambda_{n+1}$ las raíces características del modelo con restricciones y del modelo sin restricciones respectivamente, entonces el estadístico de prueba será:

$$-T \sum_{i=1}^r [\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \lambda_i)] \quad (37)$$

el cual seguirá una distribución χ^2 , cuyos grados de libertad corresponden al número de restricciones impuestas a β o α . Las hipótesis nulas del modelo restringido se rechazarán si el estadístico es mayor al valor de tablas de la chi-cuadrada.

Lo primero que se recomienda al aplicar la metodología de Johansen es probar la longitud del rezago en nuestro sistema autorregresivo. Como se recordará, esta sección comenzó con la imposición de un modelo autorregresivo de orden uno [AR(1)]. En la realidad, las series de tiempo incluidas en este estudio pueden presentar una correlación temporal más allá de un sólo periodo, por lo que puede ser conveniente partir de un modelo autorregresivo de orden p [AR(p)], esto es

$$x_t^* = A_0 + A_1x_{t-1}^* + A_2x_{t-2}^* + \dots + A_px_{t-p}^* + \varepsilon_t, \quad (38)$$

donde ε_t = es un vector de $([n+1] \times 1)$, con media cero y matriz de varianza Σ_p

Es posible demostrar que (38) es equivalente a:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (39)$$

donde $\Pi = -\left(I - \sum_{i=1}^p A_i \right)$, y

$$\Pi_i = -\left(I - \sum_{j=1}^i A_j \right)$$

Este resultado no alterará en lo absoluto todas las propiedades que se han venido mostrando, de hecho, el orden relevante para distinguir la presencia de cointegración continua siendo el rango de la matriz Π .

La prueba para definir el número correcto de rezagos del sistema, es decir, el orden del modelo autorregresivo, viene dado por una contrastación de un modelo restringido y uno sin restringir. El modelo con restricciones será aquel sistema autorregresivo de orden menor. Si se quiere confrontar un sistema con p rezagos contra un modelo con b , donde $b < p$, entonces el estadístico sería de la siguiente forma:

$$(T - c)(\ln|\Sigma_b| - \ln|\Sigma_d|) \quad (40)$$

donde T es el número de observaciones,
 Σ_i es la matriz de varianza-covarianza los residuales,
 c es la cantidad de parámetros en el modelo sin restricciones, y
 $\ln|\Sigma_i|$ es el logaritmo natural del determinante de la matriz Σ_i .

Este estadístico sigue una distribución χ^2 , cuyos grados de libertad son iguales al número de restricciones impuestas.

Una vez determinados los rezagos, debe procederse a la estimación por máxima verosimilitud del sistema y la determinación del rango de la matriz Π . La estimación por MCO es inapropiada porque es necesario imponer restricciones entre ecuaciones del sistema. La estimación del modelo puede hacerse de tres formas diferentes:

- 1) Se pueden omitir los términos de tendencia ($A_0 = 0$),
- 2) Se incluyen los términos de tendencia, y
- 3) Con interceptos en las ecuaciones del sistema.

Una vez que el sistema ha sido estimado, deben de revisarse las secuencias de los términos de error. Usualmente, la disimilitud a un proceso de ruido blanco por parte de las trayectorias de los errores implica que los rezagos han sido demasiado cortos.

Una vez estimada la matriz Π y sus raíces características se procederá a determinar el rango de cointegración del sistema. Para ello, pueden utilizarse los estadísticos λ_{raza} y λ_{max} , con los correctos valores críticos para la contrastación.

Una vez determinado el rango de cointegración, el modelo deberá ser reestimado para obtener sólo $r < (n+1)$ vectores de cointegración linealmente independientes para las $n+1$ variables del sistema. Diferentes pruebas sobre la magnitud de los coeficientes de los vectores de cointegración y de los parámetros de ajuste pueden llevarse a cabo.

Finalmente, se recomienda efectuar un análisis de las funciones de impulso-respuesta y descomposición de varianza, lo cual podría ayudar a identificar el modelo estructural y a determinar si el modelo estimado parece ser razonable.

IV.5. Medición de la bondad de ajuste de los modelos.

Como en nuestro caso tenemos dos diferentes modelos propuestos de determinación del tipo de cambio, nos es de particular interés medir la bondad de ajuste de cada uno de ellos. Lo anterior podremos lograrlo a través del estadístico del cuadrado medio del error (MSE) y la raíz del cuadrado medio del error (RMSE), los cuales pueden ser descritos por:

$$\text{MSE} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (e_i - \hat{e}_i)^2, \quad \text{y}$$

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (e_i - \hat{e}_i)^2} \quad (41)$$

donde T es el número de observaciones a consideración, y e_i y \hat{e}_i , son el valor observado del tipo de cambio y su ajustado, respectivamente.

El mejor modelo, en términos de la bondad de ajuste, será aquel cuyo estadístico MSE y RMSE sea el más bajo.

IV.6. Formalización de Grupos de Hipótesis

Como se ha hecho notar desde el comienzo de este trabajo, no sólo estamos interesados en la bondad de ajuste del modelo dentro de la muestra, sino también fuera de ella, es decir, en el pronóstico. Por lo tanto, la muestra será dividida en dos partes. La primera de ellas será propia para la estimación y ajuste de las diferentes ecuaciones del modelo monetario. La segunda parte estará destinada para contrastar la eficacia del

pronóstico de los mejores modelos ajustados, y así determinar si realmente son aptos para el pronóstico de corto y/o largo plazo, esto es, dentro de los primeros 24 meses después del periodo de estimación.

Por lo tanto, las estimaciones se efectuarán de enero de 1995 a diciembre de 1999, mientras que el periodo de pronóstico tendrá su inicio en enero de 2000 y culminará en diciembre de 2001.

Como es costumbre en la literatura de la determinación del tipo de cambio, el mejor modelo ajustado será contrastado con un modelo de trayectoria aleatoria. Si éste último resulta un mejor pronosticador del tipo de cambio, e incluso alcanza un mejor ajuste para el periodo de estimación, todos los modelos monetarios propuestos perderán importancia económica. De ahí que la confrontación con la trayectoria aleatoria sea de gran relevancia para probar la efectividad de los modelos.

Dado lo anterior, tres grupos de hipótesis pueden ser construidos. El primero de ellos se centrará en demostrar la validez econométrica del enfoque monetario, a través del grado de significancia, magnitud y dirección teórica de los parámetros. El segundo grupo se concentrará en definir si el enfoque monetario es superior que la trayectoria aleatoria, a través de la bondad de ajuste y, sobre todo, la eficiencia en el pronóstico; para ello utilizaremos los estadísticos MSE y RMSE descritos al final del capítulo anterior. Y por último, el tercer grupo de hipótesis buscará mostrar si existe causalidad en el sentido de Granger entre el tipo de cambio y sus determinantes, a través tanto de la metodología de Engle-Granger como la de Johansen.

Para cubrir los tres grupos de hipótesis, sin que este proceso se convierta muy repetitivo, se cumplirán tres etapas diferentes. La primera de ellas se concentrará en definir la mejor ecuación de regresión monetaria (que resultará del modelo restringido o del flexible), haciendo diferentes variaciones en las variables de expectativas cambiarias. En una segunda etapa, se confrontará esta ecuación con tres diferentes ecuaciones de pronóstico de trayectoria aleatoria, precisando así la importancia

económica del modelo monetario. Y por último, se buscará determinar si la mejor ecuación de regresión monetaria representa una relación de cointegración, y por lo tanto, que existe una causalidad en el sentido de Granger entre las variables del sistema. Lo que nos interesa en realidad es probar si las variables determinantes causan en el sentido de Granger al tipo de cambio.

V. Análisis y Discusión de Resultados

V.1. Definición de Variables y Orden de Integración.

A continuación, se muestran las variables que fueron utilizadas para realizar las estimaciones finales. Junto a cada variable se anexa el tipo de prueba para raíz unitaria que se utilizó y el resultado de dicha prueba. Para la existencia de cointegración, y por tanto para que las estimaciones MCO sean válidas, es necesario primero verificar que todas las variables se encuentren integradas del mismo orden, o que a lo más $(n-2)$ variables se encuentren integradas de orden menor.

Lo que esperamos es que todas las variables se encuentren integradas de orden uno, es decir, que las primeras diferencias de las variables originales sean estacionarias.⁴⁸ El Cuadro 2 presenta los resultados principales de la prueba de raíz unitaria y el orden de integración de cada variable.

⁴⁸ Para todas las variables no pudo ser rechazada la H_0 : Raíz Unitaria aplicada a los niveles normales de su secuencia temporal, por lo que el siguiente paso es obtener evidencia de un orden de integración mayor, aplicando la prueba de raíz unitaria a las primeras diferencias de cada variable.

Cuadro 2. Orden de Integración

Variable	Definición y fuente	Prueba de raíz unitaria	Estadístico T de γ^* Conclusión de la prueba
e_t	Tipo de cambio nominal para solventar obligaciones con el exterior. <i>Banco de México</i> .	D-F Aumentada con 2 rezagos.	-4.701371 *** Primeras diferencias estacionarias, e_t es I(1).
m_t	Oferta monetaria de billetes, monedas y depósitos a la vista (M1) de México, Nueva Metodología. <i>Banco de México</i> .	D-F Aumentada con 2 rezagos e intercepto	-4.864355 *** Primeras diferencias estacionarias, m_t es I(1).
m_t^*	Oferta monetaria de billetes, monedas y depósitos a la vista (M1) de Estados Unidos, <i>Federal Reserve Board</i> .	D-F Aumentada con 0 rezagos.	-9.806856 *** Primeras diferencias estacionarias, m_t^* es I(1).
R_t	Tasa de interés de los Certificados de la Tesorería (CETES) de México a 91 días. <i>Banco de México</i> .	D-F Aumentada con 5 rezagos.	-5.943821 *** Primeras diferencias estacionarias, R_t es I(1).
R_t^*	Tasa de interés nominal de los Bonos del Tesoro (<i>Treasury Bills</i>) de los Estados Unidos, con maduración de tres meses. <i>Federal Reserve Board</i> .	D-F Aumentada con 0 rezagos y controlada por cambio estructural a partir de enero 2001.	-7.767354 *** Primeras diferencias estacionarias, R_t^* es I(1).
π_t	Inflación anualizada de México. <i>Banco de México</i> .	D-F Aumentada con 4 rezagos.	-3.5192 ** Primeras diferencias estacionarias al 5 % de significancia, π_t es I(1).
π_t^*	Inflación anualizada de los Estados Unidos. <i>Bureau of Labor Statistics</i> .	D-F Aumentada con 1 rezago.	-7.902653 *** Primeras diferencias estacionarias, π_t^* es I(1).
IPI_t	Índice de Producción Industrial de México (1995 = 100). <i>Banco de México</i> .	D-F Aumentada con 2 rezagos.	-7.969729 *** Primeras diferencias estacionarias, IPI_t es I(1).
IPI_t^*	Índice de Producción Industrial de los Estados Unidos (1995 = 100). <i>Federal Reserve Board</i> .	D-F Aumentada con 3 rezagos y controlada por cambio estructural a partir de julio 2000.	-5.827491 *** Primeras diferencias estacionarias, IPI_t^* es I(1).
y_t	PIB real estimado de México, frecuencia mensual (1995 = 100). Estimación propia, con el PIB trimestral de <i>INEGI</i> y el IPI_t de frecuencia mensual. [†]	D-F Aumentada con 2 rezagos.	-6.066992 *** Primeras diferencias estacionarias, y_t es I(1).
y_t^*	PIB real estimado de los Estados Unidos, periodicidad mensual (1995 = 100). Estimación propia, con el PIB trimestral de <i>Bureau of Economic Analysis</i> y el IPI_t^* de frecuencia mensual. [†]	D-F Aumentada con 2 rezagos.	-5.882097 *** Primeras diferencias estacionarias, y_t^* es I(1).

k_t	Inverso de la velocidad de circulación de M1 para México. <i>Estimación propia.</i>	D-F Aumentada con 3 rezagos.	-6.522126 *** Primeras diferencias estacionarias, k_t es I(1).
k_t^*	Inverso de la velocidad de circulación de M1 para los Estados Unidos. <i>Estimación propia.</i>	D-F Aumentada con 2 rezagos y controlado por cambio estructural a partir de enero 2001.	-5.462652 *** Primeras diferencias estacionarias, k_t^* es I(1).
q_t	Índice del tipo de cambio real, base 1995. <i>Elaboración propia.</i>	D-F Aumentada con 3 rezagos.	-5.120127 *** Primeras diferencias estacionarias, q_t es I(1).
r_t	Reservas Internacionales Netas en tenencia del Banco de México. <i>Banco de México.</i>	D-F Aumentada con 2 rezagos.	-3.989338 *** Primeras diferencias estacionarias, r_t es I(1).
Smx_t	Índice de la Calificación del riesgo-país que le es otorgado a México. <i>Elaboración propia, con información de Standard & Poor's.</i>	D-F Aumentada con 1 rezagos,	-11.51468 *** Primeras diferencias estacionarias, Smx_t es I(1).
S_t	Índice de la Calificación del riesgo-país promedio de Argentina, Brasil, Chile y México. <i>Elaboración propia, con información de Standard & Poor's.</i> ^{††}	D-F Aumentada con 1 rezago.	-6.666208 *** Primeras diferencias estacionarias, S_t es I(1).
$m_t - m_t^*$	Diferencia de las ofertas de dinero.	D-F Aumentada con 1 rezago.	-5.394681 *** Primeras diferencias estacionarias, $m_t - m_t^*$ es I(1).
$R_t - R_t^*$	Diferencia en la tasas de interés.	D-F Aumentada con 1 rezago.	-4.234065 *** Primeras diferencias estacionarias, $R_t - R_t^*$ es I(1).
$\pi_t - \pi_t^*$	Diferencia en las tasas de inflación.	D-F Aumentada con 1 rezago.	-3.660902 *** Primeras diferencias estacionarias, $\pi_t - \pi_t^*$ es I(1).
$k_t - k_t^*$	Diferencia en los inversos de la vel del dinero.	D-F Aumentada con 1 rezago.	-6.599410 *** Primeras diferencias estacionarias, S_t es I(1).

FUENTE: Elaboración propia.

NOTA: El tamaño óptimo del rezago y el tipo de prueba de raíz unitaria se obtuvieron a través de la contrastación de los criterios AIC y BIC para el mejor modelo, considerando como un mejor ajuste los valores AIC y BIC menores. Cabe señalar que los valores críticos de la H_0 varían dependiendo de la prueba de raíz unitaria, la cual fue aplicada a las primeras diferencias de los logaritmos naturales de las variables estructurales, con excepción de las inflaciones, tasas de interés y la calificación de riesgo país. El periodo de contrastación inicia en enero de 1995 y culmina en diciembre de 2001, pero el número de observaciones en cada prueba varía dependiendo de la cantidad de rezagos.

[†] Las estimaciones de las producciones agregadas de México y Estados Unidos fueron realizadas con la metodología de interpolación de Chow (1978).

^{††} Para la elaboración de esta variable, se removieron aquellas calificaciones de riesgo que en determinados periodos estuvieron una desviación estándar más allá con respecto a la media de las 4 calificaciones. De esta forma se ajustó el promedio por observaciones "outliers", como fue el caso de Argentina en el 2001, donde su calificación alcanzó niveles de 0 en cuanto a la seguridad de liquidación de los bonos. Finalmente, lo que esta variable pretende medir es el riesgo promedio de los países latinoamericanos con mayor atracción de capitales extranjeros.

