

20821
16



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

ESCUELA NACIONAL DE ESTUDIOS PROFESIONALES
ACATLÁN

TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO:
UN MODELO ECONOMETRICO PARA
MÉXICO DURANTE EL PERÍODO 1990-2000

T E S I S

QUE PARA OBTENER EL TÍTULO DE:
LICENCIADO EN ECONOMÍA

P R E S E N T A :
JORGE ARMANDO JIMÉNEZ LÓPEZ

ASESORA DE TESIS
M. I. GENOVEVA BARRERA JIMÉNEZ

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN



SANTA CRUZ ACATLÁN, ESTADO DE MÉXICO, OCTUBRE DE 2003



A



Universidad Nacional
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

Biblioteca Central



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.

PAGINACIÓN

DISCONTINUA

A mi madre, la Señora
Alejandra López, que ha tenido
la sabiduría para impulsar a su
familia con amor, vitalidad y
ánimo constante en tiempos
dificiles.

A mis hermanos, Rosa Lilia y
Rafael, por los buenos
tiempos compartidos.

A Ana Lilia, por su apoyo
Incondicional y cariño
constante.

A mis familiares y amigos, por
la fuerza moral que han
depositado en mí.

A mi padre...
dondequiera que se
encuentre.

Autorizo a la Dirección General de Bibliotecas de
UNAM a difundir en formato electrónico e impreso el
contenido de mi trabajo académico.

NOMBRE: Jorge Armando Jiménez López

FECHA: 14 - Octubre - 2003

FIRMA: 

AGRADECIMIENTOS

Quisiera expresar mi más sincero agradecimiento a la asesora de esta tesis, la M. I. Genoveva Barrera Godínez, por haber compartido su tiempo, su talento y sus conocimientos a lo largo de este proceso de investigación.

Agradezco a mi Alma Máter, la Universidad Nacional Autónoma de México campus Acatlán por permitirme formar parte de ella y brindarme la oportunidad de cursar una licenciatura.

A los profesores de la carrera de Economía de Acatlán, quienes compartieron conmigo no sólo conocimiento, sino también su calidad humana, gracias.

Por último, y no por ello menos importante, a mis sinodales: Lic. Concepción Esparza Romo, Lic. Guadalupe Uribe Gutiérrez, Mtro. Luis Quintana Romero y Mtro. Ernesto Vázquez Cruz agradezco sus acertadas críticas y valiosas aportaciones, las cuales contribuyeron a mejorar este trabajo.

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN.....	v
CAPÍTULO 1. <u>Tipo de Cambio Real: Conceptos preelminares.</u>	
1.1.- Definición de Tipo de Cambio Real.....	1
1.2.- El Tipo de Cambio Real y las Exportaciones Netas.....	2
1.3.- La depreciación real y la balanza comercial: la condición Marshall-Lerner.....	3
1.4.- El Tipo de Cambio Real y el modelo IS-LM.....	4
1.5.- Medición del Tipo de Cambio Real.....	5
1.6.- Desalineamiento del Tipo de Cambio Real.....	7
CAPÍTULO 2. <u>Teorías del Tipo de Cambio Real de Equilibrio.</u>	
2.1.- La Teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo y el Tipo de Cambio Real.....	10
2.1.1.- La Teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo y la Ley de un solo precio.....	10
2.1.2.- La PPA Absoluta y Relativa.....	11
2.2.- Teoría de los Fundamentos del Tipo de Cambio Real.....	13
2.2.1.- Definición del Tipo de Cambio Real de Equilibrio.....	14
2.2.2.- Fundamentos del TCR.....	15
2.2.3.- Productividad: Efecto Balassa-Samuelsón.....	15
2.2.4.- Términos de Intercambio.....	16
2.2.5.- Gasto de Gobierno.....	17
2.2.6.- Flujo de Capitales Internacionales.....	18
2.2.7.- Oferta Monetaria.....	19
CAPÍTULO 3. <u>Evaluación Econométrica para la Teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo.</u>	
3.1.- Econometría de Series de Tiempo.....	21
3.1.1.- Función de Autocorrelación.....	22
3.1.2.- Prueba de Raíz Unitaria sobre Estacionariedad.....	23
3.1.3.- Cointegración.....	25
3.1.3.1.- Cointegración y Mecanismo de Corrección de Error.....	27
3.1.4.- Pruebas de Cointegración.....	28
3.1.4.1.- Prueba de Engle-Granger.....	28
3.1.4.2.- Prueba de Durbin-Watson sobre los residuos de cointegración.....	29
3.1.4.3.- Prueba de Johansen.....	29
3.2.- Aplicación de pruebas econométricas de series de tiempo para el TCR.....	30
3.2.1.- Función de Autocorrelación del TCR.....	32
3.2.2.- Prueba de Raíz Unitaria para el TCR.....	33
3.2.3.- Pruebas de Cointegración para la PPA.....	34
3.2.3.1.- Prueba de Engle-Granger para la PPA.....	38
3.2.3.2.- Estadística de regresión cointegrada de Durbin-Watson.....	40
3.2.3.3.- Prueba de cointegración de Johansen.....	44
CAPÍTULO 4.- <u>Estimación del Modelo del TCR de Equilibrio en base a sus Fundamentos.</u>	
4.1.- Definición de Variables.....	48
4.2.- Determinación del orden de integración de las variables.....	52
4.3.- Pruebas de cointegración entre el TCR y sus Fundamentos.....	55

4.3.1.- Prueba de Engle-Granger.....	56
4.3.2.- Prueba de Cointegración de Johansen.....	57
4.4.- Tipo de Cambio Real de Equilibrio con base en sus fundamentos y Mecanismo de Corrección de Error (MCE).....	58
4.4.1.- Parámetros de Largo Plazo de los Fundamentos del TCR.....	59
4.4.2.- Dinámica de corto plazo y velocidad de ajuste; Modelo con Corrección de Errores para el Tipo de Cambio Real en México.....	61
4.5.- Desalineamiento del TCR.....	69
CONCLUSIONES.....	76
ANEXO.	
A-1.- Dedución de la condición Marshall-Lerner.....	80
A-2.- Contraste Phillips-Perron.....	81
A-3.- Prueba de Chow para un punto de ruptura.....	84
A-4.- Prueba de residuales recursivos: CUSUM y CUSUM OF SQUARES.....	85
A-5.- Definición de variables.....	86
A-6.- Procedimiento utilizado para calcular la productividad relativa de Enero 1990 - Diciembre 1992.....	87
A-7.- Procedimiento utilizado para transformar la inversión extranjera total de trimestral a mensual y de millones de dólares a millones de pesos.....	90
A-8.- Filtro Hodrick-Prescott.....	91
A-9.- Pruebas de especificación de un VEC.....	93
A-10.-Base de datos.....	97
BIBLIOGRAFÍA.....	105

INTRODUCCIÓN

Elaborar un modelo econométrico del tipo de cambio real de equilibrio en México mediante el cual se calculen los desvíos del tipo de cambio real durante el período 1990-2000 con la finalidad de explicar los determinantes de dichas oscilaciones y las consecuencias que tuvieron para la economía nacional se constituye como el principal objetivo de este trabajo de investigación.

