

160
29.



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA
DE MEXICO

FACULTAD DE ECONOMIA

TIPO DE CAMBIO REAL EN MEXICO:
¿SIGUE UN CAMINO ALEATORIO?

TESIS PROFESIONAL
QUE PARA OBTENER EL TITULO DE:
LICENCIADO EN ECONOMIA
P R E S E N T A :
ANGEL NICOLAS SALINAS GONZALEZ



CIUDAD UNIVERSITARIA. MEXICO, D. F.

1998

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

265332



Universidad Nacional
Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

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

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

**DEDICO ESTE TRABAJO A QUIENES ME APOYARON
DE MANERA INCONDICIONAL PARA SU TERMINACIÓN.**

**A MIS PADRES:
JUAN SALINAS VAZQUEZ
SARA GONZÁLEZ MARTÍNEZ**



**A MIS HERMANOS:
JOSE ANTONIO, JUAN,
FELIPE, PATRICIA, RAFAEL
Y FRANCISCO**

**A MI ASESOR:
DR. ALEJANDOR VILLAGOMEZ A.**

**A MIS AMIGOS:
JORGE, MATEO, RUBEN**

**A MIS SINODALES:
DR. ANDRES ZAMUDIO C.
LIC. NORMA A. GALLARDO B.
LIC. GERARDO ZAVALA R.
MTRO. JOEL SÁNCHEZ H.**

INDICE

I- INTRODUCCIÓN	3
II- MARCO TEÓRICO	6
II.1 PROCESOS ESTOCÁSTICOS ESTACIONARIOS Y LA EXISTENCIA DE RAÍZ UNITARIA DE UNA SERIE.....	6
II.2 LA HIPÓTESIS DE LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA.....	9
III- MEDICIÓN Y ALGUNAS CARACTERÍSTICAS IMPORTANTES DEL TIPO DE CAMBIO REAL	13
IV.- ANTECEDENTES HISTÓRICOS	17
V.- EXISTENCIA DE RAÍZ UNITARIA DE LA SERIE DE TIPO DE CAMBIO REAL	25
V.1. METODOLOGÍA ECONOMETRICA.....	25
V.2. EVIDENCIA EMPÍRICA.....	28
V.2.1. SERIE DEL TCR MENSUAL.....	28
V.2.2. SERIE DEL TCR ANUAL.....	30
V.3. MODELOS ARIMA Y PRUEBA DE HETEROCEDASTICIDAD CONDICIONAL PARA LAS SERIES DEL TCR.....	32
V.3.2. TCR A CORTO PLAZO.....	35
VI- PRUEBA DE LA HIPÓTESIS DE LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA	40
VI.1. METODOLOGÍA ECONOMETRICA.....	40
VI.2. EVIDENCIA EMPÍRICA.....	42
VI.2.1. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN CON DATOS MENSUALES (CORTO PLAZO).....	43
VI.2.2 PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN CON DATOS ANUALES (LARGO PLAZO).....	49
VII- CONCLUSIONES	56
ANEXO ESTADÍSTICO	60
BIBLIOGRAFÍA	79

I.- INTRODUCCIÓN.

Algunos analistas atribuyen al manejo inadecuado de la política monetaria como una de las principales causas la crisis financiera y económica que enfrentó México en diciembre de 1994; en particular, al manejo "erróneo" de la tasa de interés y del tipo de cambio nominal (TCN). El TCN tiene una especial importancia para los fines de la política económica, ya que un cambio drástico de esa variable altera de manera dramática los precios relativos de una economía doméstica con respecto al exterior. Es decir, un movimiento del TCN provoca que los términos de intercambio de un país se modifiquen, suponiendo que los precios internos y externos tardan cierto periodo en ajustarse, alterando así el tipo de cambio real (TCR)¹.

Otro aspecto importante a resaltar es que los agentes económicos, tanto del sector privado como del sector público (sobre todo aquellos que tienen relaciones económicas y financieras con el exterior) enfrentan gran incertidumbre al momento de tomar sus decisiones de producción e inversión cuando los términos de intercambio sufren perturbaciones no esperadas (por ejemplo, la devaluación de diciembre de 1994). Al respecto, Arellano (1993) muestra que mientras el TCR de las naciones del sudeste asiático presentó un comportamiento relativamente estable y por tanto predecible, en los países latinoamericanos el TCR mostró numerosas y abruptas oscilaciones, consecuentemente desincentivó el accionar en horizontes de mediano y largo plazo.

Por otro lado pero en el mismo sentido, es aceptado a nivel teórico que un exceso de volatilidad del TCR, llevará a importantes costos en términos de bienestar y en particular en términos de una desviación del TCR de su nivel de equilibrio de largo plazo (Edwards, 1989). Mantener el TCR a un nivel "erróneo" genera señales equivocadas y grandes daños al nivel de competitividad al sector de bienes comerciables (Willet, 1986).

¹ El Tipo de Cambio Real mide la competitividad de un país en el comercio internacional. Está dado por la relación entre los precios de los bienes producidos en el exterior, expresados en la moneda del país, y los precios de los bienes producidos en el exterior. En el apartado III se presenta una definición más amplia y una medición empírica de esta variable.

De acuerdo a todo lo anterior, resulta de especial importancia el estudio y análisis de las fluctuaciones del TCR. Sin embargo, es importante señalar que no es lo mismo tener fluctuaciones de corto plazo que de largo plazo. Por lo tanto, el objetivo de este estudio es analizar el TCR utilizando datos mensuales (como corto plazo) y datos anuales (como largo plazo) para abarcar los dos horizontes temporales mencionados. Así, una vez obtenidos los resultados del análisis se pretende comparar ambos casos de manera mutua.

En este marco se plantean como hipótesis de trabajo las siguientes: 1) en el corto plazo el TCR sigue un proceso estocástico no estacionario², lo que implica que los cambios que sufre esta variable son de carácter permanente y no transitorios; es decir, las perturbaciones monetarias afectan a los precios relativos y, por lo consiguiente, al sector real de la economía; y 2) en el largo plazo el TCR sigue un proceso estocástico estacionario, ya que al medirse esta variable en valores anuales, los precios relativos se han ajustado al nuevo escenario y los choques que haya enfrentado el TCR son de carácter transitorio, es decir no perduran por más de un periodo.

La estructura del presente estudio comienza describiendo las dos teorías que sustentan el análisis empírico del trabajo, esto se hace en el apartado I. Una de ellas es el planteamiento acerca de la estacionariedad ó no de una serie de tiempo, el cual tiene importantes implicaciones teóricas. La otra teoría es la hipótesis de la paridad del poder de compra (HPPC), la cual es una teoría de la determinación del TCN.

Para describir las fluctuaciones que ha sufrido el TCR en México, en el apartado II, se expone una propuesta de la medición empírica de esta variable y algunas medidas estadísticas.

En la sección III se presenta una síntesis de los hechos más sobresalientes en relación a la política económica y, en especial, de la política cambiaria de 1978 a 1995, que es parte del periodo de análisis empírico.

Por otro lado, y para corroborar las hipótesis, se realizan dos pruebas que tienen una relación estrecha. En la sección IV se presenta la prueba de la existencia de raíz unitaria de las series del TCR tanto en el corto como en el largo plazo: si se concluye que alguna o ambas series tienen raíz unitaria, entonces dicha serie o ambas están generadas por un

² Este concepto se define en el apartado II.1.

proceso estocástico no estacionario. En la sección V se presenta la prueba del cumplimiento de la HPPC; ésta se lleva a cabo con técnicas de cointegración. El rasgo importante de esta prueba es que la HPPC es interpretada como co-movimientos del tipo de cambio nominal y la tasa de nivel de precios internos a externos; si se cumple la HPPC los cambios en los precios se reflejan en el TCN en un equilibrio de largo plazo y por lo tanto el TCR se mantiene constante en esta relación; aquí es donde radica la relación entre las pruebas que se realizan en este estudio.

Por último, en la sección VI se presentan las conclusiones del análisis empírico para el caso de México.

II.- MARCO TEÓRICO

II.1 Procesos estocásticos estacionarios y la existencia de raíz unitaria de una serie.

Nelson y Plosser (1982) realizaron un estudio acerca del comportamiento de diversas series macroeconómicas y observaron que estas últimas tienen una respuesta dinámica a una innovación y, por lo tanto, lo consideran como un fenómeno importante que debe ser explicado por la teoría. Además, argumentaron que éstas son no estacionarias alrededor de una tendencia determinística, es decir, que si una serie es no estacionaria entonces implica que no hay una tendencia a regresar a algún valor de equilibrio.

El replanteamiento de este enfoque tradicional trajo como consecuencia el desarrollo de técnicas basadas en el análisis de series de tiempo con dominio en el tiempo desarrolladas por David Deckey y Wayne Fuller (1981).

Así, el concepto de estacionariedad es importante en el análisis de series de tiempo en economía. Para entender dicho concepto suponga que una serie de tiempo económica Z_t es generada por un proceso estocástico; es decir, puede considerarse generada a partir de una serie de choque aleatorios independientes (a_t), cuyos valores sucesivos de la serie de tiempo mencionada pueden ser altamente dependientes. Se supone que estos choques aleatorios son realizaciones independientes de una variable aleatoria, la cual tiene una media cero y varianza igual a σ^2 . A esta sucesión de variables aleatorias (a_t) se le conoce como ruido blanco. Esta idea, entonces, puede expresarse de la siguiente manera:

$$Z_t = \mu + a_t - \psi_1 a_{t-1} - \psi_2 a_{t-2} - \dots \quad (1)$$

$$Z_t = \mu + \psi(B)a_t \quad (2)$$

en donde μ es un parámetro que determina el nivel del proceso y $\psi(B)$ es el polinomio de retraso³. Ahora, para poder caracterizar a un proceso estocástico es necesario conocer la

³ El polinomio de retraso se define como $\psi(B) = 1 - \psi_1 B - \psi_2 B^2 - \dots$

función de densidad conjunta de todas las variables aleatorias involucradas. Sin embargo, esto no es práctico en una situación real, ya que sólo se cuenta con un dato de la realización de cada variable aleatoria, es decir la misma serie de tiempo realizada. Para hacer más claro esto, suponga que la media del proceso estocástico Z_t es μ_t , es decir:

$$E(Z_t) = \mu_t \quad (3)$$

entonces, de acuerdo con (1) se tiene:

$$\mu_t = \mu + E(a_t - \psi_1 a_{t-1} - \psi_2 a_{t-2} - \dots) \quad (4)$$

ya con esta expresión se puede intentar obtener la esperanza de la suma, pero esto no es válido necesariamente, a menos que se tenga:

$$\psi_0 + \sum_{i=1}^{\infty} |\psi_i| < \infty \quad (5)$$

donde $\psi_0=1$; esto es, para que la esperanza de la suma exista se requiere que la suma de ponderaciones en valor absoluto converja, si esto ocurre tenemos:

$$E(Z_t) = \mu \quad (6)$$

ya que $E(a_t) = 0$ para toda t . Por lo tanto si (5) se cumple, la media del proceso no depende del tiempo, lo cual implica en particular que aun cuando durante un cierto periodo el proceso se aleje de la media, éste siempre regresará a una vecindad de la misma.

La varianza del proceso Z_t se obtiene fácilmente a partir de su definición, es decir, si γ_0 es la varianza de Z_t ,

Asimismo, el operador retraso se define como: sea Y_t una serie de tiempo, entonces $BY_t = Y_{t-1}$, $B^2Y_t = Y_{t-2}$, y para todo retraso k tenemos $B^k = Y_{t-k}$

$$\begin{aligned}
\gamma_0 &= E\{(Z_t - \mu)^2\} \\
&= E\{(a_t - \psi_1 a_{t-1} - \psi_2 a_{t-2} - \dots)^2\} \\
&= E\{a_t^2 + \psi_1^2 a_{t-1}^2 + \psi_2^2 a_{t-2}^2 + \dots\} - E(\text{productos cruzados de } \psi_i a_{t-i} \text{ y } \psi_j a_{t-j}) \\
&= \sigma_a^2 \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i^2 \tag{7}
\end{aligned}$$

expresión que tendría sentido solamente cuando $\sum_{i=0}^{\infty} \psi_i^2$ converja, lo cual ocurre si (5) se cumple. La razón por la cual los productos cruzados desaparecen, es por el supuesto que se hace sobre las (a_t) , de que son variables aleatorias independientes con media cero.

Ahora, al considerar a una serie de tiempo como un proceso estocástico se debe tener en mente a todas las variables aleatorias $Z_1, Z_2, \dots, Z_t, \dots, Z_N$, de forma tal que resulta necesario estudiar al covarianza entre Z_t y Z_{t+k} . Dicha covarianza se denota por $\gamma_k = \text{Cov}(Z_t, Z_{t+k})$ y viene dada por:

$$\gamma_k = \sigma_a^2 \left(\sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \psi_{k+i} - \psi_k \right) \tag{8}$$

además $\gamma_k = \gamma_{-k}$. De nuevo, tomar la esperanza para obtener (8) sólo se justifica si $\sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \psi_{k+i}$ converge, y esto es cierto cuando (5) se cumple.

Es importante apreciar que en las expresiones (6), (7) y (8) no aparece t , lo cual implica que ni el nivel de la serie, ni su variabilidad dependen del tiempo. Con respecto a la covarianza, no existe dependencia del tiempo, pero sí de la separación (k) que hay entre las variables. Así a los procesos que cumplen con que sus momentos de primero y segundo orden de les denomina estacionarios de segundo orden⁴.

El análisis de la existencia de raíces unitarias en las series económicas tiene estrecha relación con el concepto descrito de un proceso estocástico estacionario, es decir, sí se comprueba que una serie de tiempo tiene raíz unitaria quiere decir que la serie es un proceso estocástico no estacionario⁵. La implicación teórica que tiene este resultado es que sí una serie sigue un camino aleatorio (proceso estocástico no estacionario) entonces los choques o

⁴Esta parte presentada es un resumen de Guerrero (1991) de la parte de "Procesos estacionarios".

⁵Esta afirmación se desarrolla ampliamente en la parte V.1.

innovaciones tienen la característica de ser permanentes y no transitorios. Si se rechaza la hipótesis de la existencia de raíz unitaria entonces el proceso estocástico es estacionario y los choques o innovaciones son de naturaleza transitoria y no permanente.

En este sentido, si se comprueba la hipótesis de la existencia de raíz unitaria entonces implica que la tendencia del TCR para regresar a algún valor de equilibrio de largo plazo es débil o no existe. Simétricamente, si se rechaza la hipótesis de la existencia de raíz unitaria entonces el TCR tiende a dirigirse a algún valor de equilibrio. Es importante resaltar que esta implicación se encuentra estrechamente relacionada con la prueba que se realiza de la HPPC.

II.2 La Hipótesis de la Paridad del Poder de Compra.

La HPPC es una teoría de la determinación del tipo de cambio nominal. Esta teoría postula que el TCN entre dos monedas sobre un periodo de tiempo es determinado por el cambio en el nivel de precios relativos en esos dos países; es decir, que el cambio porcentual que se da en el TCN es igual al diferencial de inflaciones de dos países (para el caso bilateral).

Se define p_i como el precio del bien "i" domésticamente y p_i^* como el precio del bien "i" en el país externo y "e" como el tipo de cambio nominal. El tipo de cambio nominal es medido como el número de unidades de moneda interna por unidad de moneda externa. Asimismo, se define P y P^* como el nivel de precios domésticos y foráneos medidos en sus respectivas monedas.

La versión fuerte o absoluta de la HPPC se fundamenta en la "ley de un sólo precio". Esta ley nos indica que un mismo bien no puede ser vendido a diferentes precios y en diferentes lugares al mismo tiempo. La HPPC en esta versión establece que si el arbitraje internacional es posible⁶, entonces la moneda local debe tener el mismo poder de compra que el resto de las monedas foráneas. Es decir, que si la moneda local tiene más poder de compra al interior que al exterior entonces habrá más oportunidades de beneficio de comprar domésticamente y vender en el exterior, lo cual llevaría a los precios domésticos a la alza en

⁶ El arbitraje se define como la operación de cambio de valores mercantiles, en la que se busca la ganancia aprovechando la diferencia de precios entre unas plazas y otras en términos espaciales y temporales.

comparación a los precios externos (aumentarían los precios relativos). De igual manera, si la moneda local tiene más poder de compra al exterior que domésticamente, entonces habrá más oportunidades de beneficio de vender domésticamente y comprar en el exterior, lo cual llevaría a los precios domésticos a la baja en comparación con los externos (bajarían los precios relativos). De esta manera, los precios relativos tenderían a igualarse. Es decir que:

$$p_i = ep_i^*$$

Consideremos ahora el índice de precios domésticos $P = f(p_1, p_2, \dots, p_i, \dots, p_n)$ y el índice de precios externo $P^* = g(p_1^*, p_2^*, \dots, p_i^*, \dots, p_n^*)$. Si los precios de cada bien, en moneda doméstica, son igualados entre los países y si los mismos bienes tiene la misma ponderación en las canastas de bienes, entonces por definición la HPPC se cumple. La ley de un sólo precio no solo se cumple en un bien sino se extiende también a los niveles de precios agregados. Por lo tanto, la HPPC en su versión absoluta queda de la siguiente manera:

$$e = P/P^*$$

La implicación de la versión absoluta de la HPPC es que si se produce una perturbación real o monetaria en la economía los precios de una canasta común de bienes en los dos países serán los mismos, es decir, $e (P^*/P) = 1$ en todo momento. Esto implica que las perturbaciones tendrán un efecto transitorio y no permanente.

Desde el punto de vista teórico no hay objeción alguna a esta teoría. Sin embargo, empíricamente el supuesto de la igualación de precios, derivado de la "ley de un sólo precio", es debatible, ya que existen costos de transporte y otros obstáculos al comercio (por ejemplo aranceles y cuotas).

A pesar de que estas restricciones al comercio existen, ello no impide que los precios en moneda común de cualquier bien dado en lugares diferentes deberían estar estrechamente relacionados y en un proceso de arbitraje; es decir, esos precios no serán igualados literalmente pero si se encontrarán estrechamente relacionados. Así, tenemos que los obstáculos al comercio y competencia imperfecta limitan la versión fuerte o absoluta de la HPPC.