** Significativo al 5 % de confianza.

*** Significativo al 1 % de confianza.

V.2. Etapa 1: Búsqueda de la mejor ecuación monetaria

Se proponen diferentes combinaciones de variables de expectativas para cada tipo de modelo monetario, aunque cada ecuación guardará sus características esenciales, dependiendo si proviene del modelo restringido o del flexible. En síntesis, lo que variará es la composición de la función de expectativas específica en cada regresión, que tomará su origen de la función de expectativas general presentada en la *Sección III.5.1*, pp. 51.

El proceso para encontrar la mejor ecuación de regresión monetaria es complicado. En primer lugar, porque deben de tenerse en cuenta las dificultades estadísticas para llegar a una buena estimación. Esto es, que se debe de cuidar la consistencia en las estimaciones, protegiéndolas de los sesgos en los coeficientes y la ineficiencia de las varianzas provocadas por las violaciones a los supuestos clásicos. En segundo lugar, no sólo se busca una estimación satisfactoria dentro de la muestra, sino también fuera de ella. La combinación de estas dos metas, el ajuste y el pronóstico, impone varias condiciones comunes al conjunto de variables a utilizar como regresores.

Por ejemplo, es de esperarse que exista una fuerte autocorrelación, dado que trabajamos con series de tiempo, y se requiera ajustar los datos para lograr una mejor estimación.

Pero el problema más grave lo representa la multicolinealidad, que por la naturaleza de las variables estructurales envueltas en la estimación, puede esperarse que sea degradante, y nos deje con estimadores ineficientes e inconsistentes. Como muestra, puede verse claramente que hay una fuerte correlación entre la velocidad del dinero y la oferta monetaria, o entre esta última y la tasa de interés.

Por esto se debe tener cuidado con el proceso de estimación, y sobre todo, después de realizar un gran número de regresiones, observar si existe una cierta consistencia dentro de los coeficientes estimados. De esta forma, puede sobrellevarse el problema

de la alta correlación entre los regresores, y definir con cautela alguna conclusión acerca del fenómeno que se está investigando.

Fue precisamente este proceso el que se realizó para definir la mejor ecuación de regresión monetaria de cada uno de los modelos propuestos. Por lo tanto, en aras de lograr un mejor ajuste y pronóstico, tuvieron que dejarse fuera varias de las variables de expectativas que se propusieron, ya sea por su baja significancia, o por ocasionar más problemas de multicolinealidad al resto de los regresores.

A continuación, se muestran los resultados obtenidos en la estimación de las mejores ecuaciones de regresión del modelo restringido y del flexible.

Cuadro 3. Mejor Ecuación del Modelo Flexible

Variable	Coefficiente	Estadístico T	Implicaciones te	
Constante	6.792884 (3.0460)	2.230103	***	Aparentemente, existe la posibilidad de que se omitan variables desconocidas en el modelo sin restringir, además de que el efecto estacional de enero pudiera alterar al tipo de cambio.
m_t	0.832988 (0.1767)	4.713015	***	No se puede rechazar la H_0 de que los coeficientes de la oferta monetaria son iguales entre sí ($T = 0.89$, $gdl = 46$) o que sean iguales a uno ($F=1.31$, $gdl = 2/24$), lo que brinda evidencia de que los precios son lo suficientemente flexibles en el corto plazo, tanto en México como en Estados Unidos.
m_t^*	-1.328565 (0.6389)	-2.079391	***	
IPI_t^\dagger	-1.154988 [†] (0.2725)	-4.239129	***	El signo de la elasticidad de la producción de México es correcto, aunque su magnitud es algo grande. [†]
$IPI_t^{*\dagger}$	1.118525 [†] (0.7541)	1.483202		La baja significancia no muestra indicios de que la producción de los Estados Unidos ejerza influencia sobre el tipo de cambio, conclusión que debe tomarse con reserva. [†]
$\pi_t - \pi_t^*$	-0.001487 (0.0024)	-0.627548		Aparentemente, la diferencia de las tasas de inflación no son relevantes para la determinación del tipo de cambio, aunque la baja significancia puede deberse a los efectos de la multicolinealidad.
$R_t - R_t^*$	0.007826 (0.0010)	7.530933	***	Dado que el coeficiente de la desigualdad de intereses es positivo y significativo, el efecto overshooting no es observable en el corto plazo. Por lo tanto, se sigue que sólo el efecto Fisher impera.
R_t^*	-0.002321 (0.0223)	-0.104085		La baja significancia no muestra indicios de que la tasa de interés de Estados Unidos ejerza influencia sobre el tipo de cambio, de nuevo, esto debe aceptarse con reserva.
k_t	-0.985627 (0.2116)	-4.657007	***	La dirección y magnitud del efecto sobre el tipo de cambio de la velocidad del dinero en México son de alcanzan los niveles teóricos.
k_t^*	0.406622 (0.5837)	0.696651		La velocidad del dinero de los Estados Unidos no tiene influencia sobre el tipo de cambio.
$q_t^{\dagger\dagger}$	0.355177 (0.1821)	1.950415	*	El tipo de cambio real ejerce una moderada influencia sobre la trayectoria del tipo de cambio nominal.
ri_t	-0.138975 (0.0979)	-1.418868		El nivel de las reservas internacionales no influye en la determinación del tipo de cambio.

DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO: UNA APLICACIÓN DEL ENFOQUE MONETARIO

S _{mx} _t	0.176769 (0.0928)	1.90481	*	La calificación de los bonos del gobierno es significativa, y aparentemente de signo contrario. Pero esto no es del todo de cierto, pues aún falta por averiguar la magnitud de los parámetros.
DFEB	0.015327 (0.0094)	1.636134		Efecto estacional no significativo.
DMAR	-0.001651 (0.0103)	-0.160293		Efecto estacional no significativo.
DABR	0.013176 (0.0108)	1.220366		Efecto estacional no significativo.
DMAY	0.015054 (0.0107)	1.408217		Efecto estacional no significativo.
DJUN	0.014596 (0.0108)	1.346983		Efecto estacional no significativo.
DJUL	0.014505 (0.0108)	1.348882		Efecto estacional no significativo.
DAGO	0.021392 (0.0110)	1.949448	*	Efecto estacional significativo.
DSEP	0.005689 (0.0157)	0.361467		Efecto estacional no significativo.
DOCT	-0.004675 (0.0124)	-0.378335		Efecto estacional no significativo.
DNOV	-0.002069 (0.0115)	-0.180125		Efecto estacional no significativo.
DDIC	0.011075 (0.0098)	1.133424		Efecto estacional no significativo.
AR(1)	0.256906 (0.2465)	1.042146		No existe autocorrelación lineal.
R ²	0.992822	AIC	-5.58	
R ² Adj.	0.984992	BIC	-4.6	
Durbin-Watson	1.890014			

FUENTE: Elaboración propia.

NOTA: Debido a los ajustes hechos a algunas variables, la muestra ajustada para la estimación contiene 47 observaciones, que parten desde febrero 1996 a diciembre 1999.

† Con el propósito de combatir los efectos degradantes de la multicolinealidad sobre los coeficientes de los productos agregados, se decidió la inclusión de variables proxy que asemejarán la tendencia del ingreso nacional. Dichas variables son los Índices de Producción Industrial (IPI) para cada país. Este tipo de sustitución es muy común en los análisis del tipo de cambio; como ejemplo puede verse Frankel (1993a).

^{††} Para solventar un poco el problema de la multicolinealidad, el logaritmo natural del tipo de cambio real fue ajustado a través de una aproximación por un modelo de rezagos polinomiales con 11 rezagos y de cuarto orden.

* Significativo al 10 % de confianza.

** Significativo al 5 % de confianza.

*** Significativo al 1 % de confianza.

Cuadro 4. Mejor Ecuación del Modelo Restringido

Variable	Coefficiente	Estadístico T	Implicaciones econométricas
Constante	0.333754857 (1.99622)	0.167193	Aparentemente, no se omiten variables desconocidas en el modelo restringido, además de que el efecto estacional de enero parece no alterar al tipo de cambio.
$m_t - m_t^*$	0.6838232 (0.07705)	8.874868	*** La H_0 de que el coeficiente asociado al diferencial de ofertas monetarias es igual a uno se rechaza al 1 % de significancia ($T = 4.10$, $gdl = 38$). Esto implica que los precios no son lo suficientemente flexibles en el corto plazo.
$\pi_t - \pi_t^*$	-0.005905124 (0.00186)	-3.181416	*** Dado que el coeficiente de la desigualdad de intereses es positivo y significativo, esto indicaría que el efecto overshooting no es observable en el corto plazo. Además, el coeficiente negativo del diferencial de inflaciones robustece esta conclusión.
$R_t - R_t^*$	0.004132696 (0.00073)	5.674702	***
$(y - y^*)^\dagger$	-0.61749792 (1.43957)	-0.428945	El efecto total del diferencial de producción es correcto, aunque no significativo.
$(k - k^*)^\dagger$	-0.356780537 (0.23562)	-1.514211	* El efecto total del diferencial de los inversos de la velocidad tiene la dirección correcta, pero no es de la magnitud que se esperaba. Por lo tanto, no existe evidencia sobre el cumplimiento de la teoría cuantitativa del dinero.
Q^\dagger	1.045555312 (0.25742)	4.061705	*** El tipo de cambio real ejerce una importante influencia sobre la trayectoria del tipo de cambio nominal, a través de un año (vea nota al pie de este Cuadro.).
DFEB	0.011199283 (0.00719)	1.557621	Efecto estacional no significativo.
DMAR	0.011014261 (0.00639)	1.722604	* Efecto estacional significativo.
DABR	0.002991183 (0.00704)	0.424624	Efecto estacional no significativo.
DMAY	0.002664792 (0.00611)	0.435958	Efecto estacional no significativo.
DJUN	0.002200385 (0.00556)	0.395770	Efecto estacional no significativo.
DJUL	-0.003880398	-0.659884	Efecto estacional no significativo.

	(0.00588)		
DAGO	-0.007006057 (0.00634)	-1.105065	Efecto estacional no significativo.
DSEP	-0.001168259 (0.00577)	-0.202393	Efecto estacional no significativo.
DOCT	-0.004089856 (0.00602)	-0.678817	Efecto estacional no significativo.
DNOV	-0.004684115 (0.00473)	-0.990321	Efecto estacional no significativo.
DDIC	0.005889797 (0.00667)	0.882525	Efecto estacional no significativo.
Dumvol _t ($\pi_t - \pi_t^*$)	0.000599092 (0.00033)	1.805042	* Aparentemente, en tiempos de inestabilidad cambiaria, el diferencial de inflaciones se vuelve relevante para realizar los ajustes necesarios al tipo de cambio.
AR(1)	-0.625708977 (0.18877)	-3.314672	*** Existe autocorrelación lineal.
R ²	0.99924	AIC	-7.58048
R ² Adj.	0.99783	BIC	-6.36017
Durbin-Watson	2.7006		

FUENTE: Elaboración propia.

NOTA: Debido a los ajustes hechos a algunas variables, la muestra ajustada para la estimación contiene 47 observaciones, que parten desde febrero 1996 a diciembre 1999.

† Para solventar un poco el problema de multicolinealidad, fue aplicado a las variables señaladas un proceso de rezagos polinomiales, es por esto que se omitieron los subíndices de tiempo. Para el diferencial en las producciones agregadas, se utilizaron 12 rezagos y un polinomio de orden 3. Para el diferencial en las velocidades del dinero y el índice del tipo de cambio real se usaron 12 rezagos y polinomios de orden 4. El coeficiente y la desviación estándar que se muestran corresponden a la suma de los coeficientes y desviaciones estándar de los 12 rezagos para cada variable. Estos coeficientes agregados prueban la relevancia estadística de los 12 rezagos en su conjunto para la determinación del tipo de cambio.

* Significativo al 10 % de confianza.

** Significativo al 5 % de confianza.

*** Significativo al 1 % de confianza.

Es destacable que las estimaciones demostraron un grado de consistencia en cuanto a la dirección de los signos de los coeficientes, no tanto así en las magnitudes de los mismos. Por ejemplo, para las ofertas de dinero se encontró, a través del modelo flexible, que los dos coeficientes son estadísticamente igual a 1 (ó -1, para la oferta extranjera), mientras que en el modelo restringido, el diferencial de ofertas monetarias no ofreció evidencia alguna de que la elasticidad de este diferencial con respecto a la tasa cambiaria fuera igual a uno, sino mucho menor.

En cuanto al índice del tipo de cambio real, aunque puede parecer que su origen es similar en las dos ecuaciones de regresión presentadas anteriormente, existe una diferencia primordial que explica la disparidad en la magnitud de los coeficientes estimados y su significancia. Ésta radica en que en el modelo flexible fue incorporada una estimación por rezagos polinomiales, cuyo propósito era suavizar la trayectoria temporal del tipo de cambio real. Por otro lado, en el modelo restringido no fue incluida la secuencia estimada, sino los propios rezagos polinomiales con 12 meses de longitud.