El tipo de cambio es una de las variables económicas más observadas y analizadas en México: Desde las amas de casa, pasando por vendedores informales, empleados del sector público y privado, políticos, profesionales de otras disciplinas ajenas a la economía, hasta llegar a los economistas, sin perder de vista la importancia fundamental de esta variable en el análisis de los agentes económicos del exterior que están relacionados de alguna manera con la economía interna.

¿Por qué es tan importante el tipo de cambio? Básicamente, por su efecto inmediato en el presupuesto y su relación a mediano plazo con la actividad económica. Es decir, si el tipo de cambio sube, las amas de casa verán encarecidos los precios de productos que antes compraban, algunos verían insostenibles pagar sus deudas en dólares, los bancos y el gobierno podrían ganar o perder atendiendo la composición de sus activos, otros -como los exportadores- podrían salir favorecidos. Dependiendo del tipo de agente económico y la composición de su situación económico-financiera, estos efectos inmediatos pueden generar secuelas en la actividad económica al variar los incentivos de los agentes, por la alteración de los costos y beneficios a los que se enfrentaban antes de la subida del tipo de cambio.

Una variable económica que profundiza lo reflejado por el tipo de cambio es el Tipo de Cambio Real (TCR). Este índice considera los movimientos de precios de los países, lo cual resulta relevante en el contexto del comercio internacional. Por tanto, el TCR es visto como un termómetro de la relación de competitividad en el comercio internacional.

Sin embargo, la importancia del tipo de cambio real se nos hace evidente sólo cuando la economía se encuentra en mal estado. Frecuentemente sucede que a pesar de que los síntomas de un tipo de cambio fuera de línea pueden resultar evidentes: déficit de cuenta corriente, un rápido crecimiento en mercados de bienes no comerciables, etcétera, el diagnóstico previo resulta insuficiente y las medidas correctivas, tardías. La historia latino americana de las últimas dos décadas es elocuente: todos los países de la región han experimentado episodios de fuerte apreciación cambiaria seguidos por crisis de balanza de pagos y un período de ajuste recesivo.

La experiencia demuestra que usualmente los países no están preparados para ajustar rápidamente sus economías cuando la situación de desequilibrio resulta insostenible y deben pagar altos costos del ajuste en forma de quiebras y desempleo, caída de ingresos familiares, contracción del consumo y ajuste fiscal. Basta recordar lo sucedido en Argentina en el año 2001, la incertidumbre de los países asiáticos en 1997 y la crisis mexicana en 1995.

Para una economía -como la mexicana- que está realizando un proceso de integración a los mercados internacionales, el tipo de cambio real es muy importante, no sólo porque es un indicador de la competitividad externa de la economía, sino también porque afecta el nivel de las variables macroeconómicas

claves, determina la composición de la producción sectorial, la asignación y uso de los factores.

Una depreciación del TCR es una pérdida en la competitividad nacional y una depreciación es una mejora en la competitividad frente al exterior. Este hecho, conectado con la actualidad en donde casi todos los estudios teóricos demuestran que la orientación hacia afuera es el camino para alcanzar el desarrollo, refuerza la importancia del conocimiento y entendimiento de la variable mencionada, atendiendo a su importancia teórica como a su relevancia práctica en los lineamientos de la política económica, pues permitirá ver a los que hacen política los niveles de depreciación o apreciación del TCR compatibles con escenarios de equilibrio, de manera que se puedan tomar las medidas necesarias para evitar desequilibrios no compatibles con los fundamentos de la economía.

Por lo anteriormente mencionado, determinar los desvíos del tipo de cambio real respecto a algún estándar de equilibrio resulta fundamental para la política económica de nuestro país.

El TCR se encuentra en equilibrio cuando se alcanza simultáneamente un equilibrio externo e interno. Esto último considerando que otras variables relevantes, como por ejemplo impuestos, precios internacionales y tecnología, presentan valores de equilibrio y sustentables en el largo plazo.

La tarea de las autoridades económicas resultaría fácil si fuese posible determinar directamente si el TCR se encuentra fuera de equilibrio y si se conociese con precisión el efecto que las distintas políticas tienen sobre éste. Si bien es posible cuantificar el efecto de las políticas económicas sobre el TCR de manera aproximada mediante técnicas econométricas, la determinación del desalineamiento del TCR requiere determinar el nivel de equilibrio de éste.

Pero, ¿cuál es el TCR óptimo que coadyuve a lo predicho?. ¿Podemos establecer que el nivel actual de TCR es demasiado alto o demasiado bajo?. ¿Cuál es la medida de comparación del nivel actual de TCR, es decir, como saber si está sub o sobrevaluado el TCR?.

En el transcurso de esta investigación se tratará de responder a estas preguntas, por lo que se introducirá el concepto de tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo, el que de alguna manera nos ayudará a responder a las cuestiones suscitadas. El esfuerzo de estimación de un tipo de cambio real de equilibrio (*TCRE*) es justificable a partir de los siguientes argumentos:

El contar con la estimación de un tipo de cambio real de equilibrio permite tener un punto de referencia para adaptar las políticas económicas con el fin de absorber shocks que alteren transitoriamente al tipo de cambio real o a algunos de sus fundamentos. En la medida en que determinados *shocks* regionales o internacionales se perciban como transitorios, la intervención para evitar alteraciones de precios relativos a corto plazo que puedan afectar la asignación de recursos, y el nivel de producción en el caso de rigideces nominales, es deseable. Para realizar esta intervención es necesario contar con una guía para la política cambiaria, esta guía es precisamente el *TCRE*.