La versión débil o relativa de la HPPC replantea la teoría en términos de cambios en los precios relativos y el tipo de cambio nominal.

Se postula la siguiente relación: $e = \alpha (P/P^*)$

Donde α es un parámetro que refleja los obstáculos al comercio.

Tomando la variación porcentual ($\Delta\%$) en ambos lados de la ecuación anterior, tenemos:

$$\Delta\%e = \Delta\%\alpha + \Delta\%P - \Delta P^*$$

Si suponemos que los obstáculos al comercio no cambian, es decir permanecen constantes, entonces la $\Delta\%\alpha = 0$. Por lo tanto, un incremento en los precios domésticos en relación a los externos implica una depreciación de igual proporción de la moneda doméstica, es decir:

$$\Delta\%e = \Delta\%P - \Delta P^*$$

La versión absoluta de la HPPC fue determinada en términos de precios relativos, en diferentes monedas y lugares, de una canasta común y dada de bienes idénticos. De esta versión a la débil o relativa se utiliza como una manera de encubrir los problemas que surgen con los costos de transporte y los obstáculos al comercio. Sin embargo, existe otra razón de este cambio, la cual es que la práctica nos lleva a usar la HPPC en términos de índices de precios particulares como el índice de precios al consumidor, al productor o el deflactor implícito del PIB. Si las ponderaciones en los índices son diferentes o los bienes no son estrictamente idénticos el recurso de la "ley de un sólo precio" no puede ser empleado como soporte de la HPPC. Sin embargo, la HPPC puede cumplirse aún en su forma débil, si las perturbaciones satisfacen las condiciones de homogeneidad postuladas por la teoría monetaria, el cual afirma que una perturbación monetaria, deja sin cambiar todos los precios relativos de equilibrio, llevando así a un cambio en igual proporción en el dinero y en todos los precios, incluyendo el tipo de cambio nominal, es decir que una perturbación nominal no va a afectar al sector real vía el cambio en los precios relativos y por lo tanto se cumple la dicotomía clásica. En este caso especial la HPPC se cumple aun si la "ley de un sólo precio" no es aplicada. La constancia de las variables reales bajo el supuesto de perturbaciones

monetarias asegura que una vez que la economía se ha ajustado el cambio del tipo de cambio nominal iguala la variación de precios de cualquier precio individual o el precio de cualquier canasta de bienes, así que la HPPC en su versión débil o relativa se aplica. Bajo estas condiciones la HPPC puede ser establecida en términos de índices de precios de bienes no comerciables. De manera adicional, se necesita un mecanismo de ajuste para que la HPPC sea una teoría de equilibrio: en el caso de bienes idénticos la teoría se basa en el arbitraje; no obstante, cuando los bienes no son estrictamente idénticos se debe suponer un alto grado de sustitución en el comercio internacional, siendo éste el mecanismo de ajuste a través del cual el ajuste TCN-precios se mantiene.

III.- MEDICIÓN Y ALGUNAS CARACTERÍSTICAS IMPORTANTES DEL TIPO DE CAMBIO REAL.

Existen diversas propuestas para medir y calcular el TCR. En el presente estudio se tomará la siguiente medida del TCR multilateral⁷:

$$TCR_m = \sum_{i=1}^n \alpha_i E_i \frac{P_i}{P_m}$$

Donde:

TCR_m : es el tipo de cambio real.

E_i : es el tipo de cambio nominal, unidades de moneda interna por unidad de moneda del i-ésimo país.

P_i : es un índice de precios de bienes comerciables del i-ésimo país.

P_m : es un índice de precios doméstico de bienes no comerciables.

α_i : es la participación porcentual en las exportaciones del país de estudio al i-ésimo país.

Sin embargo, existen algunos problemas empíricos para encontrar un índice de precios de bienes comerciables (P_i) y un índice de precios domésticos no comerciables (P_m). Para fines empíricos en este estudio se utilizan algunos índices de precios que son aproximados a los propuestos para medir el TCR. Edwards (1989) propone utilizar un índice de precios al consumidor como una aproximación de una canasta de bienes no comerciables y un índice de precios al productor o al mayoreo como una aproximación de una canasta de bienes comerciables.

Por lo tanto, para el presente estudio se tomará el TCR multilateral de México como se define de la siguiente manera:

⁷ Al respecto véase a Edwards (1989).

$$TCR_m = \sum_{i=1}^n \alpha_i E_i \frac{P_i}{P_m}$$

Donde:

TCR_m : es el tipo de cambio real multilateral de México.

E_i : es el tipo de cambio nominal, pesos por unidad de moneda del i -ésimo país.

P_i : es el índice de precios al productor del i -ésimo país, como una aproximación al índice de precios de bienes comerciables

P_m : es el índice de precios al consumidor de México como una aproximación al índice de precios domésticos de bienes no comerciables.

α_i : es la participación porcentual en las exportaciones de México al i -ésimo país.

Las ponderaciones se calcularon con base en el promedio de la participación relativa de las exportaciones al i -ésimo país en el periodo de 1980 a 1996, del total de exportaciones de México a esos países, que representa más de 95% de la exportaciones totales. Así las ponderaciones quedaron de la siguiente manera:

Cuadro 1

PAÍS	PONDERACIÓN
ESTADOS UNIDOS	0.8412
ALEMANIA	0.0155
JAPÓN	0.0390
ESPAÑA	0.061
FRANCIA	0.0280
REINO UNIDO	0.0047
HOLANDA	0.0055
BÉLGICA	0.0049

Fuente: Estos datos fueron calculados con información de Indicadores Económicos del Banco de México, Varios números.

Bajo esta perspectiva, el TCR mide los términos de intercambio del país doméstico; es decir, un aumento del TCR disminuirá el poder de compra de la moneda doméstica en comparación con el exterior. En este sentido, un aumento del TCN (recibimos menos moneda externa por moneda doméstica) y del P_i , así como una disminución en P_m incrementarán el TCR y, por lo tanto, el poder de compra de la moneda doméstica caerá; en caso contrario, llevarán a una caída del TCR y el poder de compra de la moneda doméstica aumentará. (aclaración: los cambios mencionados se dan suponiendo que las variables restantes permanecen constantes).

Como en el presente estudio se analizan las características (fluctuaciones) del TCR tanto en el largo como en el corto plazo se calcularon dos series de tiempo, una con periodicidad mensual, de enero de 1984 a noviembre de 1996, y la otra con periodicidad anual, de 1950 a 1996, ambas a precios de 1990. En el anexo estadístico se presentan los datos de las dos series del TCR

Uno de los aspectos importantes del estudio es la comparación del TCR en el largo y corto plazo, por lo que en el cuadro 2 se presentan algunas medidas estadísticas, en particular su promedio y varianza.

Cuadro 2
Estadísticas del Tipo de Cambio Real

TCR	MÁXIMO	MÍNIMO	MEDIA	VARIANZA	VARIANZA RELATIVA	COEFICIENTE DE VARIACIÓN
CORTO PLAZO	0.309	0.138	0.206	0.002005	0.044	0.22
LARGO PLAZO	3.87	1.77	2.76	0.2627	0.513	0.19

Fuente: Datos calculados con Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional.

Por los datos mostrados en el cuadro 2 se puede observar que el valor mínimo del TCR con datos mensuales del periodo de enero de 1984 a noviembre de 1997 fue de 0.138, con el nivel de mayor apreciación que corresponde al mes de enero de 1994, mientras que el valor mayor fue de 0.309 que correspondió al mes de diciembre de 1987, con el nivel mayor de depreciación del mencionado periodo. Por lo que toca a la serie de largo plazo (anual) en el periodo de 1950 a 1996 el mayor valor del TCR fue de 3.87, que correspondió a 1954

con el mayor nivel de depreciación, mientras que para el año de 1993 correspondió al nivel de mayor apreciación (1.77).

Asimismo, es importante no solo el nivel del TCR sino también lo es su variabilidad. Como se muestra en el cuadro 1 el coeficiente de variación, y con ello su variación relativa, de la serie de corto plazo (22%) es mayor que el de largo plazo (19%). A pesar de lo anterior, ambos coeficientes de variación son altos en comparación con el de los países del Este de Asia. Al respecto, Rogelio Arellano (1991) afirma que en estos países los ajustes del tipo de cambio real no sobrepasaron continuamente el 10% y además argumenta que no sólo el nivel del tipo de cambio real es importante como una política para promover el desarrollo industrial, sino que también es importante tomar en cuenta la variabilidad, ya que esta última puede transmitir incertidumbre a los sectores exportadores y en general a toda la economía. Es decir, que a pesar de que la serie de largo plazo muestra en su gráfica la tendencia a regresar a un nivel, su variabilidad es alta, comparada con los países del sudeste asiático.

Siguiendo a este autor, menciona que la varianza es una medida *ex-post*, no condicional a otras variables. Sin embargo, la incertidumbre está definida como la varianza condicional y es, por lo tanto, una medida *ex-ante*. Así, para realizar una aproximación del grado de incertidumbre es importante calcular un coeficiente de variación esperado como una aproximación de la varianza condicional para evaluar la incertidumbre tanto en el corto como en el largo plazo en el TCR⁸.

⁸ En el apartado donde se realizan las pruebas de raíces unitarias se estima un modelo de desviación estandar condicional para medir la incertidumbre.

IV.- ANTECEDENTES HISTÓRICOS

En esta sección se describe el entorno de la política económica y, en particular, el de la política cambiaria de 1978 a 1995.

Al presentarse, en 1978 una reducción del desequilibrio del sector externo (reducción del déficit de la balanza comercial de 4.6 a 1.6% del PIB de 1975 a 1977 respectivamente) y descubrimientos de importantes yacimientos petrolíferos, se esperaba una situación flexible en la balanza de pagos. Con estas expectativas el gobierno decidió dar un cambio en la política económica y convertirla en expansiva. Así, con este cambio se inició un proceso de crecimiento acelerado, guiado principalmente por el aumento de la inversión pública en la industria petrolera.

No obstante, los recursos excedentes de PEMEX no indujeron a un crecimiento estable de la economía, ya que la expansión económica estuvo sustentada por el crecimiento de la industria petrolera, dejando de lado el desarrollo del resto de los sectores económicos.

Al respecto, Jaime Ros (1984) afirma que:

“La expansión petrolera, desarticulada del resto de la economía, modifica la estructura económica en el sentido de una creciente vulnerabilidad... La expansión conduce a un tipo de especialización en el comercio internacional en el que los excedentes exportados involucran a un bien (petróleo) que habría de volverse crecientemente vulnerable a los cambios de la composición de la demanda en el exterior... Este tipo de especialización es el que más fácilmente reproduce la restricción de la balanza de pagos.” (p. 261).

El diferencial de las variaciones de los índices de precios entre México y los Estados Unidos tuvo como resultado una creciente sobrevaluación del peso. (véase gráfica 1). Como resultado de esta fuerte apreciación del peso, las exportaciones no petroleras enfrentaron restricciones para su crecimiento, debido a la pérdida de competitividad.

Lance Taylor (1984) afirma que "... la creación de la plataforma petrolera más la apreciación cambiaria fueron los principales elementos que influyeron en la cuenta corriente durante los años de auge".

Además, para finales de 1981 el crecimiento acelerado de la industria petrolera se enfrenta con límites de carácter externo: la caída de los precios internacionales del petróleo. Asimismo, el sistema financiero internacional enfrenta serias restricciones, a causa de la crisis económica en la que se encontraban los países desarrollados. La contracción de los créditos en el sistema financiero internacional lleva a una elevación de las tasas de interés, lo cual provoca que los pagos por concepto de intereses de la deuda externa del país se incrementen. Estos factores llevan a revertir el proceso de expansión económica que se basó en el auge del sector petrolero. La caída del precio internacional del petróleo, la carga del servicio de la deuda externa, un creciente déficit del sector público y una liberalización de las importaciones provocan una crisis económica que se manifiesta en una escasez aguda de divisas, llevando a que las expectativas de los agentes económicos sean negativas y se provoque una importante fuga de capitales.

Al inicio de 1982 las expectativas para una devaluación estaban dadas. El 18 de febrero de ese año el Banco de México anunció su retiro del mercado de cambios.

Adicionalmente, el 19 de febrero se da a conocer un programa de ajuste económico, el cual es de la más estricta austeridad financiera y presupuestal. Sin embargo, el ritmo de devaluación que se establece de febrero a julio de 1982 no fue lo suficiente para detener las fugas de capitales. Al iniciar el mes de agosto, la crisis de divisas resulta evidente; el esquema de irrestricta libertad cambiaria tiene que abandonarse. Así, el 5 de agosto se establece un mercado *dual* de divisas: un tipo de cambio preferencial y otro libre. Para el primero de septiembre de ese mismo año José López Portillo en su último informe de gobierno anuncia la nacionalización de la banca y un control integral de cambios. El control generalizado de cambios presupone dos paridades cambiarias oficiales: un tipo de cambio preferencial y otro ordinario. Sin embargo, este último llegaba tarde, la fuga de capitales y las escasas reservas internacionales impiden continuar con esta política cambiaria. Por lo anterior, al tomar el poder ejecutivo, Miguel de la Madrid decide regresar al tipo de cambio *dual*, a partir del 20 de diciembre de 1982.

Dos fenómenos eran característicos: inflación y crisis cambiaria, los cuales se retroalimentaban. La urgencia de un programa de ajuste económico radical era indispensable. En primer lugar, porque el ajuste gradual de febrero de 1982 no resolvió los

problemas de devaluación, fuga de capitales e inflación; en segundo, los sobresaltos en las relaciones financieras internacionales, a causa de la crisis de pagos en agosto de 1982. Además, México había tenido la experiencia de los efectos favorables del ajuste ortodoxo en la cuenta corriente, el déficit público y la inflación en 1977. Esta política está basada en las recomendaciones del FMI para países con problemas en su balanza de pagos, y se divide en dos líneas fundamentales: reordenación económica y cambio estructural.

Con respecto a la política cambiaria, al liberar el tipo de cambio, se pretende mantener el peso subvaluado para alterar los precios relativos internos con respecto a los externos; esto último con el objetivo de impulsar las exportaciones y disminuir el ritmo de crecimiento de las importaciones para así reducir el déficit de la balanza comercial. Además, se busca impulsar la reestructuración económica para orientar el crecimiento hacia el mercado externo.

En este periodo, el TCN pasa a ser un instrumento de la política económica; al plantearse la liberalización del TCN se pretende mantener una paridad cambiaria subvaluada que promueva las exportaciones y actúe en detrimento de las importaciones. Es decir, TCN pasa a ser un mecanismo de ajuste de la economía y deja de ser un objetivo para mantener la estabilidad macroeconómica; en el corto plazo se deja de lado el objetivo de controlar la inflación, por el del equilibrio del sector externo.

La recomendación del FMI en materia cambiaria siempre giró en torno a la adopción de un mercado cambiario unificado, un sólo TCN que se ajuste a la ley de la oferta y la demanda. Sin embargo, el gobierno mexicano argumentó que dicho mercado sería volátil y que tendría efectos negativos sobre la producción y la inflación. Por ello resultaba más conveniente dos mercados de divisas, uno sujeto a control y otro libre.

En 1984 el relajamiento de la política devaluatoria, junto con el control de salarios y de los precios y tarifas del sector público, se tradujo en una reducción de la inflación. Sin embargo, el aumento del diferencial de precios internos y externos llevó a una disminución del nivel de depreciación, que llevó a un efecto desfavorable en la cuenta corriente de ese año.

Al privilegiar la obtención de saldos positivos de la cuenta corriente sobre el control del nivel inflacionario, el gobierno tuvo que recurrir a un mayor deslizamiento cambiario: el

6 de diciembre de 1984 el TCN libre tiene un deslizamiento de 17 centavos diarios; un día después, el TCN controlado aumenta su desliz de 13 a 17 centavos diarios; más tarde, el 6 de marzo de 1985, el deslizamiento aumenta de 17 a 21 centavos diarios, para ambas paridades cambiarias.

En 1985, los efectos favorables de la estrategia económica de 1983 y 1984 se tornaban pasajeros. "La reorientación de la política cambiaria del objetivo de balanza comercial al de inflación" (CIDE, 1985: 9). Bajo una perspectiva distinta, la economía mexicana evidenciaba en 1985 tres problemas: inflación creciente, déficit público y reducción del superávit comercial. La inflación en 1985 empezó a mostrar una tendencia inercial, asociada a la indización en salarios y precios y tarifas del sector público. Esta nueva tendencia inflacionaria se caracteriza por efectos más permanentes. En este escenario económico el mercado cambiario era presionado por los siguientes factores: a) el incremento de la inflación; b) un desliz cambiario insuficiente, que permitiera mantener la subvaluación del peso para que los productos mexicanos pudieran competir en el mercado externo y así reducir las presiones del sector externo; y, c) el comportamiento de los agentes económicos escapaba del programa económico. El 28 de junio de 1985, las expectativas de devaluación colocaron al tipo de cambio en 345 pesos por dólar en el mercado de futuros en Nueva York. En tanto, el tipo de cambio libre cotizado en bancos se coloca en 245.75 pesos por dólar. En este momento, la necesidad de un mayor deslizamiento obedece a presiones especulativas y no a una decisión de política cambiaria. El 10 de julio de 1985 deja de operar el tipo de cambio libre cotizado en bancos.

Dadas las condiciones anteriores, se planteó el regreso a una política económica restrictiva, semejante a la que se aplicó al principio de la administración de Miguel de la Madrid. Incrementos en la tasa de interés, recortes del gasto público y devaluaciones constantes eran parte de la estrategia ortodoxa que el gobierno había contemplado para resolver los problemas de la cuenta corriente y la pérdida de competitividad de la exportaciones no petroleras. Sin embargo, los sismos de septiembre de 1985 y la caída de los precios internacionales del petróleo en febrero de 1986 significaron un duro golpe para la estrategia gubernamental.