Este cambio significó elevar la importancia de la elasticidad del tipo de cambio real sobre el tipo de cambio nominal, lo que agrega evidencia a la hipótesis de que el tipo de cambio nominal incorpora las variaciones del tipo de cambio real a través del tiempo, supuesto de gran importancia en los modelos de determinación del tipo de cambio real basados en el equilibrio interno y externo de la economía.⁴⁹

Ahora bien, de acuerdo con los estadísticos MSE y RMSE presentados al final del capítulo anterior, la mejor ecuación de ajuste y pronóstico del tipo de cambio lo constituye el modelo restringido. Estos son los resultados:

Cuadro 5. Estadísticos MSE y RMSE para definir la mejor ecuación monetaria

	Restringido	Flexible
MSE ajuste	$(1.11)10^{-3}$	$(5.49)10^{-3}$
MSE pronóstico	$(37.0)10^{-3}$	$(392)10^{-3}$
MSE total	$(12.9)10^{-3}$	$(193)10^{-3}$
RMSE ajuste	$(33.4)10^{-3}$	$(74.1)10^{-3}$
RMSE pronóstico	$(192)10^{-3}$	$(626)10^{-3}$
RMSE total	$(114)10^{-3}$	$(369)10^{-3}$

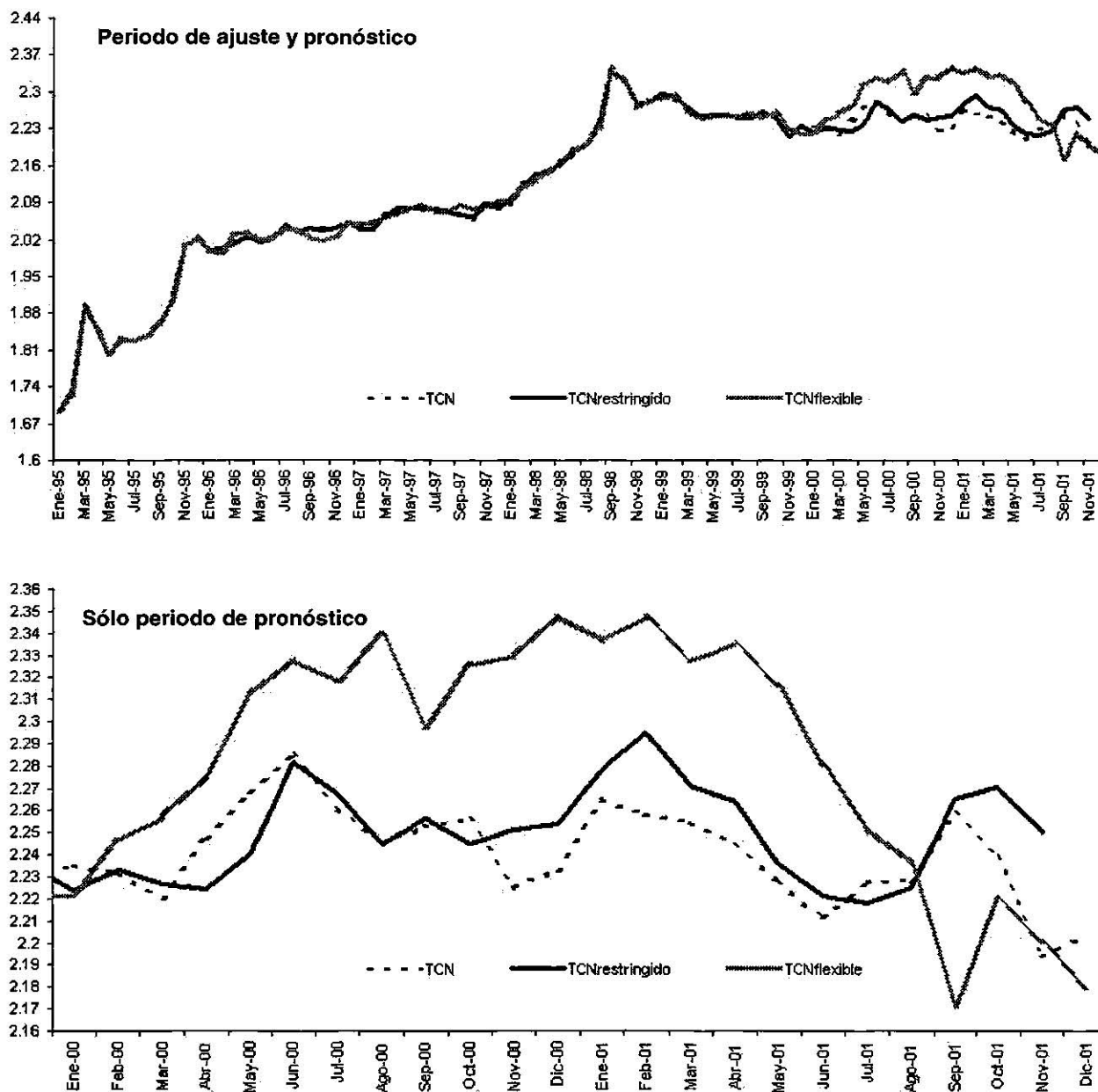
FUENTE: Elaboración propia.

NOTA: Por comodidad para la comparación de magnitudes, todos los valores fueron expresados en notación científica con base en 10^{-3} .

⁴⁹ Vea Corden (1998) para mayores referencias acerca de este enfoque de determinación del tipo de cambio real, también conocido como *Modelo Australiano*.

Como se recordará, el mejor modelo será reconocido como aquél que presente el Cuadrado Medio del Error (MSE) y la Raíz del Cuadrado Medio del Error (RMSE) más bajos. Tanto para el ajuste como para el pronóstico, el modelo restringido es mejor que el flexible.

Gráfico 8. Modelo Restringido contra Modelo Flexible



Fuente: Elaboración propia.

Nota: El eje de vertical muestra los niveles del logaritmo natural del tipo de cambio nominal.

A. Análisis de los parámetros estructurales

En esta sección, nos concentraremos en la mejor ecuación monetaria, asumiendo que dicho modelo es un buen representante del enfoque monetario.

La ecuación estructural del mejor modelo restringido, bajo el supuesto que el efecto de sobre-reacción opere en el corto plazo, puede ser descrito como sigue [vea ecuación (20), pp. 48] :

$$e_t = m_t - m_t^* - \phi(y_t - y_t^*) + \left(\lambda + \frac{1}{\theta}\right)(\pi_t - \pi_t^*) - \frac{1}{\theta}(R_t - R_t^*) - (k_t - k_t^*) + q_t + \left(\lambda + \frac{1}{\theta}\right) \left[\sum_{j=1}^{11} \tau_j D_{jt} + \Omega \text{Dumvol}_t (\pi_t - \pi_t^*) \right] \quad (42)$$

donde D_{jt} son las variables instrumentales de estacionalidad.

Ahora bien, el modelo reducido de estimación ha sido expresado por la ecuación (26). Aquí, incorporamos de forma explícita la función de expectativas:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(\pi_t - \pi_t^*) + \beta_4(R_t - R_t^*) + \beta_5(k_t - k_t^*) + \beta_6 q_t + \sum_{j=1}^{11} \beta_{7,j} D_{jt} + \beta_8 \text{Dumvol}_t (\pi_t - \pi_t^*) + \varepsilon_t \quad (43)$$

Así, podemos obtener los parámetros estructurales a partir de las relaciones entre éstos y los coeficientes estimados. De hecho, los cálculos para los parámetros del diferencial de ofertas monetarias, el de las producciones agregadas, los inversos de la velocidad del dinero y la del tipo de cambio real pueden ser obtenidos fácilmente con la sustitución directa de los coeficientes estimados presentados en el Cuadro 4. El nivel de significancia y algunas de sus implicaciones son también presentados en dicho cuadro, por lo que su explicación en este apartado es redundante.

Pero los parámetros que si merecen un análisis más profundo son los relacionados al diferencial de inflaciones y las tasas de interés nominales, los cuales están relacionados directamente con la contrastación del efecto overshooting y el efecto Fisher. Los parámetros estructurales de estas variables pueden ser obtenidos a través de la resolución de las relaciones existentes con los coeficientes estimados.

La velocidad de ajuste estimada, siguiendo la ecuación de sobre-reacción, es igual a

$$\hat{\theta} = -\frac{1}{\hat{\beta}_4} = -241.97$$

Mientras que para la pseudo-elasticidad de la inflación con respecto al tipo de cambio, obtenemos que

$$\hat{\lambda} = \hat{\beta}_3 + \hat{\beta}_4 = -0.002 \quad ; \quad \hat{\sigma}_\lambda^2 = \text{Var}(\hat{\beta}_3) + \text{Var}(\hat{\beta}_4) = (3.99)10^{-6} \quad y \quad \hat{\sigma}_\lambda = 0.0026$$

A claras luces, el parámetro de la velocidad de ajuste dista mucho de tener las magnitudes teóricas esperadas por la ecuación de Dornbusch (es decir, una estimación de θ positiva, y con una magnitud razonable). Por su parte, la estimación de la pseudo-elasticidad de la inflación con respecto al tipo de cambio no parece significativo. Podemos afirmar entonces que no existe evidencia estadística de que el efecto de sobre-reacción opere para el caso de la paridad del peso mexicano contra el dólar de los Estados Unidos.

Todo lo anterior implica que la ecuación estructural del modelo restringido, bajo el supuesto del efecto de sobre-reacción, se encuentra mal especificada. Desgraciadamente, no podemos sugerir que se aplique la modelización clásica, como en la ecuación (17), porque para su estimación desconocemos los valores de equilibrio de largo plazo del tipo de cambio.

Esta limitación, junto con los resultados obtenidos, sólo nos permiten rechazar la hipótesis de sobre-reacción del tipo de cambio, y tratar de explicar de forma alternativa la significancia de los coeficientes obtenidos en la ecuación de regresión reducida.

Ahora bien, la ecuación reducida nos proporciona las asociaciones empíricas entre cada uno de los regresores y el tipo de cambio nominal, junto con su significancia estadística. De hecho, la relación directamente proporcional entre el diferencial de intereses y el tipo de cambio se ajusta bastante bien a lo predicho por el efecto Fisher (vea pp. 42).

Con el propósito de esclarecer esta relación en términos teóricos, se sugiere realizar una generalización de la ecuación de Dornbusch, de tal manera que sea flexible en cuanto a la cuantificación del efecto Fisher. Esta modificación puede ser construida de la siguiente manera:

$$\Delta E_t/E_t = (\pi_t - \pi_t^*) + \frac{1}{\phi} (e_t - e_t^{lp}) \quad (44)$$

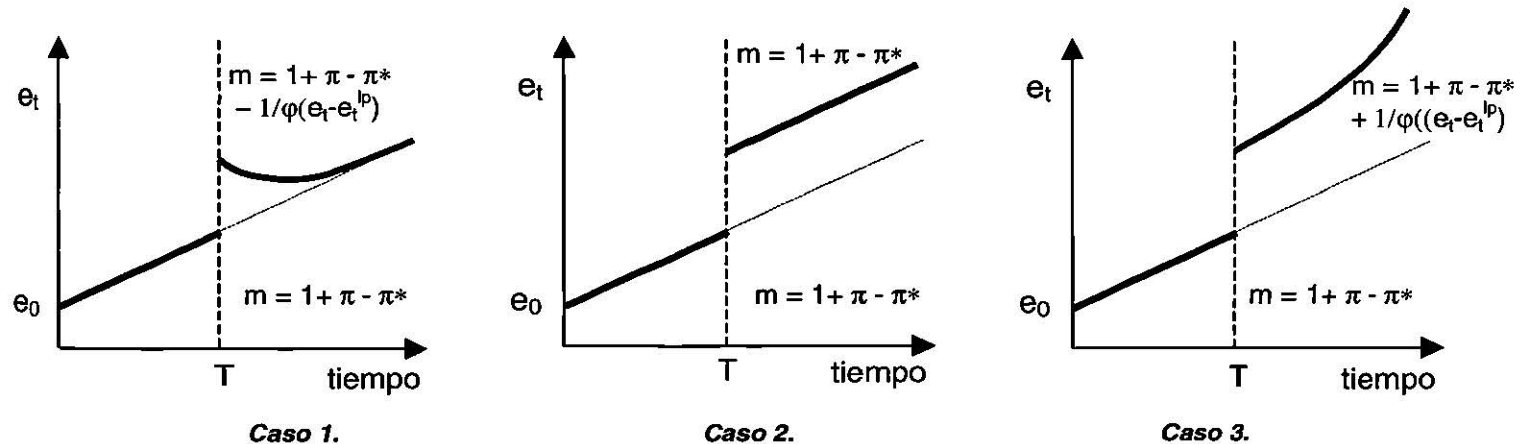
donde ϕ es un parámetro de ajuste aplicado a la velocidad de depreciación.

Las implicaciones teóricas de esta generalización se comentan a continuación, pero antes, permítase suponer que el diferencial de inflaciones es mayor a cero y el tipo de cambio actual en el periodo T es mayor a su nivel de equilibrio. Entonces, tenemos que:

- a) Si $\frac{1}{\phi}$ es menor a cero, la velocidad de depreciación $[\pi_t - \pi_t^*]$ disminuirá, con el propósito de que los valores actuales del tipo de cambio se ajusten a sus niveles de equilibrio (caso 1 del Gráfico 9). En tal situación, prevalecería el efecto de sobre-reacción.

- b) En $\lim_{\varphi \rightarrow \infty} \frac{1}{\varphi} = 0$, la velocidad de depreciación permanecerá constante, y el tipo de cambio habrá dado un salto ascendente, sin posibilidad de retornar al equilibrio original, manteniendo todo lo demás constante (caso 2). Dicho salto pudo haber sido provocado por un ajuste brusco o instantáneo en las expectativas cambiarias, pero que no tiene repercusiones en la tasa de depreciación esperada.
- c) Si $\frac{1}{\varphi}$ es mayor a cero, no sólo el tipo de cambio no retornará a sus antiguos niveles de equilibrio, sino que a esto se sumará un aumento en la velocidad de depreciación a partir del periodo T (caso 3). Bajo esta condición, impera lo predicho por el efecto Fisher ante un aumento no esperado de la tasa de crecimiento del dinero (vea pp.42).

Gráfico 9. Generalización de ecuación de Sobre-reacción



La conveniencia de esta simple transformación en la ecuación de Dornbusch, si se considera como funcionalmente aceptable, puede apreciarse mejor en el modelo estructural que se deriva de ésta:

$$e_t = m_t - m_t^* - \phi(y_t - y_t^*) + (\lambda - \phi)(\pi_t - \pi_t^*) + \phi(R_t - R_t^*) - (k_t - k_t^*) + q_t + (\lambda - \phi) \left[\sum_{j=1}^{11} \tau_j D_{jt} + \Omega \text{Dumvol}_t (\pi_t - \pi_t^*) \right] \quad (45)$$

La cual contiene exactamente los mismos regresores que la antigua especificación estructural, y por lo tanto no necesita que se determine otra ecuación reducida estimada. De hecho, el único cambio en el cálculo de los parámetros estructurales radicará en el coeficiente de ajuste en la velocidad de depreciación, esto es:

$$\hat{\phi} = \hat{\beta}_4 = 0.004133 \quad ; \quad \hat{\sigma}_\phi^2 = \text{Var}(\hat{\beta}_4) = (5.32)10^{-7} \quad y \quad \hat{\sigma}_\phi = 0.00073$$

$$\hat{\lambda} = \hat{\beta}_3 + \hat{\beta}_4 \cong -0.002 \quad ; \quad \hat{\sigma}_\lambda^2 = \text{Var}(\hat{\beta}_3) + \text{Var}(\hat{\beta}_4) = (3.99)10^{-6} \quad y \quad \hat{\sigma}_\lambda = 0.0026$$

La dirección estimada del coeficiente de ajuste (mayor a cero), junto con su significancia, indica claramente el Caso 3 del Gráfico 9. Así, se tiene suficiente evidencia estadística de que el efecto Fisher opera en el corto plazo para la paridad del peso contra el dólar. La presencia del efecto Fisher implica que los precios y las expectativas cambiarias son lo suficientemente flexibles, como para ajustar el tipo de cambio ante movimientos *no esperados* de la oferta de dinero (vea pp. 39-42).

A pesar de que la presencia del efecto Fisher puede resultar dudosa, este resultado de una relación directamente proporcional entre las tasas de interés y el tipo de cambio fue encontrado también por Ogaki y Santaella (1999), donde demuestran que el efecto sobre la tasa cambiaria de los Cetes a 91 días tiene una dirección depreciatoria.

Por su parte, la estimación de la pseudo-elasticidad del diferencial de inflación junto con la baja significancia de $\hat{\lambda}$ (la cual no permite diferenciar estadísticamente de cero la magnitud de λ), parecen no contrariar las principales predicciones del efecto Fisher.