Un *TCRE* puede servir como un elemento de control de la consistencia de las políticas económicas. Es decir, puede permitir identificar políticas fiscales y monetarias que causan movimientos no sostenibles en la balanza de pagos. Esta identificación se puede realizar observando la divergencia del *TCR* con respecto al *TCRE*.

El Tipo de Cambio Real de Equilibrio se convierte entonces en la parte esencial del siguiente trabajo de investigación, mismo que contrastará dos conceptos antagónicos de equilibrio: la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) y el enfoque de los Fundamentos del tipo de cambio real, con la finalidad de señalar cuál de ellas es válida para la economía mexicana.

La teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) señala que la variación del tipo de cambio entre dos países sobre cualquier período de tiempo está determinado por el cambio del nivel de precios relativos entre los dos países.

De acuerdo a la PPA, en un mundo en que las variaciones de precios tuvieran una raíz básicamente monetaria, el tipo de cambio de equilibrio sería aquel que regularmente refleje los cambios de precios internos y externos, de modo que se mantenga una paridad de poder de compra o un tipo de cambio real constante. Cualquier desvío de esta condición de equilibrio sería temporal y estaría asociada a choques transitorios especulativos.

Por otra parte, desde fines de los 80's surge el enfoque de fundamentos del tipo de cambio real que cuestiona la constancia del tipo de cambio real de equilibrio dada la existencia de perturbaciones, internas y externas, que modifican estructuralmente a la economía y que determinan los niveles de equilibrio dinámico del tipo de cambio real.

Así, en el presente trabajo se enmarca el reciente enfoque de fundamentos que determinan una trayectoria de equilibrio del tipo de cambio real al incluir variables que afectan estructuralmente a la economía y modifican el nivel de equilibrio de largo plazo del tipo de cambio real en el tiempo. Estas variables son: el Gasto de Gobierno, los Términos de Intercambio, la Productividad, la Oferta Monetaria y los Flujos de Capitales Internacionales, mismas que serán evaluadas con la finalidad de descubrir si son causa del comportamiento del *TCR* de México.

La hipótesis principal de esta investigación sostiene que la evolución y variación del *TCR* está en función de variables estructurales de la economía, es decir, el supuesto central de la PPA de que el *TCR* permanece constante en la medida en que el tipo de cambio nominal se ajusta a los cambios en los niveles de precios doméstico y externo no es válido para el caso mexicano.

El período analizado en esta investigación va de 1990 al año 2000 por ser en esta década donde concluyeron las reformas estructurales de primera generación aplicadas en los 80's, y donde se pusieron en marcha las reformas de segunda generación, tales como la desregulación financiera, el tratado de libre comercio, la autonomía del banco central, la adopción de un tipo de cambio flotante, entre otras; lo que permitirá observar las consecuencias de dichas reformas sobre el tipo de cambio real y otras variables relevantes que interactúan con el tema central de esta investigación. Para evaluar la validez de las teorías de la PPA y los Fundamentos se hará uso de técnicas econométricas de series de tiempo, tales como autocorrelación, raíces unitarias, cointegración y modelos con corrección de error.

El estudio está organizado de la siguiente manera, en el capítulo 1 se define el concepto de Tipo de Cambio Real (TCR); se señala la importancia de esta variable para la economía mexicana; se distinguen y enumeran las distintas mediciones del TCR.

En el capítulo 2 se expone la teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) y su relación con el TCR de equilibrio; también se explica la teoría de los fundamentos del TCR, enumerando y analizando las variables sugeridas como fundamentos del TCR de equilibrio.

En el capítulo 3 se evalúa la eficacia de los supuestos de la PPA para el caso mexicano mediante técnicas econométricas de series de tiempo.

En el capítulo 4 se desarrolla un modelo econométrico a partir de los fundamentos del TCR para obtener su valor de equilibrio, además, se analizan las desviaciones del TCR observado contra el valor de equilibrio y se explican las implicaciones que dichas oscilaciones tienen sobre la economía mexicana.

En las conclusiones se enumeran los hallazgos más sobresalientes de la investigación.

En el anexo se presenta la definición de las variables utilizadas en el trabajo; así como pruebas econométricas adicionales, exposición de algunas metodologías aplicadas, y la explicación acerca de la transformación de algunas variables.

TESIS CON FALLA DE ORIGEN

CAPÍTULO 1

Tipo de Cambio Real: Conceptos preeliminarios

1.1.- Definición de Tipo de Cambio Real

El tipo de cambio entre dos países es el precio al cual se realizan los intercambios comerciales entre ellos. Los economistas distinguen dos tipos de cambio: el nominal y el real.

El tipo de cambio nominal es el precio relativo de la moneda de dos países, por ejemplo, cuántos pesos pueden cambiarse por cada dólar en el mercado cambiario.

El Tipo de Cambio Real (TCR en adelante) expresa el valor relativo de una canasta de bienes en un país (México) respecto al valor de la misma cesta de mercancías en otra nación (Estados Unidos). Es decir, el TCR expresa la relación a la cual podemos intercambiar los artículos de un país por los productos de otra nación.

A continuación se presenta un ejemplo para observar la relación entre los tipos de cambio real y nominal.

Se elige una cesta de bienes representativa de dos países, México y E. U. La canasta mexicana cuesta 200 pesos, y el cesto estadounidense vale 40 dólares. Para comparar los precios de ambas canastas, se deben convertir los precios a una moneda común. Si un dólar equivale a 10 pesos, entonces, la cesta norteamericana cuesta 400 pesos.

Por lo tanto, comparando el precio de la canasta mexicana (200 pesos) y el precio de la cesta estadounidense (400 pesos), se llega a la conclusión de que los bienes mexicanos cuestan la mitad de lo que valen las mercancías norteamericanas. En otras palabras, se pueden intercambiar dos cestos de artículos mexicanos por uno estadounidense.

El ejemplo anterior demuestra que el tipo de cambio real -el precio relativo de los bienes en dos países- depende del tipo de cambio nominal y de los precios de las mercancías:

$$\begin{aligned} \text{Tipo de Cambio Real} &= \frac{(10 \text{ pesos/dólar}) \times (40 \text{ dólares/cesta estadounidense})}{(200 \text{ pesos/ cesta mexicana})} \\ &= \frac{(400 \text{ pesos/cesta estadounidense})}{(200 \text{ pesos/cesta mexicana})} \end{aligned}$$

Tipo de Cambio Real = 2

Este TCR de 2 quiere decir que por cada canasta norteamericana se pueden obtener 2 cestas de bienes mexicanos.