Por su parte, la política cambiaria tuvo que ajustarse a este choque externo; por esta razón, a partir de agosto de 1985 el TCN de equilibrio y de ventanilla iniciaron constantes devaluaciones y dado que la economía estaba altamente indizada con respecto a la paridad cambiaria, ello provocó mayores niveles de inflación. De hecho, 1986 significó un año de recesión económica, producto del choque externo y de la instrumentación de un ajuste ortodoxo a finales de 1985 con efectos recesivos. El 22 de julio de 1986 el gobierno mexicano firma una carta de intención con el FMI, paralelamente decide, en julio de 1986, ingresar al GATT y anunciar el Pacto de Aliento y Crecimiento (PAC).

Durante 1987 la actividad económica se desarrolla en un marco de fuertes presiones, a causa de las devaluaciones a finales de 1985. Si bien es cierto que las devaluaciones y el ajuste radical de las variables macroeconómicas permitieron una evolución favorable en la cuenta corriente y las finanzas públicas, también produjeron presiones inflacionarias. La inestabilidad económica de 1987 se tradujo en una inestabilidad financiera, alimentada por el *crack* bursátil y el incremento de los pagos anticipados de la deuda externa, que ocasionaron fuertes presiones sobre el TCN ante actitudes especulativas

El 18 de noviembre de 1987 el Banco de México anuncia su retiro del mercado de divisas para frenar la incertidumbre que se había generado en el mercado bursátil. La caída de las escandalosas ganancias financieras provocaron la fuga de capitales "golondrinos" que arribaron desde 1986.

En un marco de crisis cambiaria, elevada inflación y la presencia de una indización generalizada de los precios claves surge el Pacto de Solidaridad Económica (PSE) el 16 de diciembre de 1987, como un programa alternativo para eliminar la inflación inercial.

A través del Banco de México, el gobierno federal reconoce que ahora se requiere una política de choque que establezca la economía y no una política gradual de ajuste. Si bien en el periodo de 1978-1982 el crecimiento de la inflación era explicado por el exceso de demanda, ahora el repunte inflacionario se debió básicamente a la instalación de una inercia inflacionaria: la tasa de inflación diciembre a diciembre llega a 159.2% en 1987. Esta inercia se explica por la indización generalizada de los precios internos con respecto a los precios claves (TCN, tasa de interés, salarios y precios de bienes y servicios del sector público).

El Pacto de Solidaridad Económica (PSE) se basa en la aplicación de políticas de ajuste heterodoxas, llamadas así porque emplean no sólo el control de la demanda agregada como base para estabilizar la economía, sino también se emplean controles de precios - incluyendo el TCN-, contrario a lo recomendado por los ideólogos ortodoxos. Este enfoque de la inflación se basa en la instrumentación de políticas de ingreso como apoyo para estabilizar la inflación.

Los principales autores del programa de ajuste heterodoxo afirman que "se necesita una política de ingresos para coordinar el comportamiento individual" (Dornbusch, 1987); es decir, el PSE se basó en una política de concertación social para coordinar la conducta de los agentes económicos.

En la primera fase del PSE, de diciembre de 1987 a febrero de 1988, se lleva a cabo un ajuste en los precios claves: el gobierno aumenta los precios de sus bienes y servicios que presta, se aumentan los salarios mínimos generales y el peso se devalúa con respecto al dólar alrededor del 30%. Con este ajuste el gobierno deja que los empresarios ajusten sus precios en esta etapa para, posteriormente, comprometerse a fijarlos.

Las siguientes etapas del PSE se caracterizan por el congelamiento de precios. En la segunda etapa de 1988.03-1988.05, se fija el TCN a partir del 29 de febrero de 1988; al mismo tiempo, empieza a caer la tasa nominal de interés (no así la real) y los incrementos salariales son marginales. La tercera etapa de 1988.06-1988.08 inicia con una ruptura de la inercia inflacionaria al registrarse tasa de inflación mensuales de un dígito, sin embargo las altas tasas de interés real representan un problema; los salarios se congelan durante todo el año. La cuarta etapa (1988.09-1988.11) inicia con inflaciones mensuales inferiores al 1% y anuales entre el 70% y 90%, las tasa de interés nominal sufren caídas marginales, agudizando así los problemas en la tasa de interés real. La quinta etapa (1988.12) se caracteriza por un incremento de la inflación mensual, pero la anual cae al 52%.

La intención de la política cambiaria está encaminada a la promoción de las exportaciones, sustitución de importaciones y a la evolución satisfactoria de la balanza de pagos.

"La estabilidad del tipo de cambio, que no significa necesariamente total fijación, sino la ausencia tanto de movimientos bruscos como de una rápida evolución, será resultado

de la consolidación de la estabilidad de precios, de finanzas públicas equilibradas y del manejo adecuado de las políticas monetarias y fiscal, y de diversos elementos de costos". (PND 1989-1994:63).

En esta cita se puede notar la intención del gobierno de dar un giro en la política cambiaria, es decir, retomar al TCN como un objetivo de estabilidad macroeconómica más que un instrumento de promoción de exportaciones.

La gráfica 1 muestra cómo a finales de 1987 y principios de 1988 el TCR se encuentra en niveles de subvaluación en comparación al periodo de 1978 a 1982. Sin embargo, a partir de abril de 1988, con la política de mantener el TCN fijo, se inicia un proceso de apreciación del TCR que resalta el cambio de la política cambiaria: del objetivo de balanza comercial al objetivo de reducción de la inflación y, en especial, al logro de la estabilización macroeconómica.

La necesidad de recobrar la credibilidad acerca del uso del TCN como ancla nominal forma parte de la estrategia gubernamental para coordinar la política de ingresos en un marco de confianza política; esto para impulsar la inversión privada y acelerar el cambio estructural de la economía. Es decir, ofrece estabilizar para crecer en el marco de un modelo de acumulación basado en la promoción de exportaciones.

A diferencia del pasado, la paridad cambiaria fija se establece en un contexto distinto. Se han dejado a un lado las políticas expansionistas de gasto y endeudamiento público. Además, el cambio estructural de la economía mexicana, iniciado en 1982, se apresuraba con la liberalización comercial y financiera. No obstante la economía muestra serios problemas en 1988: el incremento de la tasa de interés real se traduce en mayores transferencias de recursos del sector público al privado, repercutiendo así en el déficit económico. Durante esta etapa el logro de la política cambiaria como instrumento de cambio estructural atraviesa por caminos inciertos. La indización de precios internos y el dólar no ha sido resuelta. Los deslizamientos del TCN a lo largo de 1989 y 1990 se convirtieron en un repunte inflacionario en 1990. Por eso, hubo que reducirse el deslizamiento a 40 centavos diarios a finales de ese año. La razón es que el tipo de cambio sigue siendo determinante en la estructura de costos (productivos y financieros). Además, el crecimiento económico (3.3

en 1989 y 4.4 en 1990) sigue estrechamente relacionado con el crecimiento de las importaciones.

En 1992 el déficit en cuenta corriente de la balanza de pagos casi se duplica en su monto en relación al año anterior, ya que pasa de 13 788.7 a 22 809.0 millones de dólares. Este déficit se debe principalmente a que la balanza comercial reporta un déficit de 20 677.1 millones de dólares; las exportaciones totales sólo crecieron el 2.5%, mientras que el comportamiento de las importaciones continuó siendo dinámico, creciendo en este año el 26.2% con respecto a 1991.

Para los años de 1993 y 1994 siguió la política de control a la inflación como meta principal. Sin embargo, la presión de la brecha del sector externo siguió aumentando, ya que el déficit en cuenta corriente llegaba a cifras insostenibles. Como se observa en la gráfica 1, el TCR mantuvo su ritmo de apreciación desde 1988.

Además de los problemas del sector externo de enfrentar un TCR sobrevaluado, se avecinaba, sin lugar a dudas un año netamente dominado por cuestiones políticas: 1994. El gobierno aún esperaba que los mercados financieros y de bienes reaccionaran de manera favorable para reducir la presión sobre el TCN, que se empezaba a gestar al principio de 1994. Sin embargo, sucesos de índole política, como el levantamiento armado en Chiapas a principio de 1994, los asesinatos de Luis Donald Colosio Murrieta en marzo de ese año y de José Francisco Ruíz Massieu, desestabilizaron los mercados financieros.

Así, la incertidumbre en los mercados financieros, un déficit en cuenta corriente insostenible, un TCR sobrevaluado y el ambiente político, terminaron por desencadenar la crisis financiera y económica a finales de 1994.

V.- EXISTENCIA DE RAÍZ UNITARIA DE LA SERIE DEL TIPO DE CAMBIO REAL.

V.1. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

Para llevar a cabo la prueba de raíces unitarias se emplean las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (DFA) y la Phillips-Perron.

Prueba de Dickey-Fuller Aumentada

Esta prueba se determina de la siguiente manera:

Supóngase que Δ_t sigue un proceso ARIMA (p,d,q):

$$\phi(B) \nabla^d X_t = \theta_0 + \theta(B)a_t$$

donde $\phi(B)$ y $\theta(B)$ son polinomios de orden p y q, respectivamente. La variable X_t es integrada de orden d, $I(d)$ y θ_0 es una constante. Suponemos que tal proceso satisface las condiciones de estacionariedad e invertibilidad.

La prueba de la no existencia de raíz unitaria exige que:

- a) la serie de tiempo del tipo de cambio real sea integrada de orden cero, $I(0)$. Lo que significaría ausencia de raíces unitarias.
- b) no exista una tendencia determinística de la serie.
- c) la expectativa incondicional sea cero.

Las condiciones anteriores se comprueban a través de la prueba de raíces unitarias de Dickey-Fuller aumentada, cuya representación general es:

$$\nabla X_t = \theta_0 + \phi_0 t + \phi(1)(\alpha-1) X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \nabla X_{t-i} + a_t$$

Esta ecuación puede estimarse por el método de mínimos cuadrados ordinarios, y utilizar los resultados para determinar si $\theta_0 = \phi_0 = 0$. Y, además, para someter a prueba la existencia de una raíz unitaria en la serie del tipo de cambio real. Donde las hipótesis son:

H_0 : $\alpha=1$ existe un raíz unitaria

H_1 : $\alpha<1$ no existe raíz unitaria.

Cabe recordar que la distribución del estadístico τ_μ estimado por la ecuación es distinto a la distribución t ; por lo que, Dickey elaboró una tabla para éste estadístico con varios percentiles. Además, la prueba de Dickey-Fuller Aumentada nos permite agregar el número de rezagos adecuados de ∇X_t para absorber la correlación serial que pueda generarse al estimar la ecuación de la representación general.

Prueba Phillips-Perron

La distribución teórica en la que se basa la prueba Dickey-Fuller simple supone que los errores en la regresión de la prueba son estadísticamente independientes y tienen una varianza constante. Al usar esta metodología, se deben de tomar en cuenta algunas consideraciones para asegurar que los errores no estén correlacionados y que tengan una varianza constante. Phillips-Perron desarrollaron una generalización del procedimiento de Dickey-Fuller que acepta supuestos moderados concernientes a la distribución de los errores.

Para explicar brevemente el procedimiento, considere las siguientes ecuaciones de regresión:

$$y_t = a_0^* + a_1^* y_{t-1} + \mu_t$$

y

$$y_t = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1 y_{t-1} + \tilde{a}_2 \left(t - \frac{T}{2}\right) + \mu_t$$

Donde:

T es el número de observaciones, y el término aleatorio μ es tal que $E(\mu)=0$, pero no requiere que el término de error este no correlacionado y homogéneo. En lugar de los supuestos de la DF simple de independencia y homogeneidad, la prueba Phillips-Perron

acepta que los términos de error sean débilmente dependientes y distribuidos heterogéneamente.

Phillips-Perron caracterizaron las distribuciones y derivaron pruebas estadísticas que pueden ser usadas para probar la hipótesis de que los coeficientes \hat{a}_1 y \bar{a}_1 bajo la hipótesis nula de que los datos son generados por:

$$y_t = y_{t-1} + \mu_t$$

Las estadísticas de la prueba Phillips-Perron son modificaciones de los t-estadísticos de la DFA, que ahora toman en cuenta la naturaleza menos restrictiva del proceso que determina los errores.

Los valores críticos para la prueba Phillips-Perron son aquellos que da la prueba DFA. Sin embargo, no debe ser engañoso por la aparente simplicidad de las ecuaciones que se utilizan en la prueba. En realidad, es más general que el tipo de procesos aceptables por la prueba DFA. Por ejemplo, suponga que la secuencia (μ_t) es generada por un proceso autorregresivo, tal que $\mu_t = C(B)L(B)^{-1}\varepsilon_t$, donde ε_t es ruido blanco, y $C(B)$ y $L(B)$ son polinomios del operador rezago. Dada esta forma del proceso μ_t , se puede escribir la primera ecuación de la prueba en la forma usada en la prueba DFA, esto es:

$$L(B)y_t = a_0 * L(B) + a_1 * L(B)y_{t-1} + C(B)\varepsilon_t$$

ó

$$(1 - a_1 * B)L(B)y_t = \alpha + C(B)\varepsilon_t$$

Donde, $\alpha = a_0 * L(B)$.

Así, el procedimiento Phillips-Perron puede ser aplicado a procesos mixtos en la misma forma que la prueba DFA.

Por último, cabe mencionar que la prueba DFA sí toma en cuenta la posibilidad de que el proceso que genera los errores estén correlacionados. Esto se corrige agregando rezagos de la variable dependiente (esto es, rezagos de la diferencia de orden uno de la serie que se está probando si tiene o no raíz unitaria) en la regresión de mínimos cuadrados ordinarios de la prueba. Por esta razón, en este trabajo se van a aplicar ambas pruebas.

V.2. EVIDENCIA EMPÍRICA.

V.2.1. SERIE DEL TCR MENSUAL.

Para esta serie se aplicaron las dos pruebas de raíces unitarias. En ambas pruebas se partió de la hipótesis de que la serie pudiera presentar una tendencia determinística y/o estocástica, es decir, si en la regresión de mínimos cuadrados de ambas pruebas se determina estadísticamente que la tendencia lineal y la constante son diferentes de cero entonces la serie presenta ambas tendencias, si sucede lo contrario entonces la serie pudiera ser un paseo aleatorio, ó si es simplemente estacionaria si se rechaza la hipótesis de existencia de raíz unitaria.

Prueba DFA.

Al aplicar la prueba con tendencia y constante, se prueba que la serie presenta la existencia de raíz unitaria por lo que no es estacionaria; sin embargo al aplicar el estadístico t sobre la tendencia no podemos rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente de la tendencia lineal es cero con 0.2544 de probabilidad. Asimismo al aplicarse la prueba ahora sólo con constante, tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria de la serie y de que la constante sea cero, con una probabilidad de 0.09, si se toma un valor crítico de nivel de significancia de 0.05. Por lo tanto, y por último se aplica un tercer caso, ahora sin tendencia y sin constante, dando como resultado, los siguientes valores de la prueba DFA:

Cuadro 3

Estadístico de la prueba de DFA -0.4577	valores críticos de Mackinnon	
	1%	-2.578
	5%	-1.942
	10%	-1.617

Entonces, de acuerdo al valor del estadístico de la DFA y a los valores críticos de Mckinnon se prueba que la serie de tipo de cambio real a corto plazo es un proceso estocástico no estacionario ya que no se puede rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Aun más, si se es muy estricto en la prueba de significancia de la constante, se puede concluir que sigue un paseo aleatorio. Claro está que se podría flexibilizar este argumento ya que la probabilidad de que sea cero la mencionada constante está muy cerca del valor crítico (de 0.09 a 0.05). Más adelante se prueba si en realidad esta serie es un paseo aleatorio con la función de autocorrelación muestral (FAC) de la primera diferencia de la serie ya que la primera diferencia de un paseo aleatorio tiene una FAC teórica bien definida

Prueba Phillips-Perron.

De igual manera que la prueba de DFA, la serie del TCR de corto plazo en los tres casos, con constante y tendencia lineal, con constante solamente y sin ninguna de ellas, se aceptó la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria de dicha serie. Para el primer caso no se pudo rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente de la tendencia fuera cero con una probabilidad de 0.27. Para el segundo caso tampoco se pudo rechazar la misma hipótesis nula de que el coeficiente fuera cero con una probabilidad de 0.21. Por lo tanto, los resultados de la prueba Phillips-Perron sin constante y sin tendencia lineal son los siguientes:

Cuadro 4

Estadístico de la prueba de PP -0.4577	Valores críticos:	
	1%	-3.470
	5%	-2.879
	10%	-2.576

De acuerdo a los resultados de esta prueba no se puede rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, por lo que se concluye que la serie es un proceso estocástico no estacionario.

La Función de Autocorrelación de la serie.

Otra forma de evaluar si una serie es estacionaria o no, es observando la Función de autocorrelación (FAC) de la serie, que aunque es subjetiva es otra forma de comprobarlo. La FAC de una serie estacionaria normalmente muestra una caída rápida en sus valores, ya que si esto no sucediera y para rezagos altos (pueden ser mayor a 3 o 4 salvo que la serie presente un patrón estacional, al respecto véase Guerrero(1991)) la serie pudiera evidenciar cierto tipo de tendencia y por lo tanto no sería estacionaria. Observando la gráfica 3 que es la FAC de la serie del TCR de corto plazo las autocorrelaciones no caen rápido y se puede concluir que no es estacionaria.

Entonces, de acuerdo a los resultados anteriores se puede concluir que la serie del TCR en el corto plazo es un proceso estocástico no estacionario, con la posibilidad de que sea un paseo aleatorio.

V.2.2. SERIE DEL TCR ANUAL

De igual manera que la serie del TCR mensual, se aplicaron las dos pruebas de existencia de raíz unitaria para la serie del TCR anual (o largo plazo bajo el esquema supuesto).

Prueba DFA.