B. Análisis de las variables de expectativas

Como se ha podido apreciar, no todas las variables contempladas para formar parte de la función de expectativas han sido lo suficientemente representativas para modelar las decisiones de inversión de los agentes que participan en el mercado de divisas, y han quedado fuera de las mejores ecuaciones de regresión. La ausencia de éstas, y la inclusión de las demás variables contempladas en la función de expectativas general [vea ecuación (25), pp. 51], implican lo siguiente:

- a) *El nivel de las reservas internacionales no determina el nivel del tipo de cambio mensual:* En ninguna de las regresiones realizadas logró superar el grado de significancia del 10 por ciento, como tampoco ayudó en mejorar el ajuste y el pronóstico de los modelos en los que intervino.
- b) *No existe evidencia de un efecto estampida asociado a México y los otros países con mayor captación de capitales de América Latina:* Al igual que las reservas internacionales de Banxico, la calificación promedio del grado de inversión no resultó significativo en ninguna de las regresiones en donde fue utilizado.
- c) *No existe evidencia contundente de un efecto estacional sobre la actividad mensual en el mercado cambiario:* Sin embargo, se decidió conservar estas variables debido a la mejoría en el ajuste y pronóstico de los modelos en los que intervinieron.
- d) *La calificación del grado de inversión de México mostró tener una importancia irregular:* En la mejor ecuación del modelo flexible, esta variable denotó cierta significancia, y la dirección de su parámetro estructural es coherente con la teoría del valor de los activos (vea Cuadro 3), donde se espera que cuando éstos disminuyan su riesgo, aumente su demanda.

Siguiendo la misma metodología para obtener el valor del parámetro estructural del riesgo soberano, pero ahora con los resultados del modelo flexible, tenemos que éste es igual a:

$$\hat{\Omega}_2 = \frac{\hat{\alpha}_{11}}{\hat{\alpha}_5} = 118.18 \quad 50$$

Este resultado debe de digerirse con toda cautela, toda vez que la variable de riesgo no mostró consistencia en su grado de significancia en los modelos en los que participó, siendo la mayoría de las veces no relevante para la determinación del tipo de cambio.

e) *Existe evidencia débil de significancia de la interacción entre la volatilidad cambiaria y el diferencial de inflaciones:* Esta variable fue considerada con la finalidad de explicar los ajustes bruscos del tipo de cambio. La interacción responde a la hipótesis de que en momentos de alta volatilidad, los inversionistas reaccionarán ajustando la paridad cambiaria a un nivel acorde a la paridad del poder de compra, representada por el diferencial de inflaciones (vea la ecuación 7). A pesar de tener el signo esperado, esta variable no mostró ser consistente en las demás ecuaciones en las que fue probada, y se decidió conservarla en la ecuación final por su aporte a la mejora del ajuste del modelo.

⁵⁰ La ecuación estructural del modelo sin restricciones puede definirse como sigue:

$$e_t = m_t - m_t^* - \phi_1 y_t + \phi_2 y_t^* + \left(\lambda_1 + \frac{1}{\theta} \right) (\pi_t - \pi_t^*) - \frac{1}{\theta} (R_t - R_t^*) + (\lambda_1 - \lambda_2) R_t^* - (k_t - k_t^*) + q_t + \left(\lambda_1 + \frac{1}{\theta} \right) \left[\Omega_1 r_t + \Omega_2 S m x_t + \sum_{j=1}^{11} \tau_j D_{jt} \right]$$

De aquí que la ecuación estimada se presente como:

$$e_t = \hat{\alpha}_1 m_t - \hat{\alpha}_2 m_t^* - \hat{\alpha}_3 y_t + \hat{\alpha}_4 y_t^* + \hat{\alpha}_5 (\pi_t - \pi_t^*) + \hat{\alpha}_6 (R_t - R_t^*) + \hat{\alpha}_7 R_t^* + \hat{\alpha}_8 (k_t - k_t^*) + \hat{\alpha}_9 q_t + \hat{\alpha}_{10} r_t + \hat{\alpha}_{11} S m x_t + \sum_{j=1}^{11} \hat{\alpha}_{12,j} D_{jt}$$

V.3. Etapa 2: Confrontación con los Modelos de Caminata Aleatoria.

Se desarrollaron tres modelos diferentes de caminata aleatoria, los cuales pueden representarse como:

$$\text{RW1:} \quad e_t = e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (46)$$

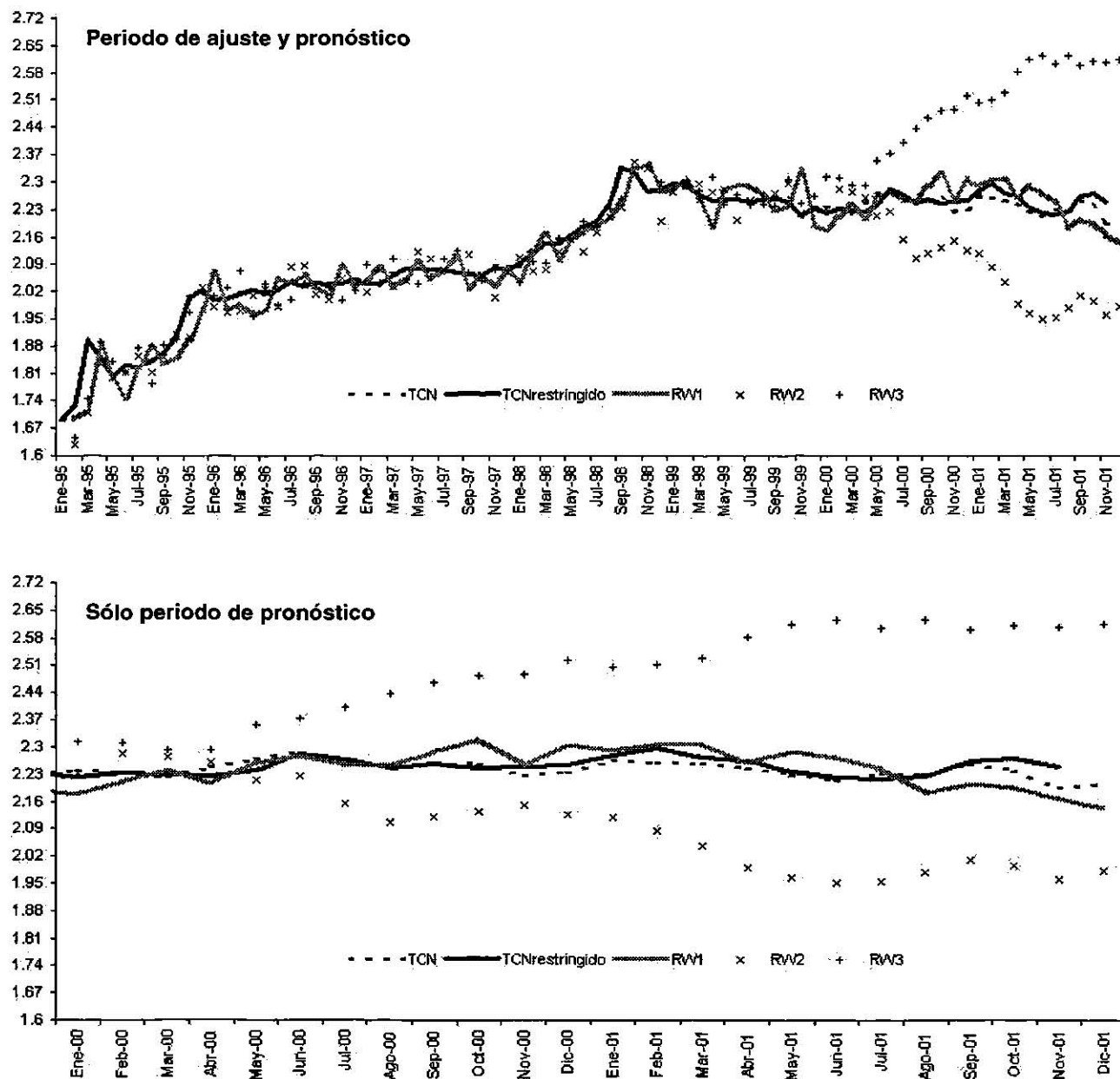
$$\text{RW2:} \quad e_t = e_{t-1} + \nu_t \quad (47)$$

$$\text{RW3:} \quad e_t = e_{t-1} + \omega_t \quad (48)$$

donde ε_t , ν_t y ω_t son secuencias aleatorias independientes que se distribuyen $N(0, 0.0031)$. La varianza corresponde a la secuencia de variaciones mensuales del tipo de cambio diario.⁵¹

Podemos observar el ajuste de estos modelos de forma gráfica, junto con la mejor ecuación del modelo monetario, para anticipar a simple vista cuál resulta el mejor de todos.

⁵¹ Aunque las tres secuencias de ruido blanco conservan la misma media y varianza, nada dicta que sus innovaciones para un mismo periodo sean iguales en cuanto a magnitud y dirección; de ahí radica su principal disimilitud, lo que al fin y al cabo le imprimirá una tendencia diferente a cada una de las tres secuencias. Vea Enders (1995) para un mejor comprensión sobre la construcción de trayectorias aleatorias.

Gráfico 10. Ajuste de las caminatas aleatorias.

Fuente: Elaboración propia.

La diferencia tan radical entre los tres modelos de caminata aleatoria proviene de las propias características de cada uno de ellos. La tendencia alcista de RW2 radica en que su pronóstico para mayo del 2000 resulta mucho mayor que el sus anteriores innovaciones, lo que determinó que se imprimiera una tendencia alcista. Algo similar ocurre con RW3 a partir del mismo mes, donde su pronóstico fue bastante menor con

respecto a sus anteriores, lo que constituyó su tendencia decreciente.⁵² Pero RW1 no muestra una tendencia definida a partir de enero 2000, mes donde comienza el periodo *fuera de la muestra* (out-of-sample) para evaluar los modelos.

En esta ocasión, para determinar el mejor modelo, presentaremos el estadístico RMSE para el ajuste del modelo (de febrero de 1996 a diciembre 1999), para los primeros 6 meses de pronóstico (de enero a junio del 2000), para los primeros 12 meses de pronóstico (enero a diciembre del 2000), y por último, para los 24 meses de pronóstico (enero del 2000 a diciembre de 2001).

Cuadro 6. Contraste con modelos de caminata aleatoria

	Modelo Restringido	RW1	RW2	RW3
RMSE ajuste	$(33.4)10^{-3}$	$(382)10^{-3}$	$(364)10^{-3}$	$(305)10^{-3}$
RMSE 6 meses	$(145)10^{-3}$	$(282)10^{-3}$	$(423)10^{-3}$	$(763)10^{-3}$
RMSE 12 meses	$(142)10^{-3}$	$(366)10^{-3}$	$(789)10^{-3}$	$(1790)10^{-3}$
RMSE 24 meses	$(192)10^{-3}$	$(398)10^{-3}$	$(1480)10^{-3}$	$(3100)10^{-3}$

FUENTE: Elaboración propia.

NOTA: Por comodidad para la comparación de magnitudes, todos los valores fueron expresados en notación científica con base en 10^{-3} .

La evidencia muestra que el modelo monetario, en su versión restringida, no sólo es mejor para el pronóstico de largo plazo, sino que incluso es un pronosticador más eficiente para el corto plazo. Este es el resultado más importante de toda la investigación, y rompe con una importante creencia surgida a partir de las contrastaciones de Meese y Rogoff (1983), que ha sido que el tipo de cambio nominal se distribuye en el corto plazo como una caminata aleatoria. Si bien esto puede ser cierto para las observaciones diarias del tipo de cambio, no lo es así para el promedio mensual del mismo, donde la volatilidad de las variaciones diarias desaparece, y la trayectoria cambiaria parece concordar con sus patrones de equilibrio, como lo prueba el ajuste *fuera de la muestra* del modelo restringido para la paridad del peso contra el dólar.

⁵² Resultados similares en la construcción de caminatas aleatorias pueden encontrarse en Enders (1995).

V.4. Etapa 3: Prueba de Cointegración.

Aún falta demostrar si los residuales de la estimación por mínimos cuadrados de la ecuación del modelo restringido siguen una secuencia estacionaria. Para determinar esto, nos guiaremos por la metodología de Engle-Granger para probar cointegración.

A. Metodología de Engle-Granger aplicada

Sea la ecuación estructural (42) del modelo restringido nuestra relación de largo plazo, la cual estimamos con la ecuación reducida (43).

Ya hemos probado el orden de integración de las variables del sistema, donde encontramos suficiente evidencia de que todas las variables determinantes no instrumentales eran $I(1)$. Por lo tanto, ahora debemos aplicar una prueba de raíz unitaria sobre los residuales estimados. La estimación Dickey-Fuller Aumentada por 2 rezagos y sin constante es:⁵³

$$\Delta \varepsilon_t = -2.931295 \varepsilon_t + 1.164765 \Delta \varepsilon_{t-1} + 0.375971 \Delta \varepsilon_{t-2} \quad (49)$$

(0.368689) (0.26358) (0.149283)

Engle y Yoo (1987) proveen los valores críticos para el coeficiente de ε_{t-1} hasta con 5 variables en el sistema. En contra parte, nuestra ecuación tiene 9 variables, sin contar las 11 variables dummy. El valor crítico de la t-student asciende en valor absoluto conforme el número de variables en el sistema se incrementa, pero lo hace cada vez a una tasa menor. Por esto, la trayectoria de los valores críticos de Engle y Yoo (1987) parecen presentar una convergencia. La t-student crítica para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria (y por ende, de cointegración) para 5 variables y 50 observaciones es de -4.80 para niveles del 1 % de significancia. Aumentando el número de variables en el sistema, y siguiendo los patrones de convergencia,⁵⁴ podemos inferir que el valor crítico converge a -6. Por lo tanto, con una t-student estimada de -7.9506 para el coeficiente

⁵³ Esta fue la prueba con un mejor estadístico AIC.

⁵⁴ La secuencia de los valores críticos para 50 obs y 1 % de significancia de Engle y Yoo (1987) a través del número de regresores, se aproxima bastante bien a una función logarítmica. De ahí que se infiera que los valores críticos convergen a -6.

de ε_{t-1} , podemos concluir que, al 1 % de significancia, los residuales representan una secuencia estacionaria. Esto implica que las variables del sistema de la ecuación monetaria restringida presentan una relación de cointegración, y que los parámetros de dicha ecuación forman un vector de cointegración.