Si el TCR es alto, los productos nacionales son relativamente baratos y las mercancías extranjeras caras, y a la inversa, un TCR bajo significa que los artículos nacionales son relativamente caros y los bienes extranjeros baratos.

Desde un punto de vista analítico, el TCR es el precio relativo de los bienes comerciables respecto de los no transables en una economía. Es decir, el TCR nos permite comparar el valor relativo de los artículos entre dos países (expresándolos en la misma moneda a través de tipo de cambio nominal). En una definición teórica general, el tipo de cambio real (ϵ) se expresa como:

$$\epsilon = E * \left(\frac{PC^* / PNC^*}{PC / PNC} \right) \quad (1.1)$$

donde PC y PNC indican el precio de los bienes negociables y no comercializables en cada país respectivamente (el símbolo * indica que se trata de las variables de la nación extranjera) y E es el tipo de cambio nominal.

Hablando en términos generales, se puede identificar a los bienes comerciables con los productos manufacturados, con las materias primas y con los artículos agrícolas.

Los productos no negociables son principalmente servicios; se les denomina no comerciables porque los costos de transporte de estas mercancías pueden ser tan elevados, en relación con los costos de producción, que nunca pueden ser intercambiados internacionalmente obteniendo un beneficio. Ejemplos de estos bienes son los cortes de pelo¹, los servicios médicos, las clases de guitarra, la vivienda, etcétera.

1.2.- El Tipo de Cambio Real y las Exportaciones Netas.²

Una elevación del TCR ($\uparrow \epsilon$) refleja una depreciación real y una reducción del TCR ($\downarrow \epsilon$) se refiere a una apreciación real, en torno a estas definiciones veamos por qué este índice se utiliza para medir la competitividad de un país en el comercio internacional.

Las exportaciones netas (XN), es decir, la diferencia entre las exportaciones menos las importaciones, están en función directa del tipo de cambio real:

$$XN = X(Y^*, \epsilon) - Q(Y, \epsilon) \quad (1.2)$$

Donde XN son las exportaciones netas; X son las exportaciones; Q las importaciones, Y^* es la renta extranjera; Y es la renta nacional y ϵ es el TCR.

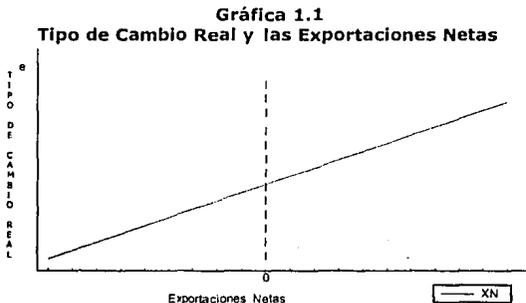
Una subida del TCR (o sea, una depreciación real) significa que los bienes extranjeros se han acrecido en relación con los productos nacionales.

¹ El ejemplo más notable de un producto no comerciable es un corte de pelo. Un mexicano que desee un corte de pelo británico tiene que desplazarse hacia Inglaterra, o hacer que un peluquero inglés venga a México. En cualquier caso, el costo del transporte es tan elevado con relación al precio del servicio que se adquiere que, excepto los turistas, las peluquerías británicas sólo son visitadas por los residentes en Inglaterra, mientras que las peluquerías mexicanas sólo atienden a los habitantes de México.

² Este apartado sigue fuertemente la línea metodológica y conceptual trazada por DORNBUSCH y FISHER. Macroeconomía. Madrid. Mc Graw Hill, 6ª edición, 1994, capítulo 6, pp. 175-182.

Manteniéndose todo lo demás constante, una depreciación real implica que los consumidores (tanto compatriotas como extranjeros) alteran en parte su gasto a favor de las mercancías hechas en el país. En ese caso, se dice que ha aumentado la competitividad de nuestros productos.

En cambio, una disminución del TCR (apreciación real) hace que los bienes nacionales se encarezcan (o que las mercancías extranjeras se abaraten), ocasionando que los consumidores decidan emplear su renta favoreciendo a los productos foráneos. En este caso, la competitividad de los artículos nacionales ha disminuido.



La figura muestra la relación entre el tipo de cambio real y las exportaciones netas: cuánto más alto es el TCR, más baratos son los productos nacionales en relación con las mercancías extranjeras, y por lo tanto mayores son nuestras exportaciones. Una parte del eje horizontal mide los valores negativos de XN, dado que las importaciones pueden ser mayores que las exportaciones, las exportaciones netas pueden ser inferiores a cero.

En un mundo cada vez más abierto al comercio internacional, para promover la actividad de los bienes exportables, se requiere de políticas de tipo de cambio real que incentiven la redistribución de recursos productivos hacia ese sector, de modo que mantener un tipo de cambio real en niveles competitivos representa un punto crucial en el éxito de la política económica.

1.3.- La depreciación real y la balanza comercial: la condición Marshall-Lerner.

La definición de las exportaciones netas, establecida en la igualdad (1.2), es la siguiente:

$$XN = X(Y^*, \epsilon) - \epsilon Q(Y^*, \epsilon)$$

Esta ecuación muestra claramente que la depreciación real -un aumento de ϵ - afecta a la balanza comercial a través de tres vías:

1. Aumenta X: La depreciación real, que abarata relativamente los bienes nacionales en el exterior, provoca un aumento de la demanda extranjera por nuestras mercancías y, por tanto, un incremento de las exportaciones mexicanas.
2. Disminuye Q: La depreciación real, que encarece relativamente los productos foráneos en México, provoca un desplazamiento de la demanda nacional hacia los bienes interiores, lo que da lugar a una reducción de la cantidad de importaciones.
3. Sube el precio relativo de las importaciones: esta subida tiende a elevar la factura de importaciones «Q. Ahora cuesta más comprar la misma cantidad de importaciones.