Al aplicar la prueba con tendencia y constante, se prueba que la serie no presenta la existencia de raíz unitaria por lo que la serie es estacionaria a un nivel crítico de 0.05; sin embargo al aplicar el estadístico t sobre la tendencia no podemos rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente de la tendencia lineal es cero con 0.08 de probabilidad. Asimismo al aplicarse la prueba ahora sólo con constante, se rechaza tanto la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria de la serie con un valor crítico de 0.05, como la de que la constante sea cero, con una probabilidad de 0.002, Así para este caso el resultado de la prueba es el siguiente:

Cuadro 5

Estadístico de la prueba de DFA -3.336	Valores críticos de Mackinnon	
	1%	-3.578
	5%	-2.926
	10%	-2.601

Entonces, de acuerdo al valor del estadístico de la DFA y a los valores críticos de Mckinnon se prueba que la serie de tipo de cambio real a largo plazo es un proceso estocástico estacionario ya que se puede rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. En este caso la serie es un proceso estocástico estacionario alrededor de un nivel, ya que se probó que la constante es estadísticamente diferente de cero.

Prueba Phillips-Perron

Asimismo para esta prueba, la serie del TCR de largo plazo en los dos casos, con constante y tendencia lineal y con constante solamente, se rechazó la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria de dicha serie. Para el primer caso no se pudo rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente de la tendencia fuera cero con una probabilidad de 0.08. Para el segundo caso no se pudo aceptar la hipótesis nula de que el coeficiente fuera cero con una probabilidad de 0.024. Por lo tanto, los resultados de la prueba Phillips-Perron con constante y sin tendencia lineal son los siguientes:

Cuadro 6

Estadístico de la prueba de PP -3.302	Valores críticos:	
	1%	-3.578
	5%	-2.926
	10%	-2.601

De acuerdo a los resultados de esta prueba se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria con un valor crítico en 5%, por lo que se concluye que la serie es un proceso estocástico estacionario.

La Función de Autocorrelación de la serie.

De igual forma que en la serie de corto plazo se puede calcular la FAC muestral para esta serie. Observando la gráfica 4 que es la FAC muestral de la serie del TCR de largo plazo las autocorrelaciones caen de manera rápida y se puede concluir que es estacionaria. Aun más, se puede suponer por la forma de la dicha FAC muestral que el TCR a largo plazo es un proceso estocástico estacionario con una representación de un proceso autorregresivo de orden 1.

Por lo tanto, de acuerdo a los resultados anteriores se puede concluir que la serie del TCR en el a largo plazo es un proceso estocástico estacionario, con la posibilidad de que sea un proceso autorregresivo de orden 1.

V.3. MODELOS ARIMA Y PRUEBA DE HETEROCEDASTICIDAD CONDICIONAL PARA LAS SERIES DEL TCR.

V.3.1. TCR A LARGO PLAZO

Como se mencionó en el apartado anterior el TCR a largo plazo es un proceso estocástico estacionario, es decir es un proceso integrado de orden cero, por lo que se puede aplicar la metodología Box-Jenkins para modelos estacionarios (un modelo ARMA). Observando nuevamente la FAC (gráfica 4) de la serie se propone un modelo ARMA(1,0), es decir un proceso autorregresivo de orden 1. De la estimación de dicho modelo se obtuvieron los siguientes resultados:

Cuadro 7

Variable dependiente: TCR Largo plazo:

Variable	Coefficiente	Error estándar	t estadístico	Probabilidad
Constante	2.725	0.1535	17.7527	0.0000
AR(1)	0.603	0.1190	5.06485	0.0000

Para probar si el modelo es adecuado se utiliza el estadístico Ljung-Box , que se distribuye como una chi-cuadrada y que nos indica si los residuales de la estimación son ruido blanco (sucesión de variables aleatorias independientes con media cero y varianza constante). El valor del estadístico para 15 rezagos es de 10.756 con una probabilidad de 0.705, por lo tanto los residuales son ruido blanco y el modelo estimado es adecuado.

Asimismo, se aplicó la prueba de existencia de heterocedasticidad condicional sobre los residuales que daría como resultado que el proceso de la serie es ARCH, con la prueba ARCH-LM, la cual consiste en una estimación de mínimos cuadrados ordinarios de los residuales al cuadrado contra una constante y rezagos de los residuales al cuadrado. Si se prueba que los coeficientes de los “n” rezagos de los residuales al cuadrado son estadísticamente en conjunto diferentes de cero, entonces los residuales pueden presentar un proceso con heterocedasticidad condicional probablemente de orden “n”. Al efectuar la prueba con diferentes rezagos, de uno a cinco, se demuestra que no existe heterocedasticidad condicionada de los residuales y por lo tanto el proceso de la serie no es ARCH. En particular se presentan los resultados con n=5:

Cuadro 8

Variable Dependiente: Residuos al cuadrado.

Variable	Coefficiente	Error estándar	t estadístico	Probabilidad
Constante	0.1578	0.0776	2.0344	0.0495
(Resid) ² en (t-1).	0.0369	0.1682	0.2198	0.8273
(Resid) ² en (t-2).	-0.0740	0.1459	-0.5093	0.6151
(Resid) ² en (t-3).	-0.1154	0.1445	-0.7983	0.4301
(Resid) ² en (t-4).	0.0681	0.1453	0.4690	0.6420
(Resid) ² en (t-5).	0.0361	0.1456	0.2481	0.8055

ARCH test

F-estadístico	0.2764	Probabilidad:	0.9229
num.obs x R ²	1.5577	Probabilidad:	0.9063

Los resultados anteriores nos dan una implicación teórica importante. 1) La serie del TCR a largo plazo es un proceso estocástico estacionario, 2) que puede ser representado por un proceso autorregresivo de orden 1 y 3) la desviación estándar de los residuales no está condicionada a un proceso autorregresivos ni a ningún otro de medias móviles (es decir, no es ARCH ni GARCH), por lo tanto y a pesar de que el coeficiente de variación de esta serie es alto (19%) su variación no crea incertidumbre condicional. Una explicación de esto es que al medir al serie en términos anuales los choque aleatorios que sufre el TCR (ya sean monetarios o reales) estos desaparecen al cabo de un año y por lo tanto la incertidumbre desaparece ya que los agentes se ajustan en no más de un periodo en el marco de este espacio temporal.

V.3.2. TCR A CORTO PLAZO

Una vez que se probó que el TCR a corto plazo es un proceso estocástico no estacionario, entonces debemos aplicarle al menos una diferencia para inducirlo a la estacionariedad. Asimismo, con esto se puede demostrar si la serie es un paseo aleatorio o no.

Al aplicarle la prueba DFA sin constante y sin tendencia a la primera diferencia de la serie tenemos los siguientes resultados:

Cuadro 9

Estadístico de la prueba de ADF -10.075	valores críticos de Mackinnon	
	1%	-2.578
	5%	-1.9417
	10%	-1.6167

Con estos resultados no podemos aceptar la hipótesis de existencia de raíz unitaria, por lo tanto la primera diferencia del TCR de corto plazo es estacionaria, es decir, el TCR de corto plazo es un proceso estocástico no estacionario integrado de orden 1.

Al calcular la FAC muestral de la serie podemos observar lo siguiente: 1) no es una FAC teórica de la primera diferencia de un paseo aleatorio, por lo tanto la serie del TCR a corto plazo no es un paseo aleatorio, aunque está muy cerca de serlo y 2) la primera diferencia de la serie es un proceso autorregresivo o uno de promedios móviles de orden 1.

Haciendo varios ensayos se llega a la conclusión que la serie del TCR de corto plazo es un modelo integrado de orden 1 y de promedios móviles de orden uno, es decir: ARIMA(0,1,1). Los resultados de la estimación de este modelo son los siguientes:

Cuadro 10

Variable dependiente: Primera diferencia del TCR Corto plazo:

Variable	Coefficiente	Error estándar	t estadístico	Probabilidad
MA(1)	0.2031	0.0766	2.6518	0.0088

Para probar si el modelo es adecuado se utiliza nuevamente el estadístico Ljung-Box. El valor del estadístico para 24 rezagos es de 21.825 con una probabilidad de 0.531, por lo tanto los residuales son ruido blanco y el modelo estimado es adecuado.

De igual forma que en el caso de la serie de largo plazo, se aplicó la prueba de heterocedasticidad condicional sobre los residuales con la prueba ARCH-LM. Los resultados de dicha prueba con diferentes rezagos demuestra que existe heterocedasticidad condicional de los residuales. En particular el proceso de la primera diferencia del TCR de corto plazo pudiera ser representado por un ARCH de orden 2. En la siguiente tabla se muestran los resultados de una prueba ARCH-LM con dos rezagos, para rezagos mayores se rechazó la hipótesis de existencia de ARCH:

Cuadro 11

Variable Dependiente: Residuos de la estimación al cuadrado

Variable	Coefficiente	Error estándar	t estadístico	Probabilidad
Constante	0.000568	0.00028	2.0266	0.0443
(Resid) ² en (t-1).	0.1244	0.0751	1.6544	0.1000
(Resid) ² en (t-2).	0.2996	0.0751	3.9847	0.0001

ARCH test

F-estadístico	10.8303	Probabilidad:	0.000039
num.obs x R ²	19.4478	Probabilidad:	0.000060

Observando los resultados podemos concluir entonces que la varianza de los residuales es heterocedástica condicionada, probablemente sigan un modelo ARCH de orden 2. Lo anterior indica que los choque aleatorios que sufre el TCR a corto plazo perduran por la incertidumbre que ellos están causando, es decir, que dichos choques causan volatilidad del TCR en el corto plazo, así la varianza de los errores puede ser en si misma un proceso autorregresivo (ARCH) o de dos procesos, autorregresivo y de promedios móviles (GARCH), es decir la varianza esta condicionada a su pasado.

Estimación de un modelo ARCH para la serie del TCR de corto plazo.

Una vez probado que la varianza de los residuos de la estimación del modelo ARIMA(0,1,1) de la serie del TCR de corto plazo es condicionada a un proceso autorregresivo o de promedios móviles, se procede a identificar y estimar dicho modelo. Partiendo de una definición, se dice que si los residuales tienen heterocedasticidad condicional ello conduce a que el proceso original es un modelo ARCH o GARCH, así este tipo de modelos son capaces de capturar periodos de tranquilidad y volatilidad de la serie original. Es decir cualquier choque aleatorio (en valor absoluto) será asociado con una persistente varianza alta de los residuales del modelo ARIMA (en este caso en particular, ya que pueden ser para los residuales de cualquier modelo econométrico). En ese sentido, a mayor sea la varianza condicional del los residuales mayor será la tendencia de la serie en mantenerse fuera de su media.

Después de hacer las pruebas anteriores y otras de identificación (es decir, se estimaron diversos modelos) estos sugieren estimar la serie del TCR de corto plazo utilizando el modelo ARIMA(0,1,1) suponiendo un proceso de los errores ARCH(1). Los resultados de la estimación de máxima verosimilitud de todo el modelo son:

Cuadro 12

Variable dependiente: Primera Diferencia de la serie del TCR de corto plazo:

Modelo ARIMA

Variable	Coefficiente	Error estándar	t estadístico	Probabilidad
MA(1)	0.4555	0.0811	5.6178	0.0000

Ecuación de la Varianza

Variable	Coefficiente	Error estándar	t estadístico	Probabilidad
CONSTANTE	0.0000324	0.00000381	8.4822	0.0000
ARCH(1)	0.689799	0.122867	5.6140	0.0000

Cuya representación sería la siguiente:

$$\Delta TCRcp_t = a_t + 0.455559a_{t-1}$$

$$h_t = 0.0000324 + 0.689799a_{t-1}^2$$

Donde aquí a_t no es ruido blanco, ya que su varianza no es constante, y esta condicionada y descrita por la ecuación h_t .

Además, se hicieron pruebas de diagnostico de este último modelo para determinar si es adecuado. La primera que se realizó fue nuevamente la ARCH-LM, para los residuales de la última estimación de ARCH(2), ARCH(3), ARCH(4) y ARCH(5), en todas ellas aceptando la hipótesis nula de no existencia de heterocedasticidad condicional de los residuales. En especial se presenta la prueba para ARCH(2):

Cuadro 13

Variable Dependiente: Residuos de la estimación al cuadrado

Variable	Coefficiente	Error estándar	t estadístico	Probabilidad
Constante	0.852016	0.178945	4.761324	0.0000
(Resid) ² en (t-1).	0.126551	0.080075	1.580401	0.1160
(Resid) ² en (t-2).	0.035484	0.080107	0.442958	0.6584

ARCH test

F-estadístico	1.474123	Probabilidad:	0.232053
num. obs x R ²	2.949176	Probabilidad:	0.228873

Un aspecto importante de estos modelos es que se puede obtener la desviación estándar condicional, que es una medida ex ante de incertidumbre. Al graficar la desviación estándar condicional de la estimación hecha (véase la gráfica 13 en el anexo estadístico) se observa lo siguiente:

1) Durante los años de 1985, 86 y principios de 87, la desviación estándar condicional presentaba continuos saltos, es decir en ese periodo había una gran incertidumbre acerca del nivel de los términos de intercambio en el corto plazo;

2) Posteriormente durante 1987 se presentó un periodo de tranquilidad; sin embargo en diciembre de ese año se presentó una crisis financiera que afectó a la variación del TCR, y esto perduró por más de un periodo;

3) En diciembre se presenta el Programa de Solidaridad Económica, el cual con sus instrumentos de "concertación social" permitió que se estabilizara la economía (reducción de la inflación, reducción de l déficit público, contención salarial, etc.) y con ello el TCN, lo que llevo a tener un periodo de tranquilidad, de fines de 1988 hasta noviembre de 1994;

4) En la crisis financiera y económica de diciembre de 1994 se presentó la mayor incertidumbre acerca de los términos de intercambio, ya que de diciembre de 1994 a marzo de 1994 la desviación estándar condicional ha sido la mayor desde 1984; y

5) Posteriormente con el Programa de estabilización económica se logro tener un periodo ya de más tranquilidad hasta ahora.

Para finalizar este apartado y después de todas las pruebas realizadas y estimación de los modelos sobre el TCR de corto plazo se puede llegar a las siguientes conclusiones:

1) La serie es un proceso estocástico no estacionario integrado de orden 1,

2) La primera diferencia de la serie es estacionaria y se puede utilizar un filtro lineal del tipo ARMA(0,1), es decir un modelo de promedios móviles de orden 1; esto quiere decir que la serie solo tiene memoria limitada a un periodo, es decir un choque aleatorio no perdura por más de un periodo;

3) La varianza de los residuales de la estimación no es constante, como debe de suponerse para un proceso ruido blanco, lo que significa que presenta heterocedasticidad condicional, lo cual quiere decir que la serie del TCR a corto plazo, presenta periodos de tranquilidad y periodos de volatilidad;

4) Se estimó un modelo ARIMA(0,1;1) de la serie del TCR de corto plazo con un proceso de los errores ARCH(1) para, primero estimar la ecuación de la varianza condicional y, en segundo, capturar precisamente los periodos de tranquilidad y periodos de volatilidad de la serie.

VI.- PRUEBA DE LA HIPÓTESIS DE LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA.

VI.1. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA.

Para comprobar la hipótesis de la paridad del poder de compra se emplean dos técnicas de cointegración: la metodología Engle-Granger y la de Johansen.

METODOLOGÍA ENGLE-GRANGER

Para simplificar el análisis, supongamos procesos integrados del siguiente orden: $I(0)$ e $I(1)$. De tal manera que cuando la serie de tiempo $X_t \sim I(0)$ entonces se cumple que: a) la varianza de X es finita; b) una innovación solo tiene efectos temporales sobre el valor de X ; c) la autocorrelación ρ_k decrece conforme aumentan los rezagos, así que su suma es finita.

Por el contrario si $X_t \sim I(1)$ entonces la $\text{var}(X)$ es infinita conforme $t \rightarrow \infty$, una innovación tiene efectos permanentes sobre el valor de X , ya que X es la suma de esos cambios y la autocorrelación $\rho_k \rightarrow 1$ cuando $t \rightarrow \infty$.

Si $e_t \sim I(d)$ y $p_t \sim I(d)$ es decir son procesos integrados del mismo orden, entonces es cierta la combinación lineal de ambas series integradas:

$$Z_t = e_t - \alpha p_t$$

donde Z_t se denomina error de equilibrio. Para que ambas series estén cointegradas se necesita que $Z_t \sim I(0)$, y así tenemos que:

$$e_t - \alpha p_t = 0$$

donde α es el parámetro de cointegración ; o bien, $(1, -\alpha)$ es el vector de cointegración.

METODOLOGÍA DE JOHANSEN

Para describir intuitivamente esta metodología se parte del siguiente hecho: un grupo de series de tiempo no estacionarias están cointegradas, si existe una combinación lineal de ellas que es estacionaria; esto es, la combinación no tiene tendencia estocástica. La combinación lineal se denomina ecuación de cointegración, la cual tiene una interpretación normal de ser una relación de largo plazo.

Si se tienen N variables endógenas, cada una de las cuales esta integrada de orden 1, esto es, cada una tiene raíz unitaria o tendencia estocástica o un elemento de paseo aleatorio, puede haber de cero a $N-1$ vectores de cointegración. Si no existe ninguno, el análisis de vectores autorregresivo (VAR) se aplica a la primera diferencia de las series. Si existe una ecuación de cointegración, el VAR necesitará un término de corrección de errores relacionado con el nivel de las series, y este termino aparecerá al lado derecho de cada ecuación del VAR. Cada ecuación de cointegración contribuye a otro termino de corrección de errores relacionado con los niveles de las series al lado derecho de cada ecuación del VAR. La prueba de Johansen puede determinar el número de ecuaciones de cointegración. Si hay N ecuaciones de cointegración, eso significa que las series en realidad no están cointegradas.

Un aspecto importante de esta metodología es que se debe saber que tipo de tendencia tienen las series, ya que de ello dependerá en resultado del estadístico de la prueba de Johansen.

Una característica de este trabajo es la prueba de existencia de relación de largo plazo entre dos variables, es decir, probar si están o no cointegradas. Si dos series están cointegradas entonces el vector de cointegración es único y por lo tanto no es necesaria la prueba de rango de cointegración (que es la que nos dice cuantos vectores de cointegración existen). Sin embargo, esta metodología también es aplicable a este trabajo y sólo se interpretara la prueba de hipótesis nula de cointegración o no cointegración.