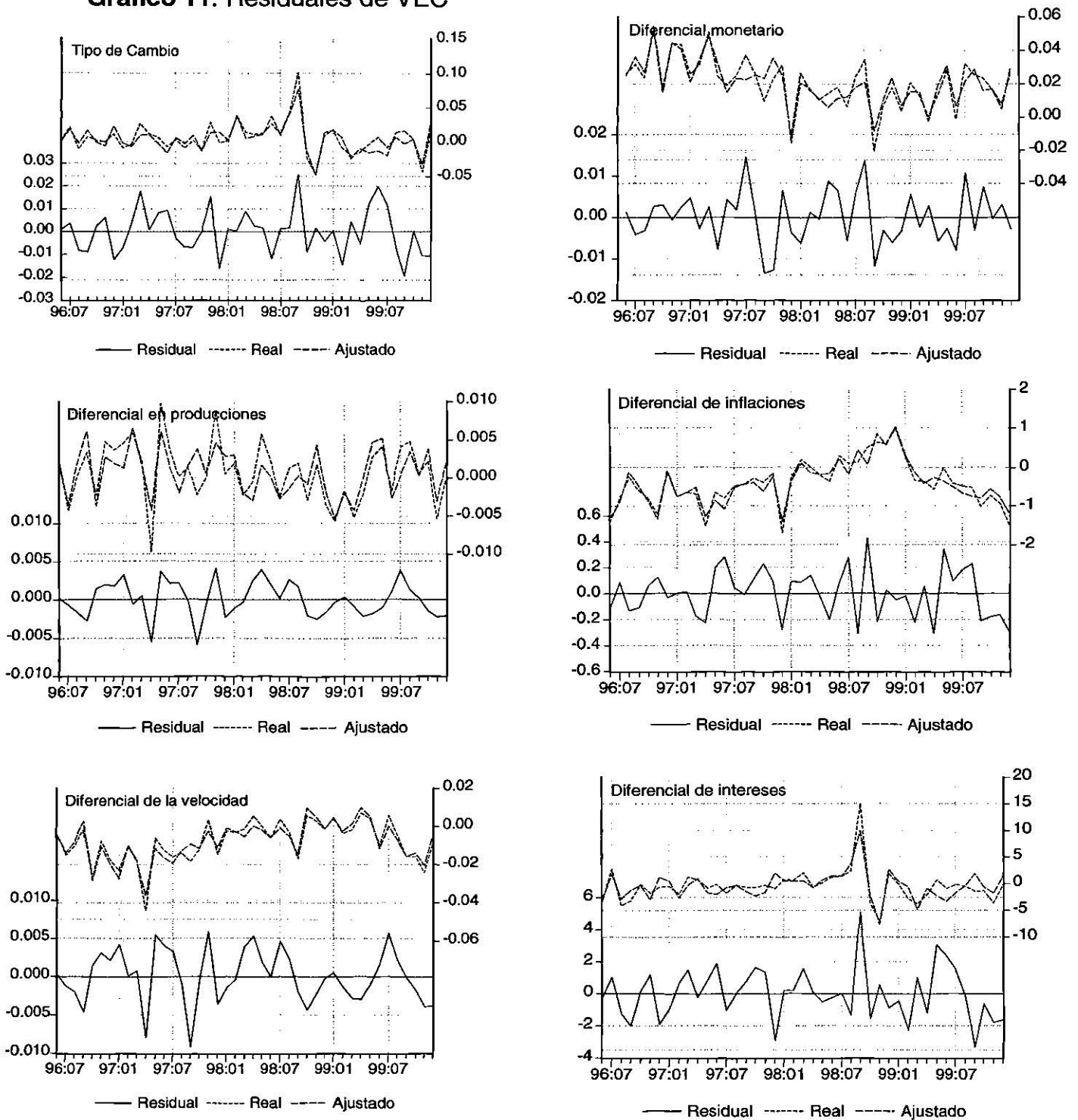
Si en realidad la ecuación monetaria restringida representa una relación de equilibrio a largo plazo, entonces podemos estimar el modelo de corrección del error correspondiente. De esta forma, podremos probar si existe causalidad en el sentido de Granger entre las variables del sistema. Hay que apuntar que, dadas las observaciones disponibles (de febrero de 1996 a noviembre de 2001, debido a los ajustes por rezagos polinomiales), no podemos estimar un modelo de corrección del error con más de 4 rezagos. Esto nos limita un poco, puesto que no podemos probar si la estimación de 5 rezagos es mejor que la de 4, mismo nivel de rezagos que resultó más eficiente que la estimación con 3 rezagos.⁵⁵

Para este caso particular, cada una de las ecuaciones del modelo de corrección del error tendrá el mismo número de regresores, por lo que el sistema VEC puede estimarse ecuación por ecuación con mínimos cuadrados ordinarios.

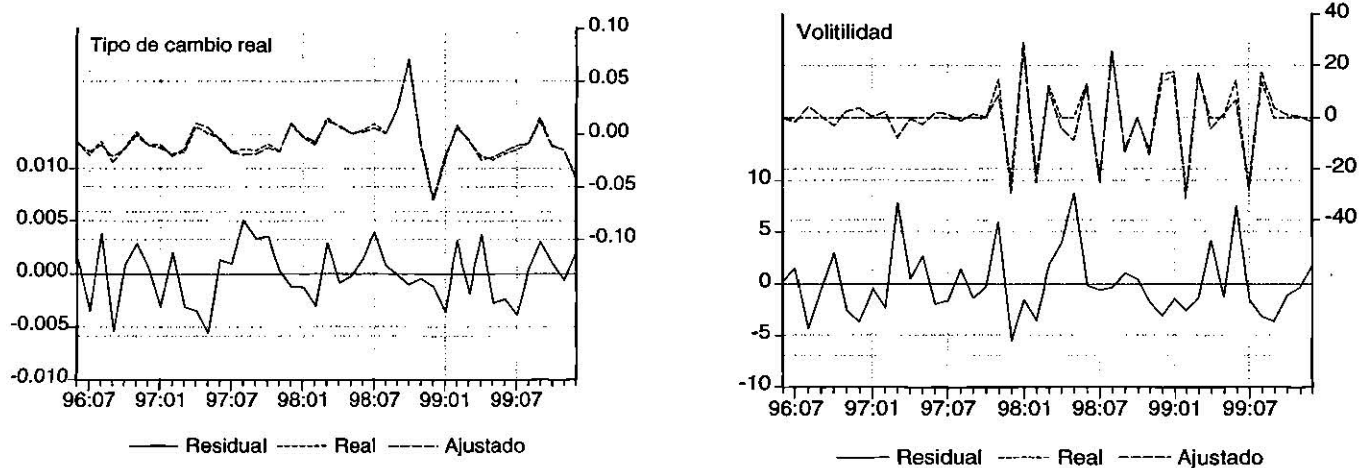
Los resultados arrojados por el modelo de corrección del error, con cuatro rezagos, resultan en extremo deficientes. Para resumir los principales resultados, podemos mencionar que ningún parámetro de ajuste del término de corrección del error resultó significativo, lo cual hace que la estimación por Vectores Autorregresivos pueda ser más conveniente. Además, la mayoría de los efectos rezagados resulta no significativo para todas las variables, lo que puede inducirnos a pensar en la no existencia de cointegración entre las variables del sistema, y por consecuencia, la ausencia de la causalidad de Granger entre el tipo de cambio y sus determinantes. Pero esta conclusión carece de un soporte estadístico robusto debido a que la secuencia de los residuales para cada una de las ecuaciones parece contener algún tipo de tendencia. El

Gráfico 11 presenta los residuales de la estimación de los vectores de corrección del error.

Gráfico 11. Residuales de VEC



⁵⁵ El estadístico χ^2 , con 12 grados de libertad, para probar el rezago óptimo fue altamente significativo en la contrastación de 3 contra 4 rezagos, ubicándose en un nivel de 1159, rechazando la H_0 de que 3 rezagos eran mejor.



Fuente: Elaboración propia.

Es evidente que los residuales del diferencial en producciones, el tipo de cambio real, las tasas de intereses y el diferencial de los inversos de la velocidad, por mencionar algunos, no representan una sucesión estacionaria. Ante esto, la recomendación de Engle y Granger (1987) es restimar el modelo de corrección del error con los suficientes rezagos de las variables. Pero como ya se mencionó, no podemos hacer dicha estimación por falta de observaciones.

Por lo tanto, no podemos rechazar que los determinantes del tipo de cambio sean causales en el sentido de Granger de la tasa cambiaria, pero tampoco podemos aceptar que esto suceda. No disponemos de la suficiente evidencia estadística para rechazar ninguna de las dos hipótesis, con la estimación con 4 rezagos.

B. Metodología de Johansen aplicada

El primer paso para probar el rango de cointegración mediante esta metodología es determinar el número óptimo del rezago. De nueva cuenta, no somos capaces de determinarlo puesto que no contamos con el número suficiente de observaciones. A lo más, podemos proseguir suponiendo, incorrectamente, que cuatro son los rezagos óptimos del sistema. En cuyo caso, el rango de cointegración del sistema puede estimarse con el estadístico λ_{traza} presentado en el capítulo anterior. Los resultados para determinar el rango de cointegración, con 4 rezagos y con tendencia determinística es presentado a continuación.

Cuadro 7. Prueba del Rango de Cointegración de Johansen

Raíces características	Estadístico de λ_{traza}	Valor crítico al 5 por ciento	Valor crítico al 1 por ciento	Rango (r) de H_0
0.94245	592.3683	182.82	196.08	Ninguno **
0.90275	438.1929	146.76	158.49	Al menos 1 **
0.83187	312.3467	114.9	124.75	Al menos 2 **
0.81167	216.0616	87.31	96.58	Al menos 3 **
0.64285	125.9051	62.99	70.05	Al menos 4 **
0.46031	70.30549	42.44	48.45	Al menos 5 **
0.37634	36.99965	25.32	30.45	Al menos 6 **
0.19186	11.50349	12.25	16.26	Al menos 7

Fuente: Elaboración propia

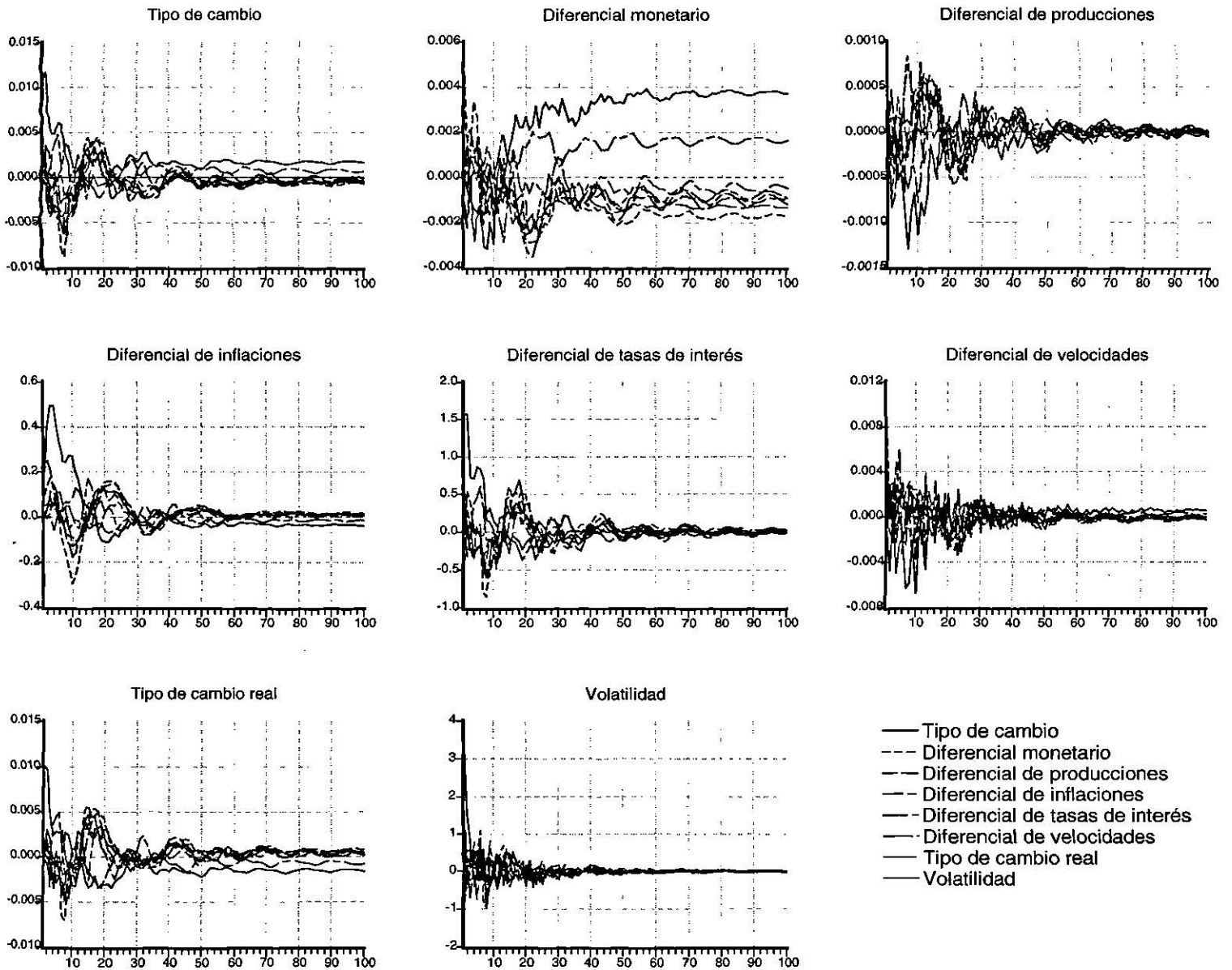
NOTA: La H_0 del estadístico λ_{traza} (r) es que el rango de cointegración del sistema es r, contra la H_A de que r sea mayor.

*Significativo al 5 % de confianza.

** Significativo al 1 % de confianza.

Según la evidencia recolectada por el estadístico λ_{traza} , el rango de cointegración es de 7, por lo que existirían aparentemente 7 ecuaciones linealmente independientes en la matriz Π . De nueva cuenta, estos resultados son absolutamente intracendentes, porque no somos capaces de estimar un modelo con más de 4 rezagos. Para probar esto, presentamos las innovaciones de las funciones de impulso respuesta, las cuales tendrían que converger a cero después de un número definido de repeticiones.

Gráfico 12. Funciones de Impulso-Respuesta de la estimación VEC con múltiples vectores



Fuente: Elaboración propia.

Como claramente puede verse en el Gráfico 12, no todas las variables logran converger a cero cuando se hace variar al tipo de cambio y al diferencial monetario. Esto nos muestra una importante irregularidad en la estimación del modelo de corrección del

error correspondiente para 4 rezagos y 7 vectores de cointegración, y nos sugiere reestimar el modelo con un número mayor de rezagos.

Así pues, podemos concluir para esta sección que no contamos con el suficiente número de observaciones para determinar el número de vectores de cointegración linealmente independientes. Tampoco tenemos la certeza de que la representación del modelo de corrección del error sea incorrecta, puesto que no se ha estimado el modelo apropiado con el número de rezagos óptimo.

Por otra parte, la evidencia es contundente respecto a la estacionariedad de los residuales obtenidos por la ecuación monetaria restringida. Así, sólo podemos inferir que existe una relación de cointegración entre las variables del sistema, pero no podemos estimar el modelo de corrección del error asociado a ella.

Conclusiones

A lo largo de la presente investigación se han mostrado los determinantes del tipo de cambio contenidos en el marco del enfoque monetario, además de sus principales implicaciones sobre la trayectoria del valor de la divisa. También fueron descritas las principales herramientas econométricas por las cuales se pueden estimar las relaciones teóricas descritas.

Para esta aplicación en particular del enfoque monetario, nuestro periodo de estudio comenzó con el cambio de régimen del peso, que adoptó la flotabilidad a partir de enero de 1995, y culminó en diciembre de 2001. Dado el interés de esclarecer cuál de los modelos propuestos resultaba mejor para la explicación de las variaciones cambiarias, la muestra fue dividida para contener un periodo de estimación (de enero 1995 a diciembre 1999), y otro de contrastación del pronóstico (de enero de 2000 a diciembre de 2001).

Después de efectuar una extensa descripción de los determinantes cambiarios y de su relación con el mercado de divisas, fueron derivadas dos diferentes ecuaciones que explican el equilibrio cambiario, basadas cada una en supuestos hechos a los parámetros de las demandas de dinero de México y Estados Unidos. El modelo flexible supuso que las demandas monetarias de ambos países eran diferentes en cuanto a la magnitud de los parámetros (no así en su forma funcional); mientras que el modelo restringido admitió una igualdad en los parámetros involucrados en las dos demandas.