Por lo tanto, para que la balanza comercial mejore tras una depreciación del tipo de cambio real, las exportaciones deben aumentar lo suficiente y las importaciones deben disminuir lo necesario para compensar la subida del precio de las importaciones. El requisito en el que una depreciación real provoca un aumento de las exportaciones netas se conoce con el nombre de condición *Marshall-Lerner*.³

"...un deterioro de la relación real de intercambio, o una elevación en el precio relativo de las importaciones, mejorará la balanza comercial siempre que la suma de las elasticidades de exportación e importación supere la unidad. La condición asegura, pues, una respuesta suficiente para compensar el mayor coste de las importaciones originado por un empeoramiento de la relación real de intercambio..."⁴

1.4.- El Tipo de Cambio Real y el modelo IS-LM

La curva IS de una economía abierta (que indica el equilibrio en el mercado de bienes) está dada por:

Curva IS: $Y = C + I + G + XN$

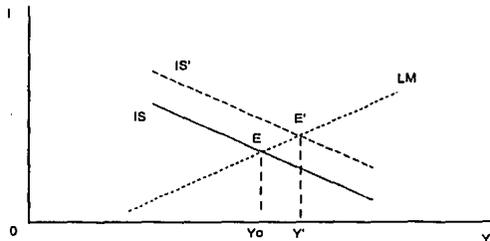
Donde: Y = Renta; C = Consumo; I = Inversión; G = Gasto; y XN = Exportaciones Netas.

De esta manera, el tipo de cambio real afecta al nivel de producción al ser un determinante de las exportaciones netas (XN): una depreciación real eleva las exportaciones netas en todos los niveles de renta y, por lo tanto, desplaza la curva IS en sentido ascendente y hacia la derecha. Una depreciación real provoca un aumento de nuestra renta de equilibrio.

³ El nombre se debe a los dos economistas que la formularon primero: Alfred Marshall y Abba Lerner. Esta condición se deduce en términos más formales en el anexo de esta investigación.

⁴ DORNBUSCH, Rudiger. La macroeconomía de una economía abierta. Barcelona, Antoni Bosch editor, 1980, p. 65.

Gráfica 1.2
Tipo de Cambio Real y el Modelo IS-LM



Una depreciación real eleva las exportaciones netas, desplazando a la curva IS en sentido ascendente y hacia la derecha de IS a IS'. La renta de equilibrio aumenta de E a E'.

De esta manera, una depreciación real de nuestra moneda mejora la balanza comercial⁵ y eleva la demanda agregada. Por tal motivo, no es una exageración decir que el comportamiento del tipo de cambio real ocupa ahora un papel central en la evaluación y la elaboración de la política económica para propiciar el crecimiento económico del país.

Un análisis econométrico reciente sobre la economía mexicana sugiere que el patrón de crecimiento económico depende, en primer lugar, del comportamiento del tipo de cambio real –por su impacto en las variables macroeconómicas reales y financieras más relevantes– y, en segundo, del desempeño de la economía de EU.⁶ Con lo cual se apoya empíricamente lo propuesto por el modelo IS-LM enunciado anteriormente.

1.5.- Medición del Tipo de Cambio Real

Partiendo de la definición teórica del tipo de cambio real:

$$e = E^* \left(\frac{PC^* / PNC^*}{PC / PNC} \right)$$

Podemos ver una dificultad para la medición del mismo, pues no es fácil hallar las contrapartidas empíricas exactas de cada uno de sus componentes. Por esta razón, comúnmente se han usado aproximaciones (variables "proxy" en inglés) para los precios de los no transables y los comerciables. Estas variables suelen ser el Índice Nacional de Precios al Consumidor y el Índice de Precios al Productor. Sin embargo, no se poseen, en general, índices de precios que se encuentren contruidos a partir de las mismas canastas de bienes en los diversos países.

⁵ Siempre y cuando se satisfaga la condición Marshall-Lerner. Para la presente investigación, se supondrá que se cumple esta condición en el caso mexicano de acuerdo a lo señalado por la evidencia econométrica presentada por DORNBUSCH, Rudiger. *Op. cit.*, p. 65.

⁶ Luis Miguel Galindo y Carlos Guerrero. *Los efectos de la recesión estadounidense y del tipo de cambio real sobre el crecimiento económico de México en 2001* en *Momento Económico*. México, UNAM, N° 116, Julio-Agosto de 2001, pp. 2-9.

Las estimaciones oficiales del nivel de precios difieren de país a país. Una razón de estas diferencias es que los particulares que viven en distintas naciones gastan sus ingresos de forma diferente. El mexicano medio adquiere más tortillas que su homólogo estadounidense, el japonés medio más sushi y el italiano medio más espagueti. En consecuencia, en la elaboración de una cesta de productos para medir el poder adquisitivo, es probable que el gobierno mexicano pondere en mayor medida las tortillas, el gobierno japonés el sushi y el gobierno italiano el espagueti.

Ahora bien, tomando en cuenta lo anterior, la teoría económica ha propuesto distintas formas de medir el TCR, dados los distintos índices de precios que pueden hallarse en las estadísticas oficiales de un país.

La primera de ellas es la siguiente: ⁷

$$\varepsilon = \frac{E(INPC^*)}{INPC} \quad (1.3)$$

El Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) se utiliza en el caso de esta ecuación como un aproximado del precio de los bienes no comerciables. Como se sabe, el INPC incluye tanto artículos transables como no negociables. Sin embargo, esta es la metodología más utilizada dada la fácil disponibilidad de los datos.

Una segunda propuesta para medir el TCR es:

$$\varepsilon = \frac{E(IPP^*)}{IPP} \quad (1.4)$$

Donde IPP = Índice de Precios al Productor.

Esta metodología intenta presentar el TCR como el resultado de la evolución de los precios de los bienes comerciables en ambos países representados. Según esta propuesta, la tendencia del tipo de cambio real está explicada por el desenvolvimiento de la productividad en los sectores productores de bienes transables y no comerciables, y que ésta se traslada a los precios. Suponiendo que la productividad en el sector productor de artículos no transables es aproximadamente igual en ambos países, el movimiento del TCR deberá seguir la variación de la productividad relativa en la producción de mercancías comerciables en ambos países. El índice de precios al productor es utilizado en este caso como una variable próxima aceptable de la evolución de esa productividad.

Existe una tercera medición para el tipo de cambio real:

$$\varepsilon = \frac{E(IPP^*)}{INPC} \quad (1.5)$$

La cual mide la relación de los precios de los bienes transables con los precios de los no comerciables, corregido por el tipo de cambio nominal; dicha ecuación ha sido una de las más recurridas por diversos investigadores expertos en la materia, pues consideran que refleja de mejor forma la evolución del TCR en países en desarrollo.

⁷ Al respecto véase EDWARDS, Sebastián. *Determinantes reales y monetarios del comportamiento del tipo de cambio real: teoría y pruebas en los países en desarrollo* en El trimestre económico. México, Vol. LVI, julio de 1989, número especial, pp. 75-110.