VI.2. EVIDENCIA EMPÍRICA.

Para este caso se probará la hipótesis de la paridad del poder de compra a través de las dos técnicas de coitegración mencionadas. Es importante resaltar que para hacer esta prueba empírica se tomará solo el caso de que se cumpla la paridad del poder de compra entre México y Estados Unidos. Lo anterior se debe a dos motivos, 1) la HPPC entre México y todos los países (que se tomaron en cuenta en el análisis TCR multilateral) no es clara, ya que la posible derivación intuitiva de pasar de un TCR multilateral ponderado a un análisis de la HPPC multilateral ponderado no es directa, debido a que pueden existir ciertos efectos indirectos que no se estarían cuantificando: es probable que esto se deba a que al fijar el TCN pesos por dólar se estaría determinando automáticamente el precio de las demás monedas ignorando así el efecto del cambio de los precios relativos de México con los demás países y por ello sería un error aplicar la HPPC ponderada y 2) cerca del 85% del comercio internacional que México realiza con los países considerados en este estudio, lo realiza con Estados Unidos (al respecto véase el cuadro 1).

En ese sentido, se probará la HPPC en su versión absoluta y será de la siguiente forma:

Se partirá que existe una relación de largo plazo entre el índice de precios externo (en este caso de Estados Unidos) expresado en moneda doméstica (en este caso pesos) con el índice de precios doméstico. es decir:

$$lep^*_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \mu_t \quad (9)$$

Donde:

lep^*_t es el logaritmo natural del índice de precios externos expresados en moneda doméstica.

lp_t es el logaritmo natural de un índice de precios doméstico.

e es el tipo de cambio pesos por dólar, p^* es el índice de precios al mayoreo de Estados Unidos y p es el índice nacional de precios al consumidor de México. Las series generadas bajo esta propuesta se presentan en el anexo estadístico.

Por lo anterior, se va a probar la versión absoluta de la HPPC, con lo que se deben de contrastar las siguientes hipótesis:

$$H_0: \beta_1 = 1 \text{ contra } H_1: \beta_1 \neq 1$$

$$H_0: \beta_0 = 0 \text{ contra } H_1: \beta_0 \neq 0$$

En donde si existe evidencia estadística para aceptar las hipótesis nulas y las pruebas de cointegración se acepta estadísticamente, entonces se puede concluir que la hipótesis de la paridad del poder de compra se cumple.

El primer paso que se debe de realizar para aplicar la prueba de cointegración es verificar que las dos variables a analizar sean integradas del mismo orden ya que si no lo son entonces se puede concluir que no están cointegradas. Para realizar esto se lleva a cabo la prueba de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentada y la Phillips-Perron para sobre ambas series.

VL2.1. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN CON DATOS MENSUALES (CORTO PLAZO).

Primero se analizan las series lep^* y lp , aplicando las pruebas de raíces unitarias DFA y la Phillips-Perron para determinar ver si son estacionarias o no. Los resultados son los siguientes:

Prueba DFA:

Cuadro 14

Serie lep^*		Serie lp	
Estadístico Dickey-Fuller	-2.44024	Estadístico Dickey-Fuller	-2.5147
valores críticos del 1%	-3.4713	valores críticos del 1%	-3.4710
5%	-2.8781	5%	-3.8790
10%	-2.5760	10%	-2.5760

* las regresiones se corrieron con 1 rezago y con constante.

Prueba Phillips-Perron

Cuadro 15

Serie lep^*		Serie lp	
Estadístico Phillips-Perron	-1.46106	Estadístico Phillips-perron	-1.46554
Valores críticos del 1%	-4.0158	Valores críticos del 1%	-4.0158
5%	-3.4376	5%	-3.4376
10%	-3.1427	10%	-3.1427

Al observar los resultados de ambas pruebas se puede concluir que las series lep^* y lp , son no estacionarias por lo que se les debe aplicar por lo menos una diferencia para inducir la estacionariedad. Por lo tanto, se le aplica una primera diferencia y se verifica si estas series ya con la primera diferencia son estacionarias. Los resultados son los siguientes:

Prueba DFA.

Cuadro 16

Primera diferencia de la serie lep^* .		Primera diferencia de la serie lp .	
Estadístico Dickey-Fuller	-5.0280	Estadístico Dickey-Fuller	-3.6180
Valores críticos del 1%	-3.41715	Valores críticos del 1%	-3.4710
5%	-2.8792	5%	-2.8790
10%	-1.5761	10%	-2.5760

* la regresiones para la primera diferencia de lep^* se corrió con 2 rezago y con constante; mientras que para la otra serie fue con 0 rezago con constante.

Prueba Phillips-Perron.

Cuadro 17

Primera diferencia de la serie <i>lep*</i>		Primera diferencia de la serie <i>lp</i>	
Estadístico Phillips-Perron	-6.9291	Estadístico Phillips-perron	-4.10589
valores críticos del 1%	-2.5780	valores críticos del 1%	-2.5780
5%	-1.9417	5%	-1.9417
10%	-1.6167	10%	-1.6167

Con los resultados obtenidos en ambas pruebas podemos concluir que las dos series son integradas de orden uno, es decir, que se necesita una diferencia en ambas series para hacerlas estacionarias.

Por el resultado anterior, se pueden aplicar las dos metodología para probar si las dos series están o no cointegradas, ya que se cumple el requisito previo.

Aplicación de la metodología Engle-Granger:

Primer paso. Se estima la relación de largo plazo con la ecuación (9) por mínimos cuadrados ordinarios, arrojando los siguientes resultados:

Cuadro 18

Variable dependiente: *lep**

Variable	Coefficiente	Error estándar	t estadístico	Probabilidad
Constante	1.474072	0.042040	35.06338	0.0000
<i>lp</i>	0.898112	0.009457	94.96713	0.0000
R ² ajustada		Estad. DW		
0.981925		0.0563		

Segundo paso. Se hace un análisis de los residuales de esta regresión para ver si son integrados de orden cero, que es el requisito para que las series estén cointegradas. Para lo

anterior, se aplican las dos pruebas de raíces unitarias DFA y la Phillips-Perron, arrojando los siguientes resultados:

Cuadro 19

Los residuales estimados*			
Estadístico Dickey-Fuller	-1.752161	Estadístico Phillips-Perron	-1.87293
valores críticos del 1%	-2.5783	valores críticos del 1%	-2.5780
5%	-1.9418	5%	-1.9417
10%	-1.6167	10%	-1.6167

* La regresión para la DFA se corrió con 4 rezagos para que los residuales de esta última no tuviera problemas de correlación.

Observando el valor calculado del estadístico DFA se acepta la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria con un valor crítico del 5%. Asimismo, para la prueba Phillips-Perron con un valor crítico del 5% se acepta la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Por lo tanto se concluye que los residuales de la relación de largo plazo entre lep^* y lp no son integrados de orden cero.

Otra forma de ver si los residuales son estacionarios (integrados de orden cero) es observando su función de autocorrelación parcial. Esta se presenta en el anexo estadístico (gráfica 12), observándose que las autocorrelación no caen exponencialmente y son todas positivas y muy altas en sus primeros valores, por lo tanto estos residuales no son estacionarios.

Además, existe otra prueba que se hace comparando el estadístico Durbin-Watson (DW), es decir, se somete a prueba la hipótesis nula de no cointegración con los siguientes valores:

Cuadro 20

Valores críticos de DW	Nivel de significancia
0.51	0.99
0.39	0.95
0.32	0.90

Si el estadístico DW es mayor que estos valores críticos, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración. Como el valor calculado de la DW es igual a 0.0563 entonces se acepta la hipótesis nula de no cointegración.

Por lo tanto y bajo todas las pruebas aplicadas se acepta la hipótesis nula de no cointegración entre lep^* y lp en el corto plazo y por lo tanto no se cumple la HPPC en el corto plazo. Un aspecto adicional que vale la pena resaltar es que al observar la gráfica de los residuales de la regresión de lep^* y lp siguen un comportamiento igual que el TCR de corto plazo. Entonces, se puede concluir que el comportamiento del TCN no solo está siendo afectado por movimientos monetarios sino que también está siendo afectado por otro tipo de factores (movimientos reales).

Metodología de Johansen

Aunque esta metodología es ideal en el caso de que se quiere probar si más de dos variables están cointegradas, también se aplica en este caso. Antes de aplicar esta metodología es necesario conocer que tipo de tendencia tienen ambas series si determinística o estocástica. Para lo anterior se toman los resultados de la prueba DFA que se realizó al inicio de este apartado para las series lep^* y lp ya que ella nos indica que tipo de tendencia siguen ambas series.

Para lo anterior, se aplican los siguientes modelos de la DF:

Cuadro 21

Modelo		valor crítico para 95%	valor crítico para 99%
$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$	$a_0 = 0$ dado que existe raíz unitaria.	3.11	3.78
	$a_2 = 0$ dado que existe raíz unitaria.	2.79	3.53
$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	$a_0 = 0$ dado que existe raíz unitaria.	2.54	3.22

Sin embargo en esta prueba se incluyen rezagos de la variable dependiente (Δy_t) para así aplicar la prueba DFA. En la aplicación del primer modelo para lep^* el t-estadístico calculado para a_2 es de 0.89 por lo que se acepta la hipótesis nula de que $a_2 = a$ cero. Para el segundo modelo, de la misma lep^* el estadístico calculado para a_0 fue de 3.33 por lo que se rechaza la hipótesis nula de que $a_0 = 0$. Por lo anterior, se puede concluir que la serie lep^* es un proceso estocástico no estacionario con tendencia lineal determinística. Para la serie lp el t-estadístico calculado para a_2 es de 0.59 por lo que se acepta la hipótesis nula de que $a_2 = 0$. Para el segundo modelo, de la misma lp el estadístico calculado para a_0 fue de 3.19 por lo que se rechaza la hipótesis nula de que $a_0 = 0$. Asimismo, se puede concluir que la serie lp es un proceso estocástico no estacionario con tendencia lineal determinística

Una vez probado que ambas series son procesos estocásticos no estacionarios con tendencia determinística se procede a aplicar la metodología de Johansen, la cual arroja los siguientes resultados:

Cuadro 22

Series: lep^* y lp .

Prueba bajo el supuesto de que los datos tienen tendencia determinística.

Eigen Valor	Razón de Verosimilitud	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1 %	Hipo. Nula. Num. de ecua. de cointegración
0.071010	15.20367	15.41	20.04	Ninguna
0.023010	3.771137	3.76	6.65	Cundo mucho 1

Por lo que se observa en la razón de verosimilitud y comparándola con los valores críticos, al ser mayores los valores críticos 15.41 y 20.04, se puede concluir que las series lep^* y lp no están cointegradas, por lo que se rechaza la HPPC en el corto plazo. Este resultado es similar que el que se obtuvo con la metodología Engle-Granger. Sin embargo, en la metodología de Johansen la hipótesis nula de no cointegración está muy cerca de ser rechazada con un valor crítico del 5% ya que 15.20 está muy cerca de 15.41.

Pruebas de hipótesis sobre los coeficientes.

Al comprobar bajo las dos metodologías que las series de lep^* y lp no están cointegradas en el corto plazo, entonces ya no se hace necesario hacer pruebas de hipótesis sobre los coeficientes de la “probable” ecuación de cointegración.

VI.2.2 PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN CON DATOS ANUALES (LARGO PLAZO).

De igual forma que se hizo para la serie de corto plazo se analizan las series lep^* y lp , aplicando las pruebas de raíces unitarias DFA y la Phillips-Perron para determinar ver si son estacionarias o no. Los resultados son los siguientes:

Prueba DFA:

Cuadro 23

Serie lep^*		Serie lp	
Estadístico Dickey-Fuller	0.796256	Estadístico Dickey-Fuller	-0.345135
Valores críticos del 1%	-2.6143	Valores críticos del 1%	-2.6168
5%	-1.9481	5%	-1.9486
10%	-1.6196	10%	-1.6198

* Las regresiones se corrieron con 3 rezagos.

Prueba Phillips-Perron

Cuadro 24

Serie <i>lep*</i>		Serie <i>lp</i>	
Estadístico Phillips-Perron	1.9335	Estadístico Phillips-perron	0.620298
Valores críticos del 1%	-2.6132	Valores críticos del 1%	-2.6132
5%	-1.9480	5%	-1.9480
10%	-1.6195	10%	-1.6195

Al observar los resultados de ambas pruebas se puede concluir que las series *lep** y *lp*, son no estacionarias por lo que se les debe aplicar por lo menos una diferencia para inducir la estacionareidad. Por lo tanto, se le aplica una primera diferencia y se verifica si éstas series ya con la primera diferencia son estacionarias. Los resultados son los siguientes:

Prueba DFA.

Cuadro 25

Primera diferencia de la serie <i>lep*</i> .		Primera diferencia de la serie <i>lp</i> .	
Estadístico Dickey-Fuller	-2.10029	Estadístico Dickey-Fuller	-0.851419
Valores críticos del 1%	-2.6155	Valores críticos del 1%	-2.6182
5%	-1.9483	5%	-1.9488
10%	-1.6197	10%	-1.6199

* La regresión para la primera diferencia de *lep** se corrió con 0 rezagos; mientras que para la otra serie fue con 3 rezagos.

Prueba Phillips-Perron.

Cuadro 26

Primera diferencia de la serie lep^*		Primera diferencia de la serie lp	
Estadístico Phillips-Perron	-2.2965	Estadístico Phillips-perron	-2.1062
Valores críticos del 1%	-2.6143	Valores críticos del 1%	-2.6143
5%	-1.9481	5%	-1.9481
10%	1.6196	10%	-1.6196

Con los resultados obtenidos de ambas pruebas y tomando un valor crítico de 1% podemos concluir que la primera diferencia de las dos series tienen todavía raíz unitaria por lo tanto no son estacionaria. Así debemos de aplicar una segunda diferencia para inducir estacionariedad. Los resultados de las dos pruebas (DFA y Phillips-Perron) sobre la segunda diferencia de las dos series son los siguientes:

Prueba DFA.

Cuadro 27

Segunda diferencia de la serie lep^* .		Segunda diferencia de la serie lp .	
Estadístico Dickey-Fuller	-7.2248	Estadístico Dickey-Fuller	-9.9184
Valores críticos del 1%	-2.6168	Valores críticos del 1%	-2.6155
5%	-1.9486	5%	-1.9483
10%	-1.6198	10%	-1.6197

* La regresión para la primera diferencia de lep^* se corrió con 0 rezagos; mientras que para la otra serie fue con 1 rezagos.

Prueba Phillips-Perron.

Cuadro 28

Segunda diferencia de la serie <i>lep*</i>		Segunda diferencia de la serie <i>lp</i>	
Estadístico Phillips-Perron	-8.0793	Estadístico Phillips-perron	-112525
Valores críticos del 1%	-2.6155	Valores críticos del 1%	-2.6155
5%	-1.9483	5%	-1.9483
10%	1.6197	10%	1.6197

Observando los resultados obtenidos de ambas pruebas podemos concluir que las dos series son integradas de orden dos, es decir, que se necesitan aplicar una segunda diferencia a ambas series para hacerlas estacionarias.

Por el resultado anterior, se pueden aplicar las dos metodología para probar si existe cointegración.

Metodología Engle-Granger:

Primer paso. Se estima la relación de largo plazo con la ecuación (9) por mínimos cuadrados ordinarios, arrojando los siguientes resultados:

Cuadro 29

Variable dependiente: *lep**

Variable	Coefficiente	Error estándar	t estadístico	Probabilidad
Constante	1.141186	0.0267115	42.71663	0.0000
<i>lp</i>	0.969928	0.009323	1040310	0.0000
R ² ajustada		Estad. DW		
0.999928		0.8793		

Segundo paso. Se hace un análisis de los residuales de esta regresión para ver si son integrados de orden cero, que es el requisito para que las series estén cointegradas. Para lo

anterior, se aplican las dos pruebas de raíces unitarias DFA y la Phillips-Perron, arrojando los siguientes resultados:

Cuadro 30

Los residuales estimados*.

Estadístico Dickey-Fuller		Estadístico Phillips-Perron	
	-3.602275		-3.608905
Valores críticos del 1%	-2.6132	Valores críticos del 1%	-2.6132
5%	-1.9480	5%	-1.9480
10%	-1.6195	10%	-1.6195

* La regresión para la DFA se corrió con 0 rezagos para que los residuales de esta última no tuviera problemas de correlación.

Observando el valor calculado del estadístico DFA se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria con un valor crítico del 5%. Asimismo, para la prueba Phillips-Perron se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Por lo tanto se concluye que los residuales de la relación de largo plazo entre lep^* y lp son integrados de orden cero.

La otra forma de ver si los residuales son estacionarios (integrados de orden cero) es observando su función de autocorrelación parcial. Esta se presenta en el anexo estadístico (gráfica 9), observándose que las autocorrelaciones caen exponencialmente, por lo tanto estos residuales son estacionarios.

Aplicando la prueba DW se tiene un valor calculado de esa misma que es igual a 0.8793 entonces se rechaza la hipótesis nula de no cointegración.

Entonces y bajo todas las pruebas aplicadas se acepta la hipótesis nula de cointegración entre lep^* y lp en el largo plazo y por lo tanto se cumple la HPPC en el largo plazo.

Metodología de Johansen

De igual manera que en el caso de corto plazo para aplicar esta metodología es necesario conocer que tipo de tendencia tienen ambas series si determinística o estocástica. Para lo anterior se toman los resultados de la prueba DFA que se realizó al inicio de este apartado para las series lep^* y lp ya que ella nos indica que tipo de tendencia siguen ambas series.