Dada la importancia de las expectativas dentro de la determinación cambiaria, es propuesta la inclusión de una función explícita de expectativas dentro de cada una de las ecuaciones monetarias. Dicha función adopta una forma lineal, y contiene argumentos tales como el nivel de las reservas internacionales de Banxico, una calificación del riesgo soberano de México, una calificación del riesgo soberano de

Latinoamérica⁵⁶, una medida de volatilidad cambiaria y variables instrumentales controlando la estacionalidad en la operación del mercado de divisas.

Después de determinar a través de varias pruebas de raíz unitaria que todas las variables del sistema están integradas de orden uno, tanto el modelo restringido como el flexible fueron estimados en severas ocasiones por mínimos cuadrados ordinarios, con diversas combinaciones en los argumentos de la función de expectativas. La mejor de las estimaciones en cuanto al ajuste y pronóstico del tipo de cambio sería considerada como la mejor ecuación del enfoque monetario. De hecho, no se encontró evidencia alguna de que las reservas internacionales de Banxico fueran relevantes para la determinación cambiaria. Lo mismo sucedió con el riesgo asociado a Latinoamérica; mientras que la calificación de riesgo para México resultó irregularmente importante. Por su parte, la volatilidad cambiaria y las variables de estacionalidad mostraron ser recursos satisfactorios para la determinación del tipo de cambio.

La baja en la significancia de las reservas internacionales del banco central puede explicarse por una deficiencia en la medición del efecto de éstas sobre el tipo de cambio. Esto es, que bajo la forma lineal de la función de expectativas no fue posible identificar el efecto puro de las reservas internacionales sobre el tipo de cambio. Para expresarlo de forma más clara, supóngase que es comprobable que las reservas tienen un efecto directamente proporcional sobre el nivel de confiabilidad que los inversionistas conservan acerca de la solvencia del país para pagar sus deudas. Si esto es así, un aumento de las reservas disminuiría el riesgo país y el cambiario que perciben los agentes económicos. Pero la baja en el riesgo país también puede observarse por una disminución de las tasas de interés nominales en tiempos de estabilidad, por lo que podríamos adjudicar todo el efecto de la posible reevaluación de la moneda nacional a largo plazo a la caída del riesgo país observada desde la disminución de la tasa de interés, y perder de vista que la reducción en el riesgo soberano fue causa del aumento en las reservas internacionales.

⁵⁶ De los países con mayor captación histórica de capitales extranjeros.

Lo mismo puede argumentarse para las calificaciones de riesgo de Standard & Poor's incluidas en el presente estudio, y su baja significancia en las ecuaciones donde intervinieron.

Por lo tanto, se aconseja que para trabajos posteriores sobre la determinación de la paridad peso-dólar se efectúe un examen más riguroso sobre la causalidad y procedencia de los factores que aquejen al tipo de cambio, y su incorporación al modelo de forma tal que trate de medir por separado los efectos de cada uno de los determinantes. Un ejemplo sobresaliente y que sería de gran utilidad para emitir una conclusión acerca de la importancia de las reservas internacionales sobre el tipo de cambio, sería efectuar un ejercicio similar al que realizó Werner (1997b), sólo que ahora se tendría que analizar la incidencia del total de las reservas internacionales sobre el riesgo país, el tipo de cambio y las tasas de interés nominales.⁵⁷

La ecuación monetaria que mejor se ajustó y pronosticó la trayectoria del tipo de cambio, *fuera-de-la-muestra* (*out-of-sample*), fue la correspondiente al modelo restringido. Este resultado muy probablemente se deba a que el menor número de regresores en esta ecuación ocasionó menores deficiencias debidas a la multicolinealidad. De cualquier forma, consideramos a la ecuación restringida como un buen representante del enfoque monetario, en cuanto al ajuste y pronóstico del tipo de cambio, y sería la ecuación estimada de referencia para el resto del documento.

Un resultado sobresaliente de la mejor ecuación monetaria es mostrar magnitudes y direcciones de la mayoría de los coeficientes de los determinantes cambiarios acordes con la teoría del enfoque monetario.

Sin embargo, y al contrario de lo que se esperaría, se encontró abundante evidencia estadística de la presencia del efecto Fisher sobre la paridad del peso contra el dólar, y ninguna evidencia de que el efecto de sobre-reacción sea observable. Esto implica que ante un aumento del diferencial de tasas de interés - con maduración a tres meses -, el

⁵⁷ Vea **Antecedentes**, pp. 14

tipo de cambio tendrá presiones devaluatorias. Resultados similares pueden encontrarse en Ogaki y Santaella (1999). De esta forma, fue propuesta una transformación en la ecuación de sobre-reacción tradicional de Dornbusch para cuantificar no sólo la presencia del efecto *overshooting*, sino también del efecto Fisher.

La ecuación monetaria restringida, estimada por MCO, fue confrontada para el pronóstico de 6, 12 y 24 meses con tres diferentes modelos de caminata aleatoria. En cada uno de los periodos de confrontación el modelo monetario fue superior a la caminata aleatoria. Esto rompe con una creencia común surgida a partir de las contrastaciones de Meese y Rogoff (1983), que ha sido que el tipo de cambio nominal se distribuye en el corto plazo como una caminata aleatoria. Aunque para las innovaciones diarias del tipo de cambio esto puede ser cierto, no lo es necesariamente para la secuencia mensual del tipo de cambio, como se ha demostrado para el caso del peso contra el dólar. Este puede considerarse como uno de los principales resultados del presente estudio, e incluso el más importante.

Se ha vuelto rutinario en la literatura reciente de la determinación del tipo de cambio probar la presencia de relaciones cointegradas dentro de las variables del enfoque monetario. La metodología de Engle-Granger para un solo vector de cointegración fue aplicada a la mejor ecuación monetaria estimada, para demostrar si ésta representa en sí misma un vector de cointegración. La hipótesis de raíz unitaria fue rechazada para los residuales de dicha regresión, por lo que se encontró suficiente evidencia de que los errores estimados representaban un proceso de ruido blanco. Esto nos indica la presencia de una relación de cointegración entre las variables del sistema.

Lamentablemente, la falta de observaciones no permitió estimar el modelo de corrección del error adecuado para la relación cointegrada. En específico, no tenemos la información suficiente para estimar un modelo VEC para más de 4 rezagos. De hecho, la prueba de cointegración de Johansen resulta insatisfactoria debido al mismo problema de falta de observaciones. De esta forma, se observa que son necesarios un mayor número de rezagos para corregir la correlación serial de los errores. Por lo tanto,

no contamos con suficiente evidencia para rechazar si la hipótesis de que la representación VEC es mejor o que la estimación por Vectores Autorregresivos.

Así, podemos inferir que existe una relación de cointegración entre las variables del sistema, pero no podemos estimar el modelo de corrección del error asociado a ella hasta obtener suficientes observaciones para corregir el problema de correlación serial de los errores.

En definitiva, podemos concluir que el enfoque monetario es una buena herramienta para la explicación de la trayectoria del tipo de cambio. En este caso en particular, mostró ser bastante útil para el pronóstico de corto y largo plazo para la paridad del peso contra el dólar; aunque aún es verdad que falta hacer un análisis más profundo y sofisticado de la totalidad de los efectos que aquejan al tipo de cambio, y de su correcta forma de medición e inclusión en el modelo.

Referencias

- Arias, Luis G. y Juan A. Laguna (1990). Algunas Consideraciones Económicas y Econométricas del Tipo de Cambio Nominal: Los Casos del Yen Japonés y del Marco Alemán frente al Dólar Americano. *Instituto Tecnológico Autónomo de México (I.T.A.M.)*. Tesis de Licenciatura.
- Barro, Robert (1996). *Macroeconomía: Teoría y Política*. McGraw Hill / Interamericana de España. Tercera edición.
- Beine, Michel, Agnès Bénassy-Quéré y Cristelle Lecourt (1999). Central Bank Intervention and Foreign Exchange Rate: New Evidence from FIGARCH Estimation. *Université de Lille 2*. Documento presentado en las *XVI-èmes Journées d'Economie Monétaire et Bancaire*.
- Chow, Gregory C. y An-loh Lin (1978). Best Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of the Time Series by Related Series. *The Review of Economics and Statics*, Vol. 53, pp. 372-75.
- Chin, M (1998). Before the Fall: West Asian Currencies Overvalued?. *NBER Working Paper No. 6491*.
- Corden, Max (1994). Economic Policy, Exchange Rate and the International System. *The University of Chicago Press*.
- Diamandis, Panayiotis, Dimitris A. Georgoutsos y Georgios P. Kouretas (1998). The Monetary Approach to the Exchange Rate: Long-run Relations, Identification and Temporal Stability. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 20, pp. 741-66.
- Dornbusch (1976). Expectation and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, vol. 84, pp. 1161-76.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427-431.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981). Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057-1072.
- Enders, Walter (1995). *Applied Econometric Time Series*. Ed. John Wiley & Sons, Inc.
- Engle, Robert F. y C.W.J. Granger (1987). Co-integration and Errors Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-76.
- Engle, Robert F. y Byung Sam Yoo (1987). Forecasting and Testing in Co-integrated Systems. *Journal of Econometrics*, Vol. 35, pp. 143-59.
- Frankel, Jeffrey A. (1993). *On Exchange Rates*. The MIT Press.
- Frankel, Jeffrey A. (1993a). Monetary and Portfolio-Balance Models of the Determination of Exchange Rates. En "On Exchange Rates". The MIT Press, editado por Jeffrey A. Frankel.
- Frankel, Jeffrey A. (1999). No Single Currency Regimen Is Right for All Countries or At All Times. *NBER Working Paper No.7338*.
- Frankel, Jeffrey A. y Kenneth A. Froot (1990). Chartist, Fundamentalist, and Trading in the Exchange Rate Market. *The American Economic Review*, Vol. 80, pp.181-85.
- Frenkel, Jacob A. (1983). Exchange Rate and International Macroeconomics. *The University of Chicago Press*.

- Galán, Manuel, Javier D. González y Alonso García (1997). Una Estrategia de Acumulación de Reservas Mediante Opciones de Venta de Dólares: El Caso del Banco de México. *Banco de México*, Documento de Investigación presentado en el sitio www.banxico.org.mx, sección *Política Monetaria y Cambiaria*.
- Granger, C.W.J. (1981). Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, Vol. 16, pp. 121-30.
- Greene, William H. (1998). Análisis Econométrico. *Prentice Hall*. Tercera Edición.
- Groen, Jan J.J. (2000). The monetary exchange rate model as a long-run phenomenon. *Journal of International Economics*, Vol. 52, pp. 299-320.
- Heath, Jonathan. (2001). Las Reservas Internacionales. *El Norte/Negocios*, 19 de Abril, 2001, pp. 4A.
- Hooper, Peter y John E. Morton (1982). Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 1, pp. 39-56.
- Isard, Peter (1983). An accounting Framework and Some Issues for Modeling How Exchange Rates Respond to the News. En "*Exchange Rate and International Macroeconomics*". *The University of Chicago Press*, editado por Jacob A. Frenkel.
- Johansen, Soren y Katarina Juselius (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.
- Johansen, Soren (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-386.
- Johansen, Soren (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autorregresive Models. *Econometrica*, Vol 59, pp.1551-80.
- Johansen, Soren (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. *Oxford University Press*.
- Krugman, Paul R. y Maurice Obstfeld (1999). Economía Internacional: Teoría y Política. *McGraw Hill / Interamericana de España*. Cuarta edición.
- Ley Orgánica del Banco de México. *Banco de México*. www.banxico.org.mx
- Macdonald, Ronald (2000). Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview. *Deutsche Bundesbank*, Discussion Paper 3/00.
- Macdonald, Ronald y Mark P. Taylor (1994). Reexamining the Monetary Approach to the Exchange Rate: The Dollar-Franc, 1976-1990. *Applied Financial Economics*, Vol. 4, pp. 423-29.
- Mark, Nelson C. y Donggyu Sul (2001). Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals: Evidence from a Small Post-Bretton Woods Panel. *Journal of International Economics*, Vol. 53, No. 1, pp. 29-53.
- Meese, Richard A. y Kenneth Rogoff (1983). Empirical Exchange Rate Models of Seventies: Do They Fit Out of Sample? *Journal of International Economics*, Vol. 14, pp. 3-24.
- Moosa, Imad A. (1994). The Monetary Model of Exchange Rates Revisited. *Applied Financial Economics*, Vol. 4, pp. 279-87.
- Monarrez, Sonia (1998). Relaciones de Cointegración y Cambios Estructurales entre Producción, Balanza Comercial y Tipo de Cambio para México. *Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey (I.T.E.S.M.)*. Tesis de Maestría, especialidad en Estadística Aplicada.

- Morales, Yolanda y Omar Cacino (2001). Se eliminará la flotación sucia del peso. *El Economista*, 22 de Mayo, 2001. www.eleconomista.com.mx
- Mundell, Robert (1963). Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rate. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 29, pp. 475-486.
- Ogaki, Masao y Julio A. Santaella (1999). The Exchange Rate and The Term Structure of Interest Rates in México. *Ohio State University, Department of Economics Working Paper* 99-21.
- Stock (1987). Unit Roots, Structural Breaks, and Trends. En *Handbook of Econometrics*, Vol. 4. Editado por R. Engle y D. McFadden.
- Stock, T. y M. Watson (1988). Testing for Common Trends. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, pp. 1097-1107.
- Taylor, Mark (1995). The Economics of Exchange Rates. *Journal of Economic Literature*, Vol. 33, pp. 13-47.
- Taylor, Lance (2000). Exchange Rate Determination in the Portfolio Balance, Mundell-Fleming, and (Perhaps) More Plausible Models. *Center for Economic Policy Analysis (CEPA)*, Working Paper No. 78.
- Rogoff, Kenneth (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, pp. 647-68.
- Werner, Alejandro M. (1997a). 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 No. 9701.
- Werner, Alejandro M. (1997b). El Efecto del Tipo de Cambio y las Tasas de Interés de las Intervenciones en el Mercado Cambiario y el Proceso de Esterillización. *Banco de México*, Documento de Investigación No. 9706.
- Werner, Alejandro M. y Alexis Milo (1998). Acumulación de Reservas a través de la Venta de Opciones: El Caso de México. *Banco de México*, Documento de Investigación No. 9801.

Apéndice 1. Integración y Cointegración

El que una variable siga una *trayectoria estacionaria* a través del tiempo implica que siempre estará rondando algún valor central. No en todos los periodos esta variable igualará a su valor central, pero por lo menos se espera que lo haga; es decir, la *esperanza* de una variable estacionaria siempre será constante.

En muchos casos, la estacionariedad de una serie de tiempo puede conseguirse tomando diferencias de dicha serie, o mediante alguna otra transformación. Cuando una variable presenta una tendencia persistente a través del tiempo, bien podemos tomar las primeras diferencias de esa variable para tratar de conseguir una serie estacionaria. Si las primeras diferencias resultan ser estacionarias, es decir, con esperanza constante, entonces se dice que la variable original esta *integrada de orden uno*.

DEFINICIÓN: Si para obtener una serie estacionaria de la variable con tendencia son necesarias efectuar d número de diferenciaciones sobre sí misma, entonces esta variable estará *integrada de orden d* . En términos notacionales, estableceremos el orden de integración de una variable por la siguiente simbología: $x_t \sim I(d)$, lo cual indica que la serie x_t esta integrada de orden d .