La ecuación (1.5) es un buen indicador de competitividad ya que permite resumir los incentivos que guían la asignación de los factores del sector que elabora bienes comerciables a la rama que produce artículos no negociables.

En este caso un aumento en el TCR (depreciación real) permite que la producción de bienes comerciables sea relativamente más ventajosa que la de las mercancías no transables, esto induce a que los recursos se muevan desde el sector de los artículos no negociables hacia la esfera de productos transables. Edwards afirma que estos precios relativos miden los costos de producir domésticamente los bienes comerciables. Una caída en el TCR, lo que equivale a una apreciación real, refleja el hecho de que ha habido un incremento en los costos domésticos en producir los artículos transables. Si no ha y cambios en los precios relativos internacionales, esta caída representa un deterioro en el grado de competitividad del país en el ámbito internacional. La interpretación de un incremento en el TCR o una depreciación real, es perfectamente simétrica, y representa un mejoramiento en términos de competitividad de los bienes negociables del país.

1.6.- Desalineamiento del Tipo de Cambio Real

Siendo el tipo de cambio real un precio relativo -entre bienes comerciables y no transables-, los efectos de asignación de recursos en el sector real de la economía son importantes y se caracterizan, en general, por largos y costosos periodos de ajuste. Un tipo de cambio artificialmente apreciado no sólo incentiva la reasignación de recursos desde el sector comerciable hacia los no transables en el corto plazo, sino que en el largo plazo alimenta la especulación en contra de la moneda y la fuga de capitales. La experiencia demuestra que usualmente los países no están preparados para ajustar rápidamente sus economías cuando la situación de desequilibrio resulta insostenible y deben pagar altos costos de ajuste en forma de quiebras y desempleo, caída de ingresos familiares, compresión del consumo y ajuste fiscal.⁴

En este contexto, el problema radica en determinar si un cambio en el TCR es un movimiento hacia un nuevo nivel de equilibrio o, si por el contrario, es reflejo de un mayor desequilibrio.

El desalineamiento del TCR es un término comúnmente utilizado en discusiones de política económica, pero raramente explicado en forma precisa. En este estudio, un desalineamiento del TCR es definido como *una desviación sostenida del actual TCR con respecto al TCR de equilibrio de largo plazo.*⁵

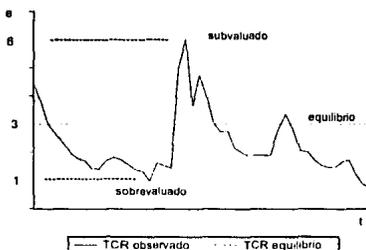
Si el actual TCR está por debajo del TCR de equilibrio, decimos entonces que hay una sobrevaluación y, por lo tanto, el TCR debiera depreciarse para retornar a su valor de equilibrio.

Por el contrario, si el actual TCR excede al TCR de equilibrio, decimos que el TCR está subvaluado, debiendo apreciarse para regresar a su valor de equilibrio.

⁴ Basta con recordar lo sucedido en Argentina en el año 2001, la incertidumbre de los países asiáticos en 1997 y la crisis mexicana en 1995.

⁵ EDWARDS, Sebastian. Introduction to real exchange rates, devaluation and adjustment, chapter 1, UCLA working paper, Number 507, September 1988, page 11.

Gráfica 1.3
Desalineamiento del TCR observado



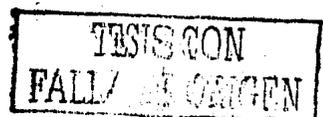
Suponiendo que el TCR de equilibrio sea de 3 (como se muestra en la figura anterior) cuando el TCR observado se encuentra en 1 se dice que el TCR está sobrevaluado, para que retorne a su valor de equilibrio el TCR tiene que depreciarse y pasar de 1 a 3. Por otra parte, si el TCR observado se encuentra en un nivel de 6 se dice que está subvaluado, y para que regrese a su nivel de equilibrio el TCR debe apreciarse, pasando de 6 a 3.

El TCR no necesariamente se encuentra en su nivel de equilibrio en todo momento del tiempo. Rigideces en los precios internos así como intervenciones en el mercado cambiario inducen desviaciones del TCR respecto de su nivel de equilibrio de largo plazo.

Cuando el tipo de cambio real se encuentra en forma persistente fuera de su valor de equilibrio de largo plazo se producen situaciones costosas e indeseadas en la economía. El desalineamiento del TCR afecta, además, al crecimiento económico a través de tres vías: 1) influye sobre la inversión agregada y sectorial tanto doméstica como extranjera, 2) determina la competitividad externa que afecta al crecimiento y, por último, 3) la volatilidad del TCR tiene un efecto negativo sobre la inversión y el comercio.

"...En particular, cuando el TCR es muy bajo, es decir, el precio de los bienes comerciables es relativamente bajo respecto al precio de los no transables, la economía tiende a producir menos bienes comerciables a la vez que a demandar más de estas mercancías, generándose un incremento en el déficit en cuenta corriente. A su vez, una menor demanda por bienes no transables tiende a reflejarse en mayor desempleo. Estos desequilibrios no son sostenibles en el largo plazo, por lo que la economía se ve obligada a realizar ajustes que traigan al TCR de regreso a su nivel de equilibrio de largo plazo..."¹⁰

¹⁰ EDWARDS, Sebastián. "Apéndice A: Cálculo del tipo de cambio real para Guatemala". En La situación macroeconómica en Guatemala: evaluación y recomendaciones sobre política monetaria y cambiaria. Publicaciones del Banco de Guatemala, julio de 2000, p. 65.



En un análisis sobre los tipos de cambio, Dornbusch destaca que la determinación del tipo de cambio de largo plazo se caracteriza por la presencia tanto de factores monetarios como de factores reales, donde estos últimos incluyen una consideración explícita de la estructura de los precios relativos.¹¹

Pero analizar el nivel del TCR nos brinda poca información si no tenemos algún punto de referencia contra el cual comparar. Surge así la necesidad de diferenciar entre TCR observado y TCR de equilibrio. Siendo el equilibrio un concepto tan difícil para modelizar¹² en la economía, definir el TCR de equilibrio no está exento de discrepancias.¹³

En general, existen dos enfoques antagónicos sobre cómo medir los desvíos respecto al equilibrio: La teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) y el enfoque de los Fundamentos del tipo de cambio real. Mismos que son analizados en el siguiente capítulo.