En la aplicación del primer modelo (véase el cuadro 21) para lep^* el t-estadístico calculado para a_2 es de 2.09 por lo que se acepta la hipótesis nula de que $a_2 = 0$. Para el segundo modelo, de la misma lep^* el estadístico calculado para a_0 fue de 1.90 por lo que se acepta la hipótesis nula de que $a_0 = 0$. Por lo anterior, se puede concluir que la serie lep^* es un proceso estocástico no estacionario sin tendencia lineal determinística. Para la serie lp el t-estadístico calculado para a_2 es de 2.05 por lo que se acepta la hipótesis nula de que $a_2 = 0$. Para el segundo modelo, de la misma lp el estadístico calculado para a_0 fue de 2.46 por lo que se acepta la hipótesis nula de que $a_0 = 0$. Asimismo, se puede concluir que la serie lp es un proceso estocástico no estacionario sin tendencia lineal determinística

Una vez probado que ambas series son procesos estocásticos no estacionarios sin tendencia determinística se procede a aplicar la metodología de Johansen, la cual arroja los siguientes resultados:

Cuadro 31

Series: lep^* y lp .

Prueba bajo el supuesto de que los datos no tienen tendencia determinística.

Eigen Valor	Razón de Verosimilitud	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1 %	Hipo. Nula. Num. de ecua. de cointegración
0.071010	16.22113	19.96	24.604	Ninguna
0.023010	4.8490	9.24	12.97	Cuando mucho 1

Por lo que se observa en la razón de verosimilitud y comparándola con los valores críticos, al ser mayores los valores críticos 19.96 y 24.604, se puede concluir que las series

lep^* y lp no están cointegradas, por lo que se rechaza la HPPC en el largo plazo. Este resultado es contrario al que se obtuvo con la metodología Engle-Granger. Sin embargo, en la metodología de Johansen la hipótesis nula de no cointegración está muy cerca de ser rechazada con un valor crítico del 5% ya que 16.22 está muy cerca de 19.96.

Pruebas de hipótesis sobre los coeficientes.

Para hacer esta prueba se toma la estimación de la metodología de Johansen, el cual arroja el siguiente vector de cointegración normalizado:

Cuadro 32

lep^*	lp	Constante
1.00000	-0.961464	-1.0942
	(0.01751)	(0.05854)

Donde los números en paréntesis son sus respectivos errores estándares.

Como se puede observar los coeficientes de lep^* y lp están muy cerca de como lo predice la HPPC, de igual magnitud y de signo opuesto. Sin embargo, haciendo la hipótesis de que la constante sea cero se rechaza (ver el coeficiente y su error estándar). Esto se debe a que se está partiendo de un nivel dado inicial en la relación entre lep^* y lp .

VII.- CONCLUSIONES

En las primeras pruebas de raíces unitarias aplicadas a las series del TCR tanto mensual como anual se observan interesantes resultados.

Se concluye que la serie anual tiene un comportamiento de un proceso estocástico estacionario lo cual quiere decir que los choques que sufre esta serie son transitorios teniendo el TCR una fuerte tendencia a regresar a su nivel de equilibrio de largo plazo. Por lo anterior, se pudo comprobar que este proceso puede ser representado por un proceso autorregresivo de orden 1. Es decir, si se presenta un choque aleatorio, la trayectoria temporal de esta variable va a ser convergente de manera rápida a un nivel de equilibrio dado. Por otro lado y en el mismo sentido, si el TCR sufre de diversos choques aleatorios, que es como sucede en la realidad, de cualquier manera regresará a un equilibrio pero en este caso será un equilibrio estocástico. Asimismo, en este espacio temporal el TCR no sufre de periodos de volatilidad (véase la prueba LM-ARCH que se aplicó a la serie) y este resultado es congruente con los mencionados anteriormente. En cuanto a la HPPC esta se cumple en el largo plazo de acuerdo a la metodología Engle-Granger, y si se observa la gráfica 8 de los residuales de la relación de largo plazo es similar a la gráfica del TCR, la cual una vez probada que es estacionaria, concuerda con la conclusión de que el TCR es un proceso estacionario, en otras palabras, los errores que no son explicados por la relación entre lep^* y lp es el TCR pero ahora sobre un nivel de cero, pero estos cambios son transitorios ya que la serie del TCR se encuentra en un equilibrio estocástico.

En cuanto a la serie del TCR de corto plazo (mensual) se aceptó que tiene raíz unitaria, lo cual quiere decir que es un proceso estocástico no estacionario. La implicación teórica al respecto es que los choques que sufre el TCR tiene un carácter de ser permanentes, es decir, perduran por más de un periodo o que existe poca fuerza para que regrese a un nivel dado de equilibrio. Por lo anterior, y para hacer un análisis estructural de la serie se procedió a estimar un modelo ARIMA (0,1,1) con lo cual se prueba que el TCR en el corto plazo no es un paseo aleatorio (aunque como se menciono en ese apartado está cerca de serlo). Asimismo se aceptó que el TCR en este espacio temporal sufre de

volatilidad, al aceptar que existe heterocedasticidad condicional (ARCH) lo cual significa que existe incertidumbre en la serie, por lo que un choque aleatorio es exacerbado por la misma incertidumbre; este resultado también es congruente con los anteriores ya que el TCR no tiene fuerza para regresar a un nivel dado. En cuanto a la HPPC en el corto plazo no se cumple, de acuerdo con la metodología de Engle-Granger (tampoco se cumple con la metodología de Johansen); también este resultado concuerda con todos los anteriores, ya que esta prueba nos indica que existen desviaciones no estacionarias de la HPPC.

La explicación teórica de los resultados anteriores nos llevan a pensar en las siguientes reflexiones:

1) En el corto plazo el TCR tiene poca fuerza para regresar a un nivel de equilibrio. Los choques (ya sea monetarios o reales) afectan los precios relativos debido a que los mercados tardan cierto tiempo en ajustarse (debido a imperfecciones de mercado: precios rígidos, problemas de información, etc.); aún más, los choques van a ser exacerbados por la incertidumbre inherente al TCR debido básicamente a las expectativas de los agentes⁹.

2.- El TCR en el largo plazo tiende a regresar a un nivel dado de equilibrio de largo plazo (reafirmado con el cumplimiento de la HPPC en el largo plazo). La implicación teórica de este resultado es que a pesar de los choques que sufre el TCR en el corto plazo, este regresa muy rápido a su nivel de equilibrio estocástico. Lo anterior se debe a que en este espacio temporal los agentes económicos se han ajustado a los cambios ocurridos en el corto plazo (es decir, los precios no siempre van a ser rígidos) y los precios relativos se moverán ante cambios reales (cambios tecnológicos, por ejemplo).

Ante estos resultados teóricos, choques monetarios van a afectar al TCR en el corto plazo pero no a largo plazo. Es decir, las políticas cambiarias (si se definen estas como un objetivo de política) serán efectivas en el corto plazo, pero se incurrirá a introducir incertidumbre. En el largo plazo dicha política será inefectiva ya que existen las fuerzas de mercado para llevar al TCR a un nivel de equilibrio en el largo plazo.

⁹ Al respecto véase a Krugman (1996). En el modelo de Krugman, se describen como las expectativas de los agentes influyen de manera significativa en la volatilidad del TCN (el efecto llamado over-shooting o sobre reacción), y si se supone cierta rigidez de precios en el corto plazo, esa volatilidad se verá reflejada en el TCR.

A la luz de estos resultados se pueden presentar ciertas evidencias empíricas (históricas) de este comportamiento. En el periodo de 1978 a 1982 se pretendió aplicar una política cambiaria que indujera a la estabilidad macroeconómica; sin embargo, como los déficits del sector público iban en aumento, éstos presionaban a la alza a los precios, los cuales a su vez llevaron a la apreciación del TCR. En el periodo de gobierno de Miguel de la Madrid se pretendió impulsar una reforma económica que hiciera frente a la coyuntura económica y a su vez a hacer frente a los problemas estructurales que estaba enfrentando la economía mexicana en 1982; con este propósito, la política y la estrategia económica cambiaron radicalmente al aplicarse un plan de ajuste ortodoxo. La política cambiaria tuvo como objetivo principal el que los agentes económicos enfrentaran un TCR subvaluado para promover las exportaciones no petroleras y así impulsar este sector. Sin embargo, una política de este tipo trajo como consecuencia una inestabilidad creciente del TCR (ver gráfica 13). Esta situación, provocó que la mayoría de los precios internos se indizaran al TCN. Al retroalimentarse el círculo vicioso TCN-inflación, la economía mexicana empezó a manifestar signos de una instalación de inercia inflacionaria, es en este periodo donde se manifiesta el cómo las expectativas influyen en el TCN. Para atacar dicho fenómeno, la política y estrategia económicas dan un giro hacia lo que se llama un plan de ajuste heterodoxo, que combina políticas de control de demanda con políticas de control de precios. Uno de los precios claves es TCN el cual se convierte, de nueva cuenta, en un objetivo para la estabilización macroeconómica. Como resultado de ello a partir de 1988 el TCR comienza a sobrevaluarse, debido al control cambiario y a que la brecha de inflaciones entre México y Estados Unidos era significativa. Este control ficticio del TCR provocó un desequilibrio externo (es decir, los precios relativos estaban distorsionados). Ahora, como ese desequilibrio no puede ser permanente (un juego de no-ponzi) el ajuste al equilibrio fue abrupto con una devaluación de cerca del 100% en diciembre de 1994 y con un nivel de incertidumbre que llegó a proporciones que no se habían vivido en la economía mexicana, incluyendo la crisis de 1982 (véase en la gráfica 13 como la incertidumbre aumentó de manera dramática en diciembre de 1994).

Estas cuestiones históricas pueden ser observadas en la gráfica del TCR en el corto plazo, ya que cuando se quiere implementar una política de cambio fijo esto lleva

irremediablemente a que los precios relativos se distorsionen en el corto plazo, sin embargo esta política es inefectiva en el largo plazo ya que las fuerzas de mercado empujan el TCR a su equilibrio de largo plazo y lo recurrente en todos los ajustes al equilibrio han sido traumáticos para la economía mexicana (devaluaciones).

Por todo lo anterior, la política monetaria y con ella la cambiaria no debe estar guiada a cumplir ciertos objetivos de un nivel de TCR, ya que en lugar de conseguir un equilibrio interno y externo provocará mayor incertidumbre. Lo que se debe hacer en términos de política es evitar la volatilidad del TCR en el corto plazo, es decir en esta recomendación el TCN debe ser utilizado como instrumento de reducción de la incertidumbre y no como un instrumento para fijar el TCR, ya que este por si solo en el largo plazo se encontrará en un equilibrio estacionario.

Por último, es evidente que todas las crisis económicas y financieras que ha enfrentado México han ido acompañadas de fuga de capitales. En ese sentido la entrada y salida de capitales influye de manera significativa en la determinación del TCN en el corto plazo y es muy probable que la volatilidad a la que se ha concluido que tiene el TCR en el corto plazo en este trabajo, provenga de la misma variabilidad de entrada y salida de capitales (influenciadas por las expectativas de los agentes, Krugman(1996)). Por lo tanto sería de radical importancia establecer esquemas de regulación en este tipo de mercados, creando un esquema de incentivos para todos los agentes involucrados. La importancia de diseñar esquemas correctos de incentivos es por que empíricamente se ha visto que si se restringen estos mercados financieros internacionales simplemente no se contaría con el ahorro externo necesario para el crecimiento económico de México; mientras no se cuente con el ahorro interno necesario para financiar dicho crecimiento. Sin embargo, esto último escapa ya al tema principal de este trabajo; al respecto Jean-Jacques Laffont y otros autores están trabajando en modelos de economía de la regulación de los mercados financieros

ANEXO ESTADÍSTICO

Tabla 1

Tipo de cambio Real Multilateral. Datos mensuales. (1990=100)

Fecha						
1984:01	0.189288	0.184942	0.181959	0.185365	0.177489	0.183557
1984:07	0.169616	0.164643	0.163760	0.159175	0.165108	0.156218
1985:01	0.152392	0.141461	0.143661	0.146134	0.147068	0.145665
1985:07	0.157300	0.186328	0.182478	0.194903	0.202882	0.209012
1986:01	0.210503	0.228363	0.243651	0.246990	0.254503	0.254661
1986:07	0.270231	0.283062	0.291779	0.293900	0.285736	0.284983
1987:01	0.295851	0.295420	0.297920	0.299964	0.303180	0.297175
1987:07	0.286003	0.281755	0.287484	0.283057	0.289646	0.309108
1988:01	0.290242	0.269225	0.263427	0.260022	0.253484	0.242639
1988:07	0.229254	0.225228	0.223861	0.229654	0.236235	0.232926
1989:01	0.226042	0.225814	0.224616	0.224814	0.216506	0.209723
1989:07	0.219973	0.218847	0.216151	0.220872	0.221315	0.221161
1990:01	0.216044	0.214906	0.208275	0.207109	0.212043	0.208612
1990:07	0.212231	0.217077	0.220911	0.230988	0.229404	0.218745
1991:01	0.214247	0.215925	0.201849	0.194494	0.191936	0.184947
1991:07	0.184882	0.186583	0.189903	0.190280	0.190907	0.189603
1992:01	0.188250	0.182684	0.175984	0.174996	0.179262	0.183699
1992:07	0.187395	0.185600	0.182223	0.176116	0.166209	0.164006
1993:01	0.160221	0.158205	0.159374	0.161855	0.159052	0.155359
1993:07	0.149492	0.147348	0.151073	0.148785	0.146731	0.140977
1994:01	0.138471	0.141238	0.150384	0.154033	0.152793	0.156699
1994:07	0.163809	0.161486	0.162977	0.165532	0.164778	0.183017
1995:01	0.249914	0.252889	0.292367	0.266565	0.242145	0.247587
1995:07	0.239548	0.227652	0.220880	0.232514	0.259408	0.250285
1996:01	0.233959	0.228685	0.224585	0.213392	0.207050	0.204155
1996:07	0.204764	0.201220	0.196692	0.195436	0.199972	0.189326
1997:01	0.174408	0.166982	0.167126	0.163552	0.165683	0.165504
1997:07	0.159391	0.152207	0.151948	0.152667	0.165619	

Tabla 2

Tipo de cambio Real Multilateral. Datos anuales. (1990=100)

Fecha					
1950	3.299670	3.303916	2.792246	2.789706	3.872799
1955	3.347990	3.303818	3.239787	2.923875	2.837478
1960	2.794202	2.868284	2.897750	2.898697	2.872217
1965	2.879370	2.971956	3.000548	3.109837	3.194183
1970	3.248379	3.364231	1.844780	1.867086	2.003669
1975	2.363326	2.014932	2.815799	2.529066	2.829872
1980	2.439367	1.988273	3.286695	3.184292	2.874409
1985	2.755996	3.444547	3.424595	2.758947	2.605770
1990	2.442506	2.141008	1.914611	1.777722	1.824175
1995	2.670514	2.402062			

Tabla 3

Series *lep** y *lp*
 Datos mensuales.

Fecha	<i>lep*</i>	<i>lp</i>	Fecha	<i>lep*</i>	<i>lp</i>	Fecha	<i>lep*</i>	<i>lp</i>
1984:01:00	2.585883	1.280934	1988:08:00	5.355699	4.226834	1993:03:00	5.760575	5.027165
1984:02:00	2.589267	1.335001	1988:09:00	5.356775	4.232656	1993:04:00	5.761265	5.033049
1984:03:00	2.596001	1.386294	1988:10:00	5.35785	4.239887	1993:05:00	5.772562	5.038899
1984:04:00	2.661657	1.435085	1988:11:00	5.358923	4.254193	1993:06:00	5.771591	5.04407
1984:05:00	2.681657	1.458615	1988:12:00	5.36534	4.273884	1993:07:00	5.768671	5.049215
1984:06:00	2.722282	1.481605	1989:01:00	5.383481	4.298645	1993:08:00	5.761554	5.054333
1984:07:00	2.723398	1.526056	1989:02:00	5.398597	4.312141	1993:09:00	5.760575	5.061962
1984:08:00	2.720045	1.547563	1989:03:00	5.417721	4.322807	1993:10:00	5.764486	5.065755
1984:09:00	2.772714	1.589235	1989:04:00	5.437679	4.337291	1993:11:00	5.779459	5.070161
1984:10:00	2.772714	1.609438	1989:05:00	5.462594	4.351567	1993:12:00	5.759596	5.077671
1984:11:00	2.83015	1.648659	1989:06:00	5.471829	4.363099	1994:01:00	5.764486	5.085743
1984:12:00	2.827905	1.686399	1989:07:00	5.48297	4.373238	1994:02:00	5.764486	5.090678
1985:01:00	2.879198	1.757858	1989:08:00	5.488789	4.383276	1994:03:00	5.822572	5.095589
1985:02:00	2.878074	1.808289	1989:09:00	5.503777	4.391977	1994:04:00	5.84466	5.100476
1985:03:00	2.924612	1.84055	1989:10:00	5.518617	4.406719	1994:05:00	5.832648	5.105339
1985:04:00	2.926864	1.871802	1989:11:00	5.530222	4.421247	1994:06:00	5.852478	5.110782
1985:05:00	2.974509	1.902108	1989:12:00	5.543755	4.454347	1994:07:00	5.865278	5.114995
1985:06:00	2.973384	1.916923	1990:01:00	5.571424	4.50092	1994:08:00	5.865147	5.119789
1985:07:00	3.05927	1.960095	1990:02:00	5.578582	4.52396	1994:09:00	5.868166	5.126936
1985:08:00	3.243998	2.00148	1990:03:00	5.587638	4.541165	1994:10:00	5.874031	5.132263
1985:09:00	3.271089	2.04122	1990:04:00	5.597588	4.55598	1994:11:00	5.884659	5.137562
1985:10:00	3.31182	2.066863	1990:05:00	5.612507	4.57368	1994:12:00	6.020693	5.145749
1985:11:00	3.379974	2.116256	1990:06:00	5.621209	4.59512	1995:01:00	6.36717	5.182907
1985:12:00	3.468108	2.186051	1990:07:00	5.628301	4.613138	1995:02:00	6.404034	5.224671
1986:01:00	3.544778	2.272126	1990:08:00	5.65799	4.629863	1995:03:00	6.569313	5.28168
1986:02:00	3.604138	2.312535	1990:09:00	5.6808	4.644391	1995:04:00	6.515246	5.358471
1986:03:00	3.681301	2.360854	1990:10:00	5.711582	4.658711	1995:05:00	6.462561	5.399519
1986:04:00	3.737503	2.406945	1990:11:00	5.71264	4.684905	1995:06:00	6.508048	5.430661
1986:05:00	3.800421	2.459589	1990:12:00	5.703382	4.715817	1995:07:00	6.495102	5.450609
1986:06:00	3.873365	2.525729	1991:01:00	5.710692	4.741448	1995:08:00	6.500426	5.467216
1986:07:00	3.937691	2.572612	1991:02:00	5.698328	4.757891	1995:09:00	6.519899	5.487697
1986:08:00	4.046869	2.653242	1991:03:00	5.696093	4.772378	1995:10:00	6.578105	5.508173
1986:09:00	4.133806	2.70805	1991:04:00	5.698442	4.782479	1995:11:00	6.71629	5.532599
1986:10:00	4.203558	2.766319	1991:05:00	5.70578	4.792479	1995:12:00	6.719069	5.56452
1986:11:00	4.266854	2.827314	1991:06:00	5.70811	4.803201	1996:01:00	6.703495	5.599902
1986:12:00	4.335485	2.906901	1991:07:00	5.711731	4.812184	1996:02:00	6.702574	5.622934
1987:01:00	4.419322	2.985682	1991:08:00	5.72301	4.818667	1996:03:00	6.712785	5.64474
1987:02:00	4.484561	3.054001	1991:09:00	5.71831	4.828314	1996:04:00	6.707732	5.672636
1987:03:00	4.553235	3.11795	1991:10:00	5.724585	4.840242	1996:05:00	6.707823	5.690697
1987:04:00	4.622342	3.202746	1991:11:00	5.727847	4.864453	1996:06:00	6.721611	5.706778
1987:05:00	4.695851	3.273364	1991:12:00	5.723843	4.888091	1996:07:00	6.731257	5.720967
1987:06:00	4.761764	3.342862	1992:01:00	5.72083	4.906015	1996:08:00	6.718532	5.734312
1987:07:00	4.81794	3.421	1992:02:00	5.722585	4.917789	1996:09:00	6.721611	5.75003
1987:08:00	4.870438	3.499533	1992:03:00	5.725847	4.927978	1996:10:00	6.740401	5.762366
1987:09:00	4.922663	3.563883	1992:04:00	5.727847	4.93663	1996:11:00	6.771688	5.777652