Sea $x_t \sim I(1)$, entonces, la serie estacionaria de dicha secuencia vendrá dada por sus primeras diferencias, esto es

$$\Delta x_t \sim I(0) \tag{A1}$$

El orden de integración *cero* indica que la serie es estacionaria, lo cual debe estar avalado por una esperanza constante. Si el orden de integración de x_t fuera d , entonces la serie estacionaria de esta secuencia estará representada por la sucesión de las *d diferencias*, de tal forma que

$$\Delta^d x_t \sim I(0)^{58} \quad (A2)$$

A. Estacionariedad y la Prueba de Dickey-Fuller

Consideremos que la secuencia x_t sigue una *trayectoria aleatoria* a través del tiempo, lo cual podemos representar a través del modelo del mismo nombre. El comportamiento de esta serie estará determinada por la siguiente ecuación:

$$x_t = \mu + x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (A3)$$

donde $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2_\varepsilon)$, esto es que sigue una distribución con media cero y varianza σ^2_ε para todo t .

μ es un término que imprime tendencia.

El término de error también es conocido como *innovación*, y es esta variable la que brinda el carácter aleatorio al modelo. Podemos observar mejor las características de la esperanza y la varianza de la serie x_t si aplicamos una secuencia de sustituciones iterativas a la ecuación (30), de tal manera que obtengamos la siguiente expresión:

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} (\mu + \varepsilon_{t-i}) \quad (A4)$$

Como las *innovaciones* son generadas por la misma distribución de media cero y varianza constante, la varianza será obviamente infinita. Así pues, el modelo de la trayectoria aleatoria *no* es, ni será, un proceso estacionario, incluso si $\mu = 0$.

Ahora bien, si obtenemos las primeras diferencias de la serie x_t , produciremos una secuencia estacionaria de dicha serie, esto es que

$$\Delta x_t = \mu + \varepsilon_t, \quad E(\Delta x_t) = \mu \quad y \quad \text{Var}(\Delta x_t) = \sigma^2_\varepsilon \quad (A5)$$

⁵⁸ Note que $\Delta^d x_t = \Delta^{d-1} x_t - \Delta^{d-1} x_{t-1}$, para todo $d > 1$.

donde $E(\Delta x_t)$ y $\text{Var}(\Delta x_t)$ son la esperanza y la varianza de la serie Δx_t respectivamente.

Como la esperanza es constante y la varianza finita, entonces la secuencia $\Delta x_t \sim I(0)$, y por lo tanto $x_t \sim I(1)$.

Ahora consideremos un modelo autorregresivo de orden uno [AR(1)], esto es que la secuencia de las x_t seguirá una trayectoria que dependerá de sus valores pasados, de tal forma que el valor de la serie x_t en el periodo t quedará determinado por la siguiente ecuación:

$$x_t = \mu + \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A6})$$

donde $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2_\varepsilon)$, γ
 $-\infty < \gamma < \infty$, el cual es llamado parámetro de ajuste.

Es claro que el modelo de la *trayectoria aleatoria* no es más que un *proceso autorregresivo* de orden uno, con un parámetro de ajuste igual a uno ($\gamma = 1$). Como vimos, si el parámetro γ es igual a uno, la serie x_t no es estacionaria. De hecho, la única forma para que esta serie sea estacionaria es que la *raíz* de su *ecuación característica* sea mayor a uno o, dicho en términos técnicos, se encuentre fuera del *círculo unitario*.

Para entender la composición de la ecuación característica de un proceso autorregresivo, es necesario introducir un operador de rezago, el cual se antepondrá a la serie de tiempo y estará representado por ' L^m '. Dicho operador rezagará en m periodos la variable a la cual se aplique, de tal manera que $x_{t-1} = Lx_t$, y $x_{t-m} = L^m x_t$. Si A es una constante, entonces $LA = A$, sin importar el periodo.

Así, el modelo AR(1) puede ser representado de forma alternativa aplicando el operador de rezago, esto es:

$$x_t(1-\gamma L) = \mu + \varepsilon_t \quad (\text{A7})$$

La *ecuación característica* de este proceso viene dada por el polinomio de primer orden que multiplica al término x_t , el cual es $(1-\gamma L)$. La *ecuación característica es, pues, un polinomio de los rezagos del proceso*. Si $|\gamma| < 1$, entonces la ecuación (A5) podrá ser transformada a la forma:

$$x_t = \frac{\mu}{1-\gamma} + \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i \varepsilon_{t-i} \quad (\text{A6})$$

La cual es una representación de la secuencia x_t a través de un modelo de promedios móviles (MA), ya que según esta ecuación, el valor actual de x_t está determinado por el promedio ponderado de las innovaciones anteriores al periodo t .

Si $|\gamma| < 1$, entonces, a diferencia del modelo de la trayectoria aleatoria, la ecuación (A6) representará un proceso estacionario, dado que su esperanza es constante ($E[x_t] = \mu/(1-\gamma)$) y su varianza es finita (ya que $\lim_{i \rightarrow \infty} (\gamma^i \varepsilon_{t-i}) = 0$).

Además, la *raíz característica* del polinomio de rezago será mayor a uno, por lo tanto, estará fuera del círculo unitario. Esto es que, igualando $(1-\gamma L)$ a cero, y resolviendo para L , se obtiene que la raíz característica de la ecuación es $L = 1/\gamma$, cuyo valor absoluto será mayor a uno sólo si γ es menor a 1.

Ahora bien, si $|\gamma| \geq 1$ el proceso se convierte en explosivo, y tanto la varianza como la esperanza serán infinitas. Es claro que este no es un proceso estacionario. Así, para que el modelo AR(1) sea estacionario, será necesario que el valor absoluto de su parámetro de ajuste sea menor que la unidad. De esta forma, se asegura que la raíz característica de este modelo se encuentre fuera del círculo unitario.

Lo que debe de interesarnos cuando estudiamos alguna relación económica son las características de las series implicadas. En este caso, debemos averiguar el orden de integración de las variables que incluyamos en nuestro análisis. Aunque es factible estimar un modelo autorregresivo por MCO para determinar el valor del parámetro de ajuste a partir de datos de la realidad, resulta erróneo efectuar inferencias sobre los coeficientes con las distribuciones tradicionales (normal o distribución t). Dickey y Fuller (1979) y (1981) muestran como las estimaciones mínimos cuadráticas resultan sesgadas a la baja, por lo que la probabilidad de rechazar la hipótesis de raíz unitaria aumenta notablemente. En este sentido, estaremos mayormente inclinados a aceptar una serie como estacionaria, aún cuando no lo sea.

Como solución a este problema, Dickey y Fuller derivaron un conjunto de valores críticos adecuados para probar la hipótesis nula de que $\gamma = 1$ en un proceso AR(1). Dichos valores críticos deberán de ser empleados en la prueba para raíces unitarias, la cual es más conocida por el nombre de sus autores.

Si la hipótesis de raíz unitaria ($\gamma = 1$) es rechazada, entonces solo debemos verificar si la serie es estacionaria ($\gamma < 1$) o explosiva ($\gamma > 1$). Si sabemos de antemano que la serie original dista mucho de ser estacionaria y sospechamos un orden de integración de uno, entonces talvez nos sea conveniente reformular la ecuación e hipótesis de la prueba de Dickey-Fuller. Para un modelo I(1), la ecuación será:

$$\Delta x_t = \mu + \gamma^* x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (A7)$$

donde $\gamma^* = (\gamma - 1)$

La hipótesis nula de raíces unitarias será modificada a $\gamma^* = 0$. El Cuadro A1 muestra las diversas formas de formular la prueba de Dickey-Fuller y sus respectivas hipótesis para contrastar la raíz unitaria.

Cuadro A1. Variantes de la Prueba de Dickey-Fuller.

Características	Formulación	Hipótesis de raíz unitaria
Modelo simple AR(1)	$x_t = \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t$	$H_0: \gamma = 1$
Modelo AR(1) con constante	$x_t = \mu + \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t$	$H_0: \gamma = 1$
Modelo AR(1) con constante y tendencia temporal	$x_t = \mu + \beta t + \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t$	$H_0: \gamma = 1$
Modelo I(1)	$\Delta x_t = \mu + \gamma^* x_{t-1} + \varepsilon_t$	$H_0: \gamma^* = 0$
Dickey-Fuller aumentada	$\Delta x_t = \mu + \gamma^* x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$	$H_0: \gamma^* = 0$
Dickey-Fuller aumentada con tendencia (t).	$\Delta x_t = \mu + \beta t + \gamma^* x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$	$H_0: \beta = \gamma^* = 0$
Dickey-Fuller aumentada con tendencia, controlando por cambio estructural (C; si $t \geq T$, entonces $C=1$).	$\Delta x_t = \mu + \beta t + \gamma^* x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta x_{t-j} + \varphi C_t + \varepsilon_t$	$H_0: \beta = \gamma^* = \varphi = 0$

Fuente: Greene, William H. (1998). *Análisis Econométrico*. Prentice Hall. Tercera Edición, y Enders, Walter (1995). *Applied Econometric Time Series*. Ed. John Wiley & Sons, Inc

B. Cointegración

Una relación económica puede involucrar variables que tengan una tendencia remarcable en el largo plazo. De hecho, este es el caso de la mayoría de las relaciones macroeconómicas.

La **cointegración** involucra una relación de equilibrio de largo plazo entre ciertas variables y permite desviaciones de dicho equilibrio en el corto plazo. En la mayoría de veces, y más aún cuando se trata de relaciones económicas, se pretende que estas desviaciones sigan una distribución con media cero y varianza constante, dado que deben corresponder a un proceso de ruido blanco. De esta forma, se espera que las *perturbaciones del equilibrio* sean solo temporales y que en el largo plazo éste se haga efectivo.

Consideremos un conjunto de **n** variables económicas determinadas por el vector x_t , de tal forma que $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$. Todas estas variables se encuentran relacionadas mediante una combinación lineal, cuyos parámetros podemos representarlos por el

vector $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$. Si las variables económicas que consideramos realmente poseen una relación de equilibrio entre ellas, entonces, la siguiente relación deberá cumplirse sin excepción en el largo plazo:

$$x_t \beta = 0 \quad (A8)$$

Sin embargo, en el corto plazo existen diversos factores que pueden afectar a nuestra de relación de equilibrio, factores que son difíciles de controlar por su espontaneidad y diversidad y que son culpables de las desviaciones que ocurren en el corto plazo. Aún así, se espera que estas perturbaciones sean temporales, que no tengan un comportamiento sistemático y que su trayectoria se aproxime a una distribución con media cero y varianza constante.

Entonces, en el corto plazo la ecuación (A8) puede diferir de cero, pero las perturbaciones seguirán un proceso de ruido blanco, esto es que:

$$x_t \beta = \varepsilon_t \quad (A9)$$

donde ε_t es término de error con media cero y varianza constante.

DEFINICIÓN: En términos generales, si todos los componentes del vector x_t tienen un orden de integración d y existe un vector $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$, tal que $x_t \beta$ es una combinación lineal con un orden de integración $(d-b)$, donde $b > 0$, entonces los componentes del vector x_t estarán **cointegrados** de orden $[d,b]$; en términos notacionales, lo anterior se escribe como $x_t \sim CI(d,b)$. El vector de parámetros β es llamado, entonces, *vector de cointegración*.

La letra d indica el orden de integración de cada uno de las variables que integran el vector x_t . De hecho, si las variables no tienen el mismo orden de integración, puede inferirse *ex-ante* que no están cointegradas. La resta $(d-b)$ muestra el orden de integración de la serie residual resultante de la combinación lineal de los componentes

del vector x_t . Así, b representa el número de grados que fueron restados al orden de integración original de cada una de las variables, y que fue resultado de la combinación lineal entre ellas.

En nuestro caso de la relación de equilibrio entre las variables económicas que constituyen el vector x_t en las ecuaciones (A8) y (A9), es claro que la serie residual de la combinación lineal entre estas variables es estacionaria. Si todas las series conservan un orden de integración d , entonces estas variables estarían integradas de orden $[d,d]$, o $x_t \sim CI(d,d)$.

Enders (1995) señala cuatro puntos importantes sobre la cointegración que deben tomarse en cuenta.

1. En primer lugar, la cointegración se refiere solo a relaciones lineales entre las variables involucradas. Aunque es posible que existan relaciones no lineales que guarden un equilibrio de largo plazo, el actual estado de la econometría no permite estimar este tipo de relaciones.

Además, el vector de cointegración no es único. Si $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ es un vector de cointegración y λ es una constante diferente de cero, entonces $\lambda\beta = (\lambda\beta_1, \lambda\beta_2, \dots, \lambda\beta_n)$ es también un vector de cointegración. Por lo general, los vectores de cointegración se normalizan a una variable, a través de fijar algún coeficiente en uno. Así, si lo que se quiere es normalizar el vector a la variable x_{it} , entonces la constante λ deberá ser igual a $1/\beta_i$.

2. Todas las variables deben estar integradas del mismo orden. Esto no implica que cualquier conjunto de variables $I(d)$ estén cointegradas, por lo general, no lo están. Si las variables están integradas de órdenes diferentes, no podrán estar cointegradas.

Sin embargo, en una nota al pie de página, Enders relaja su postura del orden semejante de integración. Para ello, considera tres series temporales, donde dos de ellas están integradas de segundo orden y la restante está integrada de orden uno. Permitamos a x_{1t} y $x_{2t} \sim I(2)$ y $x_{3t} \sim I(1)$; si x_{1t} y x_{2t} conservan un vector de cointegración tal que la combinación lineal de estas variables esté integrada de primer orden, entonces existe la posibilidad de que dicha combinación lineal este cointegrada con x_{3t} , la cual también está integrada de primer orden. Si esto acontece, entonces existe un vector de cointegración tal que la combinación lineal entre las tres variables sea estacionaria, es decir, $I(0)$.

Greene (1998) indica que en una combinación lineal de n variables, el orden relevante de integración es el más alto. Por lo tanto, en el ejemplo anterior, es válido decir que las secuencias x_{1t} , x_{2t} y x_{3t} están cointegradas de orden $[2,2]$, ó que $\{x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}\} \sim CI(2,2)$, solo si existe un vector de cointegración tal que admita una combinación lineal estacionaria de estas variables.

3. Si el vector x_t tiene n componentes, puede haber hasta $(n-1)$ vectores de cointegración linealmente independientes. El número de los vectores de cointegración de un grupo de variables es llamado el *rango de cointegración*. Por lo tanto, el rango de cointegración puede tomar un valor no mayor a $(n-1)$. Si existen múltiples vectores de cointegración, puede no ser posible identificar las relaciones estructurales a partir de las relaciones de la forma reducida. Existirá, por tanto, un problema de *sobre-identificación*, es decir, que se tendrá más información de la necesaria para obtener el valor de un parámetro estructural.