¹¹ DORNBUSCH, Rudiger. *The theory of flexible exchange rate regimes and macroeconomic policy* en *Flexible exchange rates and stabilization policy*. Edited by Jan Erin, Assar Lindbeck and Johan Myrman. 1977, Mc Millan press LTD, pp. 123-143. En este trabajo se desarrollan 3 perspectivas acerca de la determinación del tipo de cambio y su interacción con el equilibrio macroeconómico.

¹² El verbo *modelizar* no figura en el Diccionario de la Real Academia de la lengua Española, pero viene tomando carta de naturaleza en el ámbito científico. La voz "modelar" no tiene la acepción válida para los fines econométricos de esta investigación.

¹³ Al respecto véase a Mac DONALD, Ronald. *Concepts to calculate equilibrium exchange rates: An overview*. Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, July 2000, 74p. En este material el autor aborda 7 distintas proposiciones de tipo de cambio de equilibrio derivadas de un modelo sencillo de balanza de pagos.

CAPÍTULO 2

TEORÍAS DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO

2.1.- La teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo y el TCR

El tipo de cambio real es una variable sumamente aludida en la discusión tanto académica como de política económica. La posible existencia de sobrevaluación o atraso cambiario es probablemente uno de los puntos en el que hay mayor controversia. Por lo tanto, resulta de gran importancia determinar los desvíos del TCR respecto a algún estándar de equilibrio.

En la literatura se encuentran, fundamentalmente, dos perspectivas diferentes respecto a la forma de determinación del tipo de cambio real en el largo plazo.¹

La llamada teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) es una de ellas. En su versión clásica, esta teoría se plantea como una formulación simple pero exigente. En esa tradición, a la cual se adhieren personajes tan disímiles como David Ricardo, John Stuart Mill o Alfred Marshall, la idea base se sustenta en el pleno cumplimiento de la ley de un solo precio, donde los arbitrajes de mercado generan una tendencia hacia una sola tarifa para un mismo bien. Esto resulta en que tomando índices de precios agregados equivalentes para ambos países el tipo de cambio real debe ser igual a 1.

2.1.1.- La teoría de la PPA y la Ley de un solo precio

La teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA) postula que los precios internos están correlacionados con los precios externos de acuerdo a la ley de un solo precio:

"... en los mercados competitivos, en los que no se consideran los costes de transporte ni existen barreras oficiales al comercio, tales como aranceles, los productos idénticos vendidos en diferentes países deben tener el mismo precio, cuando éste venga expresado en términos de una misma moneda..."²

Por ejemplo, si un peso mexicano puede comprar mayor cantidad de maíz dentro de México que en el extranjero, entonces existe la oportunidad de lucrar comprando maíz en el país y vendiéndolo en el exterior. Mediante el arbitraje internacional, los que especulan con esta situación elevan el precio interno del maíz en relación con el precio del mismo en el país foráneo. De igual forma, si un peso mexicano puede comprar mayor cantidad de maíz en el mercado internacional que en el propio país, los arbitradores compran maíz en el exterior y lo venden en México, haciendo descender el precio interno en relación con la tarifa extranjera. Por lo tanto, la especulación de los arbitradores lleva a la igualdad a los importes internacionales del maíz.

¹ El presente trabajo se enfoca exclusivamente al tipo de cambio de largo plazo, sin embargo, existen diversas teorías que explican el tipo de cambio en el corto plazo, tales como la doctrina monetaria, la propuesta de los activos, la teoría de la volatilidad y el enfoque del portafolio. Para un análisis de estas proposiciones puede consultarse a LEVI, Maurice. Manual de Finanzas Internacionales Tomo I. Santafé de Bogotá, Mc Graw Hill, 1998, pp. 169-186.

² KRUGMAN, Paul et al. Economía Internacional. Madrid. Mc Graw Hill, 1995, 3ª edición, p. 484.

La ley de un solo precio afirma que una mercancía tendrá la misma tarifa en términos de una divisa común en cada país. Tal ley se deriva del arbitraje de productos, el cual implica comprar en el país más barato cuando los importes son diferentes.

Podemos expresar la ley de un solo precio de la manera siguiente: sea P'_{mex} el importe en pesos del bien i cuando se vende en México, y P'_{eu} cuando se comercializa en Estados Unidos, de acuerdo a la ley referida, el costo en pesos del producto i es el mismo, independientemente del lugar en que se venda:

$$P'_{mex} = EP'_{eu} \quad (2.1)$$

El principio de la Parida de Poder Adquisitivo es la extensión de la ley de un solo precio a la tarifa de una canasta de bienes. Realizando una transformación a la expresión anterior, y con la finalidad de anunciar a la PPA con símbolos, hagamos que P_{mex} sea el precio en pesos de una canasta de productos de referencia vendida en México, y P_{eu} la tarifa de la misma cesta negociada en Estados Unidos. Entonces la PPA sostiene que el tipo de cambio del peso con relación al dólar es de:

$$E = P_{mex}/P_{eu} \quad (2.2)$$

Si, por ejemplo, la cesta de productos de referencia cuesta 400 pesos en México y 40 dólares en Estados Unidos, la PPA establece que el tipo de cambio del peso respecto al dólar es de $400/40 = 10$.

Reordenando la ecuación (2.2) de forma que quede:

$$P_{mex} = E \cdot P_{eu} \quad (2.3)$$

Obtenemos una interpretación alternativa de la PPA, el miembro de la izquierda de esta ecuación es el precio en pesos (en México) de una canasta de productos de referencia, mientras que el miembro de la derecha es el importe en pesos de dicha cesta al ser comprada en Estados Unidos. Si la PPA se cumple, estas dos tarifas han de ser iguales. La PPA afirma que los niveles de precios de todos los países son iguales cuando se expresan en términos de una misma moneda.

Aparentemente, la conclusión que ofrece la PPA, expresada en la forma de la ecuación (2.3), se parece a la ley de un solo precio (2.1). Sin embargo, hay una diferencia entre la PPA y dicha ley, ésta hace referencia a bienes individuales (el producto i), mientras que la PPA considera el nivel general de precios, el cual pondera el conjunto de valores de los productos que forman parte de la canasta de referencia. Obviamente, si la ley de un solo precio se cumple para todos las mercancías, la PPA debe cumplirse automáticamente, siempre que la cesta de referencia utilizada para calcular los niveles de precios de los distintos países sea la misma.