Continuación

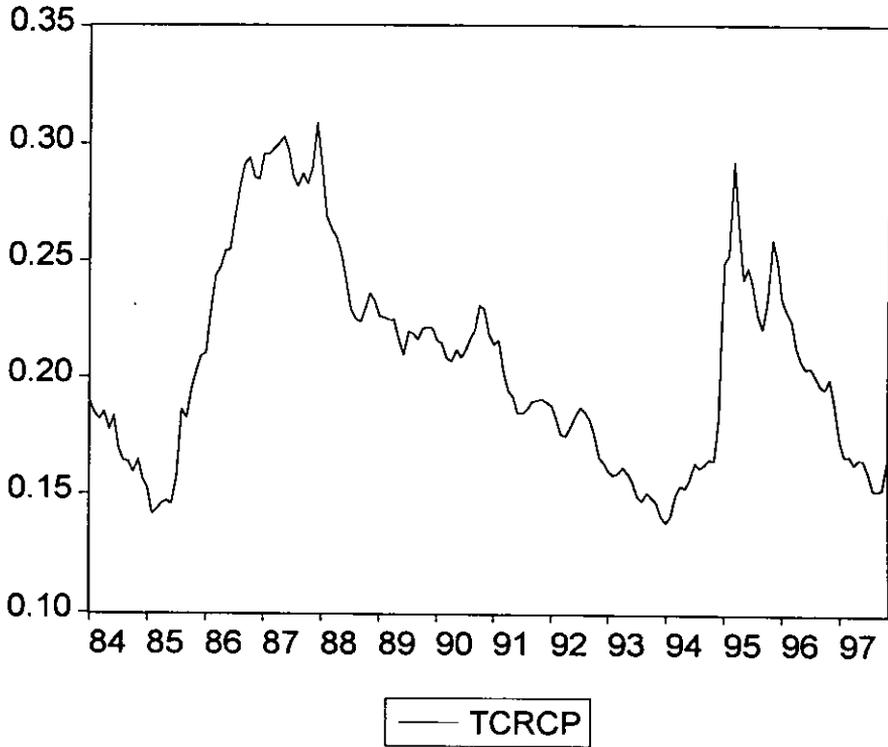
Fecha	lep*	lp	Fecha	lep*	lp	Fecha	lep*	lp
1987:10:00	4.977781	3.642836	1992:05:00	5.743548	4.943783	1996:12:00	6.772055	5.809043
1987:11:00	5.031849	3.720862	1992:06:00	5.757892	4.950177	1997:01:00	6.772884	5.855358
1987:12:00	5.203391	3.858622	1992:07:00	5.755919	4.956531	1997:02:00	6.757856	5.851052
1988:01:00	5.292802	4.001864	1992:08:00	5.74527	4.962845	1997:03:00	6.770354	5.863631
1988:02:00	5.31296	4.080922	1992:09:00	5.746258	4.971201	1997:04:00	6.760959	5.874369
1988:03:00	5.326205	4.131961	1992:10:00	5.758877	4.978112	1997:05:00	6.764052	5.883322
1988:04:00	5.335035	4.162003	1992:11:00	5.755919	4.987025	1997:06:00	6.768183	5.892197
1988:05:00	5.341607	4.180522	1992:12:00	5.754932	5.000585	1997:07:00	6.758777	5.900719
1988:06:00	5.348136	4.201703	1993:01:00	5.754682	5.013298	1997:08:00	6.746567	5.909712
1988:07:00	5.354622	4.218036	1993:02:00	5.753429	5.021245	1997:09:00	6.749306	5.922114
						1997:10:00	6.754976	5.930121
						1997:11:00	6.813414	5.941223

Tabla 4
Series lep^* y lp

Fecha	lep^*	lp
1950	-1.593196	-2.937463
1951	-1.484437	-2.830218
1952	-1.511518	-2.688248
1953	-1.527328	-2.703063
1954	-1.155183	-2.659260
1955	-1.155183	-2.513306
1956	-1.120091	-2.465104
1957	-1.093625	-2.419119
1958	-1.078810	-2.302585
1959	-1.078810	-2.273026
1960	-1.075140	-2.253795
1961	-1.078810	-2.282782
1962	-1.078810	-2.292635
1963	-1.078810	-2.292635
1964	-1.078810	-2.282782
1965	-1.056991	-2.263364
1966	-1.025130	-2.263364
1967	-1.025130	-2.273026
1968	-0.997636	-2.282782
1969	-0.961027	-2.273026
1970	-0.925710	-2.253795
1971	-0.891598	-2.253795
1972	-0.849801	-1.609438
1973	-0.726187	-1.496109
1974	-0.553385	-1.394327
1975	-0.464022	-1.469676
1976	-0.210672	-1.058430
1977	0.231968	-0.949331
1978	0.316678	-0.755023
1979	0.434091	-0.748660
1980	0.575433	-0.458866
1981	0.725300	-0.109815
1982	1.579061	0.239804
1983	2.347626	1.038508
1984	2.705899	1.497388
1985	3.126192	1.959954
1986	3.965320	2.581882
1987	4.802650	3.428586
1988	5.342933	4.185814
1989	5.471350	4.369030
1990	5.639280	4.605170
1991	5.711895	4.809416
1992	5.742894	4.953931
1993	5.764331	5.046749
1994	5.856962	5.114022
1995	6.534953	5.413898
1996	6.726730	5.709433

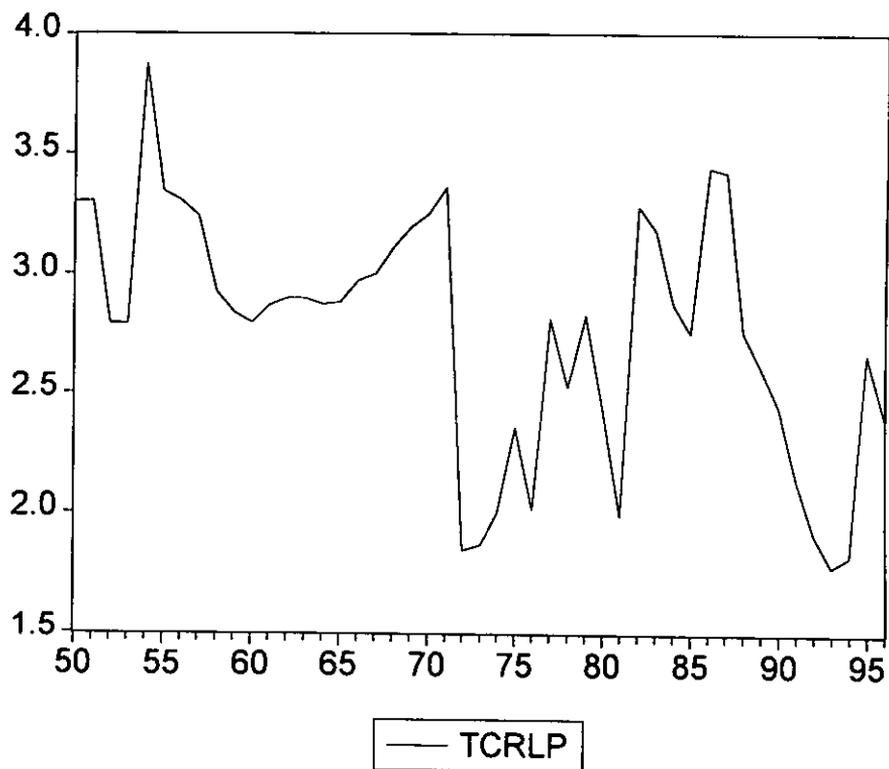
Gráfica 1

**Tipo de cambio real multilateral.
Datos mensuales (1990=100)**



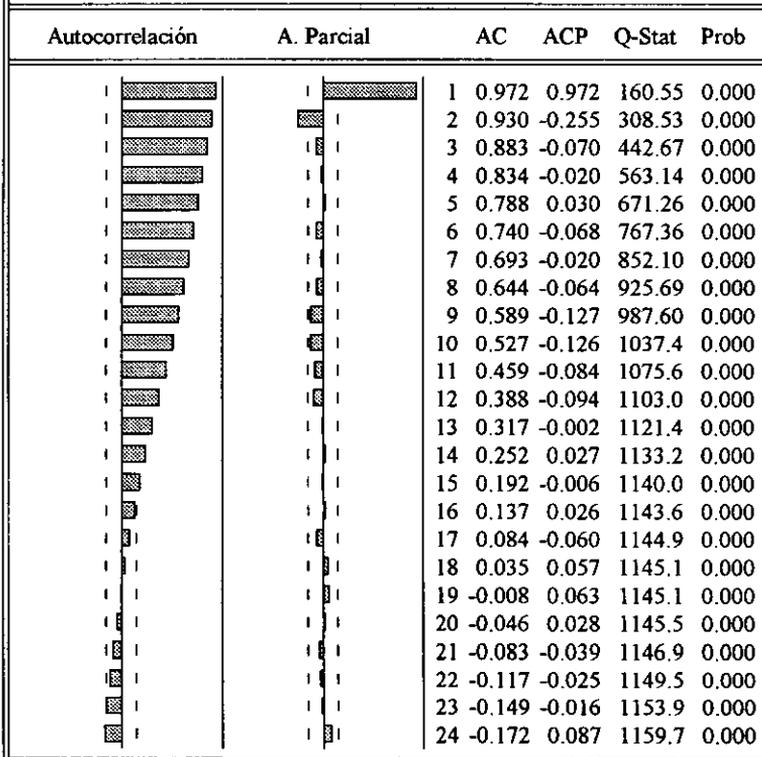
Gráfica 2

**Tipo de cambio real multilateral
Datos anuales. (1990=100)**



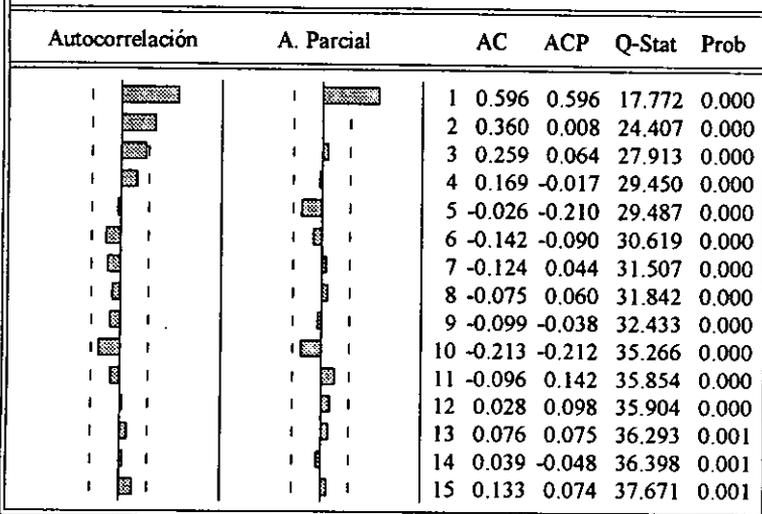
Gráfica 3

Función de autocorrelación y autocorrelación parcial
Tipo de Cambio Real Multilateral. Datos mensuales.

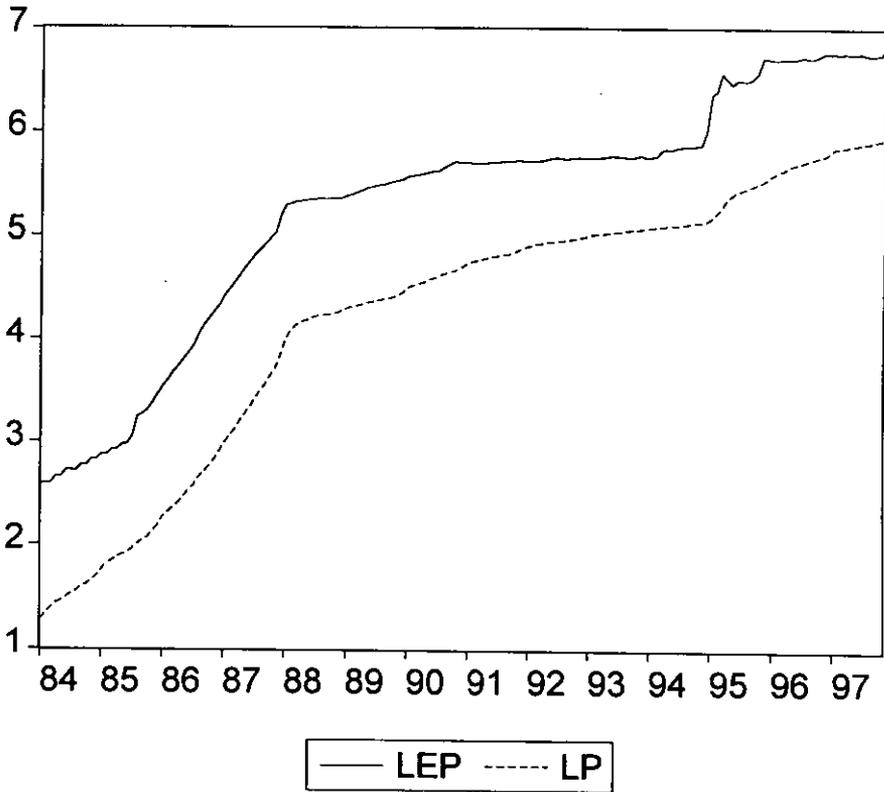


Gráfica 4

Función de Autocorrelación y autocorrelación parcial
 Tipo de cambio real multilateral. Datos anuales.

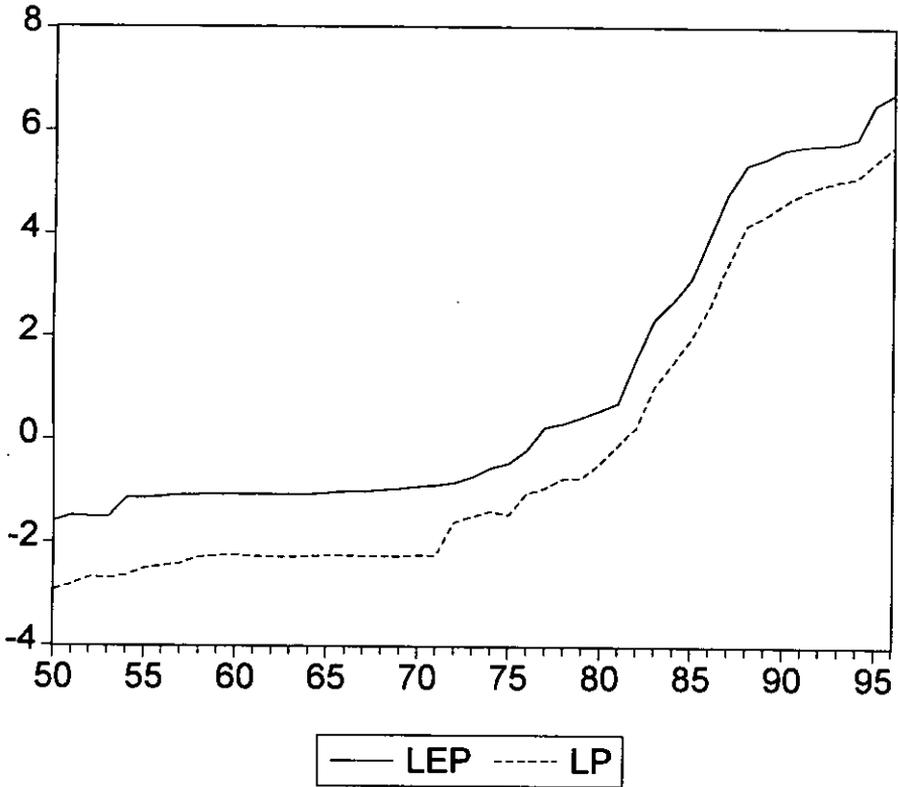


Gráfica 5
Series lep* y lp
Datos mensuales



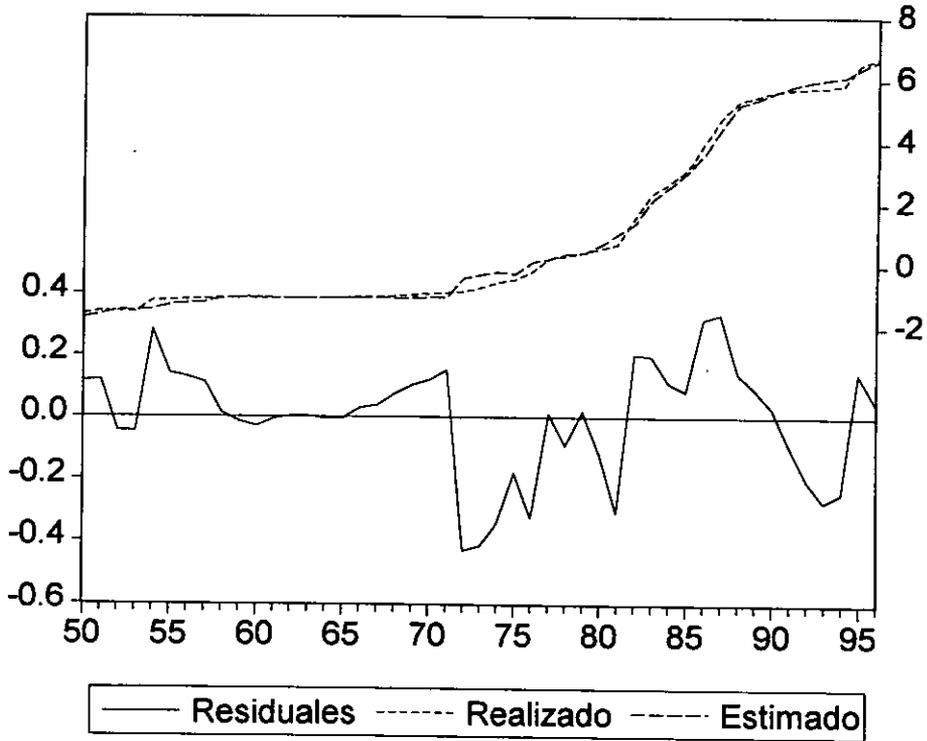
Gráfica 6

Series lep* y lp
Datos anuales.