Referente a esta característica, Greene (1998) ofrece una prueba sencilla de por qué solo puede haber $(n-1)$ vectores de cointegración linealmente independientes. A partir de la ecuación (A9), si β representa una matriz de orden $(n \times n)$, donde existen n vectores de cointegración linealmente independientes, entonces será posible obtener la inversa de la matriz β . Esto implica que mediante un conjunto de operaciones de renglón sobre la matriz β es posible convertir ésta en una matriz identidad de orden

($n \times n$). Cada renglón de la matriz identidad representará una combinación lineal que producirá una secuencia estacionaria; por lo tanto, todos los renglones de la matriz identidad serán vectores de cointegración. Sin embargo, con estos vectores de cointegración cada variable x_{it} será equivalente a un proceso estacionario *por si misma*, lo cual es una *contradicción*, porque permitimos desde un principio que todas las variables del vector \mathbf{x}_t fueran $I(1)$.

4. La cointegración entre **dos variables** implica una igualdad entre las *tendencias estadísticas* de dichas variables; sólo de esta forma una combinación lineal de ellas será $I(0)$.

C. Tendencias Comunes

En un modelo de trayectoria aleatoria, la tendencia estocástica la forman todas las innovaciones que se suman al valor pasado del proceso. En el modelo

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \text{ó}$$

$$x_t = x_0 + \sum_{i=0}^t \varepsilon_i \quad (\text{A10})$$

la tendencia estadística la conforma la sumatoria de las innovaciones. Este término imparte un cambio permanente en la media condicional de la serie.

Sean y_t y z_t dos secuencias temporales tales que su trayectoria esté determinada por las siguiente ecuaciones:

$$y_t = \mu_{yt} + \varepsilon_{yt}, \quad y$$

$$z_t = \mu_{zt} + \varepsilon_{zt} \quad (\text{A11})$$

donde μ_{it} , es un proceso de trayectoria aleatoria de la variable i en el periodo t , y

ε_{it} , es el componente estacionario de la variable i en el periodo t .

Si y_t y z_t están cointegradas de orden $[1,1]$, entonces existe un vector $\beta = (\beta_1, \beta_2)$ que admita una combinación lineal estacionaria entre estas series, y que puede representarse como sigue:

$$\begin{aligned}\beta_1 y_t + \beta_2 z_t &= \beta_1(\mu_{yt} + \varepsilon_{yt}) + \beta_2(\mu_{zt} + \varepsilon_{zt}) \\ &= (\beta_1 \mu_{yt} + \beta_2 \mu_{zt}) + (\beta_1 \varepsilon_{yt} + \beta_2 \varepsilon_{zt})\end{aligned}\tag{A12}$$

Si $\beta_1 y_t + \beta_2 z_t$ es estacionario, entonces $\beta_1 \mu_{yt} + \beta_2 \mu_{zt}$ debe ser igual a cero, de no ser así, una de las tendencias dominaría la relación de y_t y z_t . Como la suma entre los términos de error es estacionario, entonces para que la combinación lineal sea $I(0)$, es necesario que:

$$\begin{aligned}\beta_1 \mu_{yt} + \beta_2 \mu_{zt} &= 0, & \text{ó} \\ \mu_{yt} &= -\beta_2 \mu_{zt} / \beta_1\end{aligned}\tag{A13}$$

Dada su naturaleza de procesos aleatorios, μ_{yt} y μ_{zt} son variables que cambiarán continuamente a través del tiempo. La única forma de asegurar que (42) se cumpla, considerando que $\beta_1, \beta_2 \neq 0$, es que las tendencias estocásticas de μ_{yt} y μ_{zt} sean idénticas al escalar $-\beta_2/\beta_1$.

Lo esencial del enfoque de las tendencias comunes, estudiado por Stock y Watson (1988), es que los parámetros del vector de cointegración deben ser tales que *depuren* la tendencia de una combinación lineal. La cointegración ocurrirá cuando la tendencia de una variable pueda ser explicada por la combinación lineal de las tendencias de las demás variables involucradas. Para el caso generalizado de n variables, permitamos al vector x_t tomar la forma de:

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (\text{A14})$$

donde $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$
 $\boldsymbol{\mu}_t = (\mu_{1t}, \mu_{2t}, \dots, \mu_{nt})'$
 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, es un vector ($n \times 1$) de componentes irregulares o términos de error.

Si una tendencia puede ser expresada como una combinación lineal de las restantes tendencias en el sistema, entonces existe un vector $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$, tal que

$$\beta_1 \mu_{1t} + \beta_2 \mu_{2t} + \dots + \beta_n \mu_{nt} = 0$$

por lo que, premultiplicando \mathbf{x}_t por el vector $\boldsymbol{\beta}$, tenemos

$$\boldsymbol{\beta} \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\beta} \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\beta} \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \text{como } \boldsymbol{\beta} \boldsymbol{\mu}_t = 0, \text{ entonces}$$

$$\boldsymbol{\beta} \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\beta} \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \text{así, } \boldsymbol{\beta} \mathbf{x}_t \text{ es una combinación lineal estacionaria.}$$

El ejemplo anterior solo se refiere al caso cuando el rango de cointegración es igual a uno, pero estas propiedades pueden ser generalizadas al caso cuando hay $r < (n-1)$ vectores de cointegración linealmente independientes. De cualquier manera, la importancia sigue siendo la misma, la cointegración implica que las tendencias de las variables involucradas se nulifiquen en cada una de las combinaciones lineales independientes.

D. Modelo de Corrección del Error

La característica de las variables cointegradas es que pueden sufrir desviaciones de sus trayectorias de equilibrio de largo plazo. Si el sistema vuelve a su equilibrio, los movimientos de algunas variables deberán corresponder a la magnitud del desequilibrio. Entonces, la dinámica de corto plazo debe estar influenciada por la perturbación de largo plazo; así, la brecha entre los valores actuales y los

prevalecientes en el equilibrio debe disminuir. El modelo que permite esta dinámica es el de *corrección del error*.

Sea e_t el logaritmo natural del tipo de cambio nominal en el periodo t , y x_t el vector que aglutina todas las variables que determinan el tipo de cambio. Si β es un vector de parámetros que relaciona al tipo de cambio con sus determinantes, entonces podemos describir esta relación como:

$$e_t = \beta x_t + \varepsilon_t, \quad (A15)$$

donde $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$, y n es el número de variables determinantes,
 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$,
 ε_t , es el término irregular.

Permitamos que todos los elementos del vector x_t , así como e_t , estén integrados de orden uno. Un modelo de corrección del error simple para la dinámica de corto plazo entre estas variables estará dado por:

$$\Delta e_t = \alpha_e (e_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_{et}, \quad \alpha_e > 0 \quad (A16)$$

$$\Delta x_t = -\alpha_x (e_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_{xt}, \quad \alpha_x > 0 \quad (A17)$$

donde ε_{et} y ε_{xt} son perturbaciones de ruido blanco que pueden estar correlacionadas.

α_e y α_x son los parámetros de la velocidad de ajuste.

El término entre paréntesis representa la desviación de largo plazo de la relación de equilibrio entre el tipo de cambio y sus determinantes con un periodo de rezago. Si la desviación es cero, entonces el cambio en la valor de la divisa y sus determinantes seguirán un proceso de ruido blanco, y su esperanza será cero. Las dos ecuaciones precedentes solo nos dicen que el cambio actual de las variables incluidas en nuestra

relación de equilibrio dependerá de la desviación con respecto a éste del periodo anterior.

Como antes señalamos, e_t y x_t están integradas de orden uno, por tanto, sus primeras diferencias deberán ser estacionarias, esto es que Δe_t y $\Delta x_t \sim I(0)$. Como ε_{et} y ε_{xt} también son $I(0)$, entonces $(e_t - \beta x_t)$ es una combinación lineal que representa un proceso de ruido blanco. Se sigue que e_t y x_t deben estar cointegradas de orden $[1,1]$, con un vector de cointegración igual a $(1, -\beta)$.

Estos resultados no se ven alterados si agregamos términos de rezago de los cambios en las variables implicadas en nuestra relación y constantes; de esta forma, tenemos

$$\Delta e_t = a_{10} + \alpha_e(e_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum a_{11}(i) \Delta e_{t-i} + \sum a_{12}(i) \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{et}, \quad (A18)$$

$$\Delta x_t = a_{20} - \alpha_x(e_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum a_{21}(i) \Delta e_{t-i} + \sum a_{22}(i) \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{xt}, \quad (A19)$$

El modelo de corrección del error que se ha descrito en las ecuaciones anteriores no es más que un modelo de vectores autorregresivos (VAR) bivariado en primeras diferencias, aumentado por el término de corrección del error $(e_{t-1} - \beta x_{t-1})$. Si, en su caso, el parámetro de velocidad de ajuste del tipo de cambio (α_e) junto con todos los coeficientes $a_{12}(i)$ fueran igual a cero, entonces el término de cambio del valor de la divisa resultaría inafectado por la perturbación de largo plazo; así, todo el ajuste para regresar al equilibrio lo efectuarán las variables del vector x_t . En dicha situación, se dice que el conjunto de las variables que conforman el vector x_t *no es causal de e_t en el sentido de Granger*.

La **causalidad en el sentido de Granger**, aplicada a nuestro caso, admite el hecho de que las innovaciones pasadas y presentes de cualquiera de las variables del vector x_t tengan efecto sobre la tendencia o secuencia del tipo de cambio. En tal caso, x_t será causal en el sentido de Granger de e_t .

Es importante remarcar que el modelo de corrección del error requiere para su consistencia que al menos uno de los parámetros de ajuste sea diferente de cero. De otro modo, las variables implicadas no estarán cointegradas y el modelo de corrección del error no tiene sentido; en cuyo caso, será mejor utilizar una representación VAR.

Sin embargo, estimar las ecuaciones (A18) y (A19) a través de una representación VAR en primeras diferencias sería totalmente inapropiado cuando realmente existe una relación de cointegración entre las variables implicadas. La estimación con VAR sería equivalente a remover el término de corrección del error cuando éste es significativo, por lo tanto, la relación entre el tipo de cambio y sus determinantes quedaría mal especificado. De hecho, la cointegración entre las variables del modelo impone restricciones a ciertos parámetros de la representación de vectores autorregresivos, que no se respetarían si estimamos nuestra relación de equilibrio a través de un VAR.

De aquí, podemos concluir contundentemente que *la estimación del modelo de corrección del error implica una estimación de un modelo de vectores autorregresivos restringidos, aumentado por el término de corrección del error. Además, la consistencia de una representación de corrección del error de variables $I(1)$, como en nuestro ejemplo, implica necesariamente la cointegración de orden $(1,1)$ entre las variables implicadas.*

Esto ilustra el **Teorema de Representación de Granger**, el cual dicta que *para cualquier conjunto de variables $I(1)$, la representación de corrección del error y cointegración son representaciones equivalentes.*

Para representar mejor la relación entre la cointegración, la corrección del error y las restricciones impuestas a la representación VAR, sírvanos ejemplificar una versión generalizada de un modelo de corrección del error. Consideremos un vector $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$, cuyos elementos se encuentran cointegrados de orden $[1,1]$ y con un rango

de cointegración de $r < n$. Partamos de un sistema de ecuaciones de corrección del error, el cual es

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (A18)$$

donde y_t es un vector de orden $(n \times 1)$,

ε_t es un vector de orden $(n \times 1)$ de términos irregulares

Π es una matriz de orden $(n \times n)$ integrada por los elementos π_{ij} , donde 'i' corresponde al renglón y 'j' a la columna.

El aspecto crucial para la cointegración es el *rango de la matriz* Π , es decir, el número de renglones linealmente independientes que conserva dicha matriz. Si el rango es nulo o cero, entonces todos los elementos de la matriz serán igual a cero; esto es que $\pi_{ij} = 0$, para todo 'i' y 'j'. El sistema (47) será equivalente a una representación VAR en primeras diferencias, por lo que las variables del sistema no estarán cointegradas.

Si el rango de Π es completo, es decir, que tiene n renglones linealmente independientes, entonces el sistema de largo plazo (donde la esperanza del error es igual a cero) queda resuelto como:

$$\begin{aligned} \pi_{11}y_{1t} + \pi_{12}y_{2t} + \dots + \pi_{1n}y_{nt} &= 0 \\ \pi_{21}y_{1t} + \pi_{22}y_{2t} + \dots + \pi_{2n}y_{nt} &= 0 \\ \dots & \dots \\ \pi_{n1}y_{1t} + \pi_{n2}y_{2t} + \dots + \pi_{nn}y_{nt} &= 0 \end{aligned} \quad (A20)$$

Lo que representa un sistema de ecuaciones de rango completo. De nuevo, no existe ninguna relación de cointegración entre las variables del sistema, dado que el rango de cointegración es de orden completo, esto es que $r = n$. En este punto, se sugiere revisar la prueba de Greene (1998) sobre el rango de cointegración de la página 65 del presente trabajo. Como se vio en dicha demostración, si las n variables se enfrentan a n restricciones de largo plazo, entonces cada una de estas variables deberían ser

estacionarias, lo que representa una contradicción y una inconsistencia al modelo de corrección del error.

Si el rango de cointegración es igual a uno, lo que implica a su vez que solo existe un renglón linealmente independiente en la matriz Π , el vector de cointegración será dado por cualquier renglón de Π . De esta manera, el sistema puede ser descrito con una forma de corrección del error más familiar. Si, por ejemplo, deseamos normalizar un vector para la variable y_{1t} a partir de

$$\Delta y_{1t} = \pi_{11}y_{1t-1} + \pi_{12}y_{2t-1} + \dots + \pi_{1n}y_{nt} + \varepsilon_{it}$$

podemos fijar unas constantes α_1 y β_{ij} , tal que $\alpha_1 = \pi_{11}$, y $\beta_{ij} = \pi_{ij}/\pi_{11}$, de esta forma obtenemos:

$$\Delta y_{1t} = \alpha_1(y_{1t-1} + \beta_{12}y_{2t-1} + \dots + \beta_{1n}y_{nt}) + \varepsilon_{it} \quad (A21)$$

El parámetro α_1 representa la velocidad de ajuste de la variable y_{1t} para regresar al equilibrio. La expresión entre paréntesis igualada a cero representa una relación de equilibrio de largo plazo y su vector de cointegración está dado por $(1, \beta_{12}, \beta_{13}, \dots, \beta_{1n})$.

Si $r = 2$, entonces los valores de largo plazo de las variables del sistema deben satisfacer las dos siguientes relaciones:

$$\pi_{11}y_{1t-1} + \pi_{12}y_{2t-1} + \dots + \pi_{1n}y_{nt} = 0$$

$$\pi_{21}y_{1t-1} + \pi_{22}y_{2t-1} + \dots + \pi_{2n}y_{nt} = 0, \quad (A22)$$

las cuales pueden ser apropiadamente normalizadas.

Queda claro, entonces, que el rango de cointegración estará en función del rango de la matriz Π . Si dicho rango es completo, o si es nulo, no existirá ninguna relación de

cointegración entre las variables del sistema. Si, de otro modo, el rango de la matriz Π es incompleto, entonces pueden existir hasta $(n-1)$ vectores de cointegración linealmente independientes.

Existen hasta el momento dos grandes metodologías para probar la existencia de cointegración entre las variables de cualquier sistema. La metodología de Engle-Granger se concentra en el caso de un solo vector de cointegración y busca determinar si las perturbaciones con respecto a la relación de equilibrio son estacionarias. La metodología de Johansen (1988) pretende determinar el rango de la matriz Π y, a partir de ello, encontrar todos los vectores de cointegración que configuran las relaciones de equilibrio del sistema.