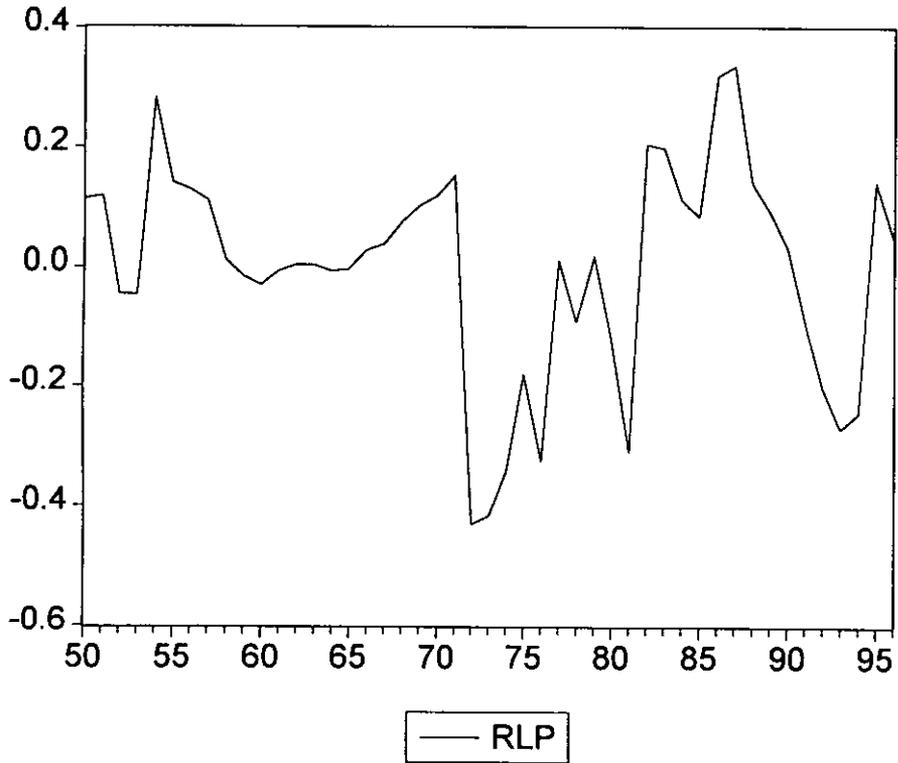
Gráfica 7

Grafica de la regresión de la prueba Engle-Granger
Datos anuales



Gráfica 8

Gráfica de los residuos de la estimación de la regresión con datos anuales.



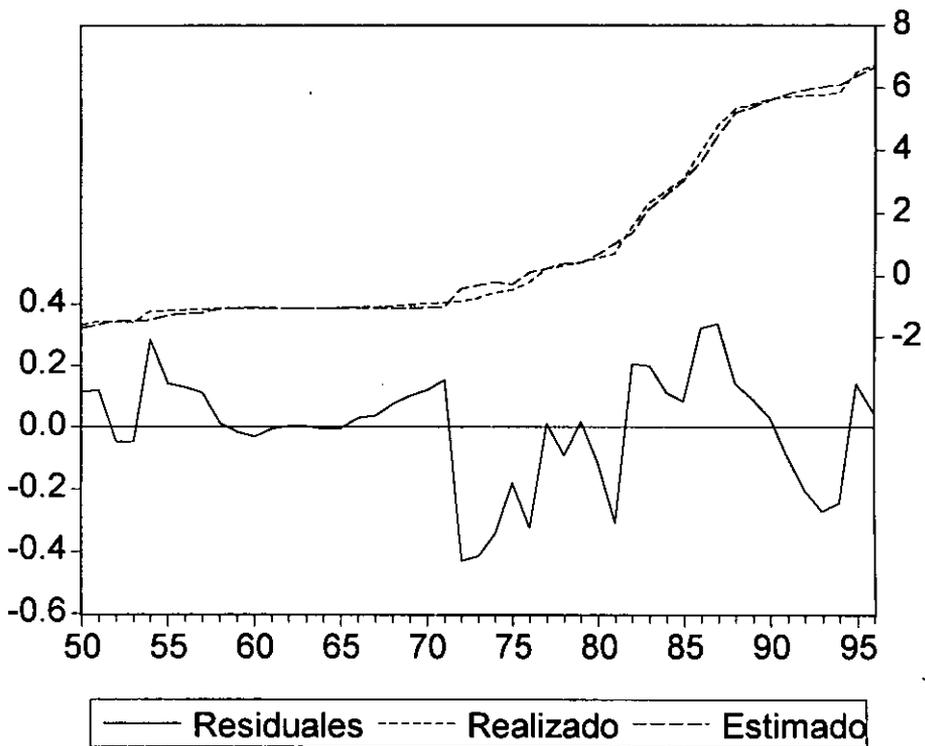
Gráfica 9

Función de autocorrelación y de autocorrelación parcial
Residuos de la regresión con datos anuales

Autocorrelación	A. Parcial	AC	ACP	Q-Stat	Prob	
		1	0.555	0.555	15.430	0.000
		2	0.274	-0.049	19.272	0.000
		3	0.146	0.019	20.381	0.000
		4	0.063	-0.023	20.595	0.000
		5	-0.104	-0.186	21.186	0.001
		6	-0.207	-0.101	23.599	0.001
		7	-0.170	0.029	25.266	0.001
		8	-0.104	0.022	25.901	0.001
		9	-0.139	-0.102	27.077	0.001
		10	-0.324	-0.316	33.600	0.000
		11	-0.233	0.078	37.081	0.000
		12	-0.098	0.049	37.715	0.000
		13	-0.056	-0.014	37.930	0.000
		14	-0.148	-0.181	39.460	0.000
		15	-0.078	-0.011	39.897	0.000

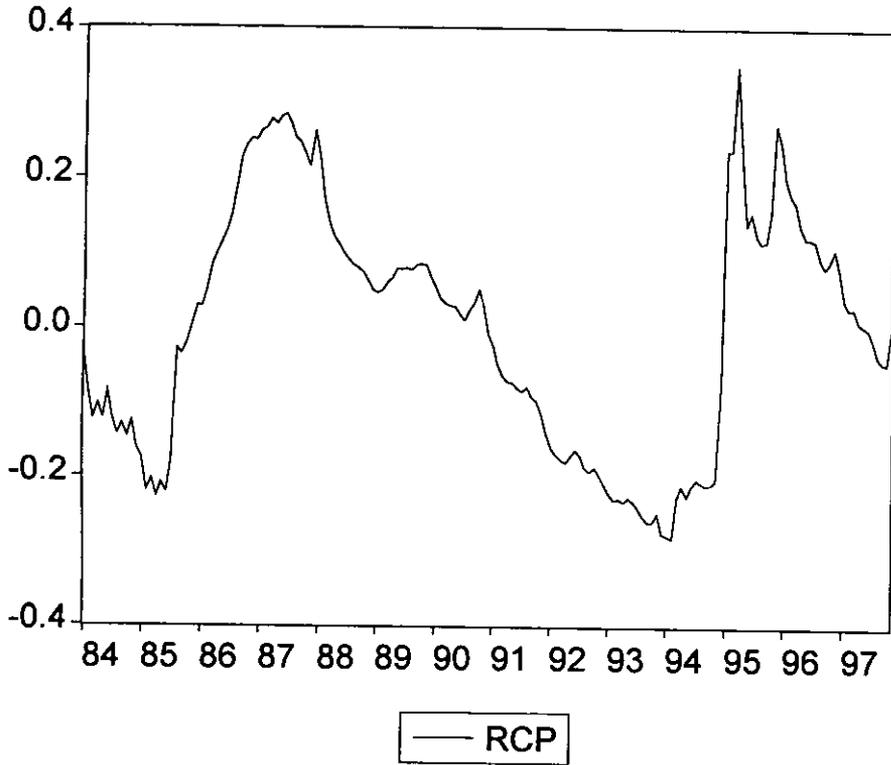
Gráfica 10

Grafica de la regresión de la prueba Engel-Granger
Datos anuales



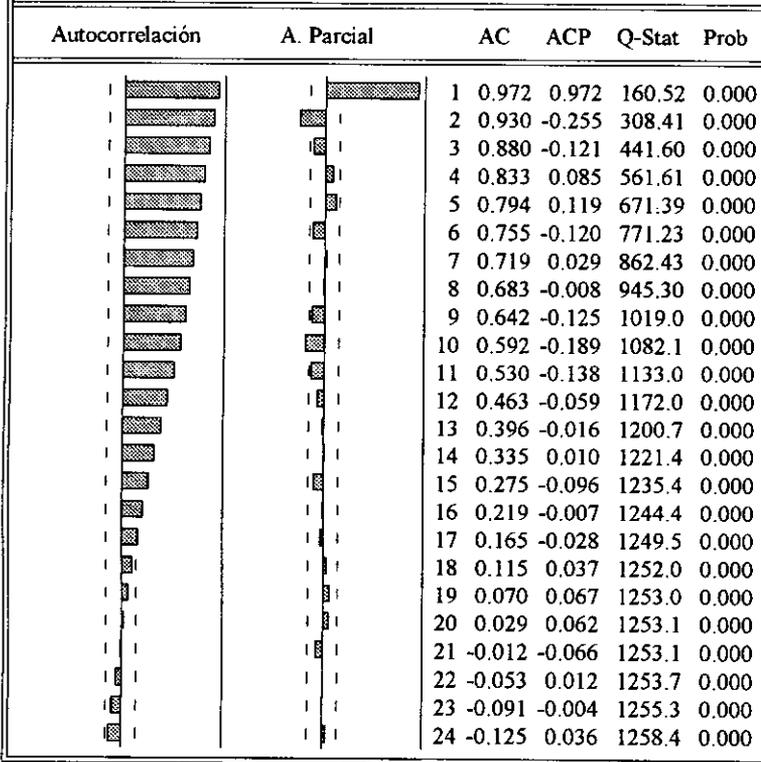
Gráfica 11

Residuos de la regresión de datos mensuales



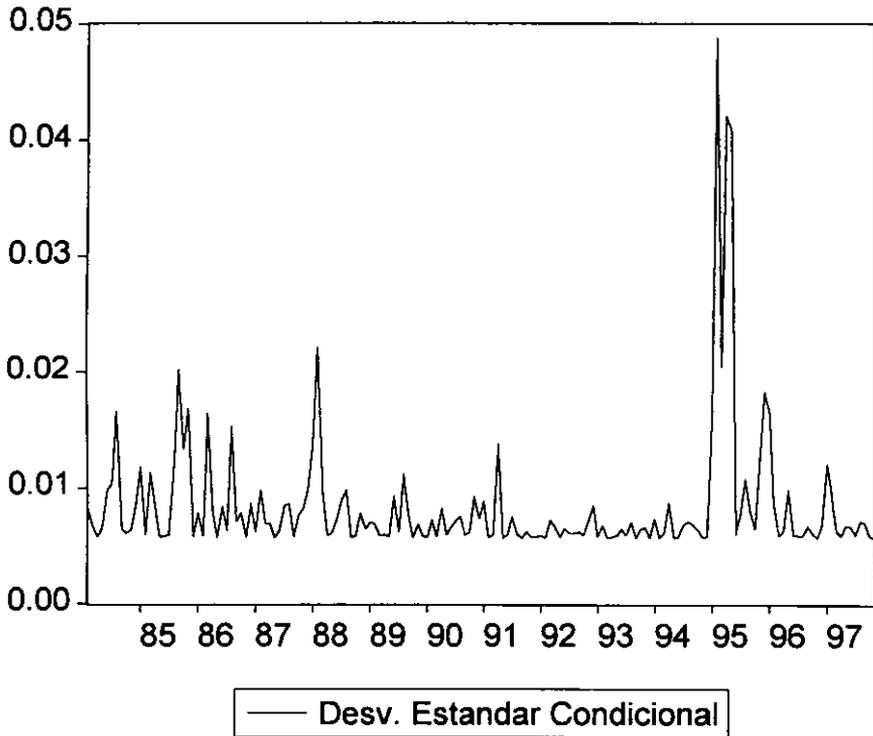
Gráfica 12

Función de Autocorrelación y Autocorrelación parcial
Residuos de la regresión. Datos mensuales



Gráfica 13

Desviación Estandar Condicional
Del modelo ARCH para la serie
del TCR de corto plazo.



BIBLIOGRAFÍA

- Arellano Cadena, Rogelio. (1993), *Incertidumbre cambiaria y desarrollo económico: la experiencia de América Latina y del Este de Asia*, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos. México D.F. Serie de Estudios.
- Campbell, J. y Mankiw, G.(1987), "Time-Series Analysis of Macroeconomics Fluctuations", *American Economic Review*. Vol. 77 No.2, pags. 111-117.
- _____ (1987) "Are Output Fluctuations Transitory ?". *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, noviembre, pags. 857-880.
- CIDE (1982), "Evolución de la Economía Mexicana y Perspectivas", *Economía Mexicana* No. 4
- CIDE (1985), "Evolución de la Economía Mexicana y Perspectivas", *Economía Mexicana* No 7.
- Dikey, David, y Wayne Fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autorregressive Time Series with Unit Root" *Econometrica*, Julio, pags. 1057-1072.
- Dornbusch, Rudiger y M.H. Simonsen (1987), "Estabilización de la inflación con el apoyo de una política de ingresos", *El Trimestre Económico*, Vol. LIV (2), No. 214, pags. 225-281.
- Edwards, Sebastian. (1987), "Determinantes reales y monetarios del comportamiento del tipo de cambio real: Teoría y prueba de los países en desarrollo", *El Trimestre Económico*, Vol. LVI No. especial, pags. 75-110.
- _____ (1989) *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment*, Massachusetts Institute of Tecnology (MIT).
- Enders, Walter (1995) *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons.
- Engle, Robert y Granger, C.W.J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation Estimation, and Testing". *Econometrica*. Vol. 55 No.2, pags. 251-276.
- Feruqee, Hamid (1994) *Long-Run Determinants of Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective*, Documento de Trabajo del Fondo Monetario Internacional, 94/90.
- Flynn Lippert, A. y Boucher Breuer, J (1994), "Purchasing Power Parity and Real Factors". *Applied Economics* No 26, pags. 1029-1036.

ESTA TESIS NO DEBE
SALIR DE LA BIBLIOTECA

- Guerrero, Victor (1991) *Análisis Estadístico de Series de Tiempo Económicas*. Universidad Autónoma Metropolitana.
- Herrera, Santiago.(1990), "Notas Sobre la Existencia de una Raíz Unitaria de la Serie del Tipo de Cambio Real del Peso Colombiano", *Estudios Económicos*. Vol. 5 No.1, pags. 157-171.
- Kim, Yoonbai (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 22 No. 4, pags. 491-503.
- Krugman, Paul y Obstfeld (1996) *Economía Internacional*, Mcgrow-Hill. México, D.F.
- Mahdavi. Seied y Ahaman Sohrabian (1993) "The exchange Value Dolar and U.S. Trade Balance: An Empirical Investigation Based on Cointegretion and Granger Causality Test", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol 33, N° 4, pags. 343-358.
- Mills, Terence. (1994), *Time Series Techniques for Economists*, Cambridge. University Press, Great Britain.
- Nelson, Charles y Plosser, Charles. (1982), Trends and Random Wlaks in Macroeconomics Time Series, *Journal of Monetary Economics* Vol. 10, pags. 139-162.
- Ros, Jaime. (1984), Crisis económica y política de estabilización en México, *Investigación Económica* No. 168, pags 257-292. U.N.A.M. F.E. México, D.F.
- Taylor, Lance. (1984), La crisis y su porvenir: Problemas de la política macroeconómica en México, *Investigación Económica* No. 170, pags. 287-311. U.N.A.M. F.E. México, D.F.
- Willet, T. (1986) "Exchange Rate Volatility, International Trade and Resource Allocation", *Journal of International Money and Finance*, Suplemento de Marzo.