2.1.2.- La PPA Absoluta y Relativa

La afirmación de que el tipo de cambio es igual a los niveles de precios relativos (ecuación 2.2) se denomina PPA absoluta. Obsérvese que la teoría de la PPA absoluta implica que el tipo de cambio real en la expresión $E = P_{mex}/P_{eu}$ es igual a la unidad. Debido a la dificultad de contar con información sobre los costos de una canasta estandarizada de bienes en los diferentes países, la PPA absoluta ha sido

descartada en los estudios empíricos.³ Además, la existencia de costos de transporte, barreras al comercio, movilidad imperfecta de capitales e intervención gubernamental, pueden obstaculizar el cumplimiento de la PPA absoluta.

Cabe señalar también que esta versión de la PPA no proporciona el tipo de cambio que equilibra el comercio de bienes y servicios, puesto que existen mercancías no comercializadas internacionalmente.

Los bienes no transables incluyen productos como cemento y ladrillos, cuyo costo de transporte es alto y les impide entrar al comercio internacional. Muchos servicios, incluidos los que prestan los mecánicos, estilistas, médicos y otros más, tampoco ingresan al comercio internacional, el cual tiende a regular los precios de los productos comercializados internacionalmente, pero no el importe de las mercancías no negociables. Como el nivel general de precios de un país incluye tanto artículos comerciables como no transables, y las tarifas de estos últimos no los regula el comercio internacional, la teoría absoluta de la PPA no conduce a obtener un tipo de cambio que equilibre el comercio.

Surge, por tal motivo, una reformulación de la PPA en una visión relativa la cual señala que el tipo de cambio nominal se mueve fundamentalmente con las diferencias en los precios relativos de los dos países de referencia. Es decir, si la PPA absoluta es un principio basado en niveles de precios y tipos de cambio, la PPA relativa lo traduce en una norma sustentada en las variaciones porcentuales de los niveles de precios y de los tipos de cambio.

La PPA relativa afirma que los precios y los tipos de cambio varían en una proporción que mantiene constante el poder adquisitivo de la moneda nacional de cada país en relación con el de las otras divisas.

Por ejemplo, si el nivel de precios de México sube un 10% en un año, mientras que en Estados Unidos aumenta tan sólo un 5%, la PPA relativa establece que el peso se depreciará respecto al dólar un 5%; este 5% de depreciación compensa el 5% en el que la inflación de México sobrepasa a la de Estados Unidos, dejando invariable el poder adquisitivo interno y externo de ambas monedas.

En este caso, la PPA relativa queda expresada así:

$$(E_t - E_{t-1})/E_{t-1} = \pi_{mex} - \pi_{eu} \quad (2.4)$$

en la que π representa la tasa de inflación.

No obstante, la teoría relativa de la PPA trae consigo unas dificultades. Una de éstas se debe al hecho de que la relación entre los precios de los bienes y servicios no comercializados y las mercancías transables es cada vez mayor en los países desarrollados que en los países emergentes. Una posible razón para que esto suceda es que las técnicas empleadas en la producción de muchos artículos y transacciones no negociables (por ejemplo, los cortes de pelo) a menudo son bastante similares en los países subdesarrollados y en los de primer mundo.⁴

³ Al respecto véase el trabajo de CÉSPEDES, Luis Felipe et al. Tipo de Cambio Real, desalineamiento y devaluaciones: teoría y evidencia para Chile. Centro de Economía aplicada de la Universidad de Chile. Marzo de 1999, 47p.

⁴ Este hecho se conoce como el efecto Balassa-Samuelson, mismo que será expuesto más adelante en este capítulo.

"...Sin embargo, para que la fuerza laboral realice estas actividades en los países desarrollados, debe recibir salarios comparables a los que pagan en la producción de bienes comerciables. Por ello el precio de los bienes y servicios no comercializados es mucho más elevado en los países desarrollados que en los países en vías de desarrollo..."⁵

Dado todo lo expuesto, ¿cuál es la conexión intuitiva de la PPA con el TCR de Equilibrio?

Se dice que el TCR se encuentra en su sendero de equilibrio (TCRE) cuando el país goza de equilibrio interno y externo. Si consideramos que existe un valor del TCRE de largo plazo, es lógico suponer que la vía de corto plazo del TCR oscile alrededor de la serie de largo plazo. Pero si el TCR de corto plazo se encuentra en desequilibrio, no se ajustará a su equivalencia de largo plazo (cuyo valor es congruente con los equilibrios internos y externos), por lo que es interesante observar en qué medida el TCR de corto plazo se encuentra o no en equilibrio.

Aquí es donde entra la teoría de la PPA, que establece que el TCR debe estar siempre en equilibrio. Es decir, que el TCR debe ser constante. Si esto no se cumple en el tiempo, el motivo puede deberse a la falta de un ajuste suficiente en el tipo de cambio nominal que iguale las variaciones de las inflaciones de los países, es decir, los desequilibrios en los distintos poderes adquisitivos.

Asimismo, "...la validez de la PPA nos llevaría a la conclusión de que el TCR sería solo consecuencia de variables nominales, una cuestión puramente monetaria, es decir, afectado solo por las variaciones de precios (inflación o deflación) de los distintos países..."⁶ Por tanto, de comprobarse esta teoría, la política monetaria que influya en los niveles de inflación también influirá en el TCR y, por ende, en la competitividad comercial del país.

2.2.- Teoría de los Fundamentos del Tipo de Cambio Real

Hasta mediados de los años 80's, la visión dominante con respecto al tipo de cambio real de equilibrio estuvo asociada a una concepción estática ligada a la PPA. Cualquier desvío de esta condición de equilibrio sería temporal y estaría relacionada a choques transitorios especulativos. Sobre esta base se han realizado innumerables ejercicios que contrastan su validez sólo en el largo plazo y en la mayoría de casos su incumplimiento.⁷

En un contexto de ausencia de fricciones en la economía como el planteado por la versión absoluta de la PPA, existe un arbitraje perfecto de tal manera que las perturbaciones monetarias y/o reales se corrigen inmediatamente. Sin embargo, en

⁵ SALVATORE, Dominick. Economía Internacional. Santafé de Bogotá, Mc Graw Hill, 4ª edición, p.519.

⁶ MANKIWI, Gregory. Macroeconomía. Buenos Aires, Ediciones Macchi, 1995, p. 251.

⁷ En un trabajo de investigación, Alan Taylor demuestra la evidencia de que la PPA se cumple en el largo plazo utilizando datos de un grupo de 20 países durante un periodo de 100 años. TAYLOR, Alan. A century of purchasing power parity. NBER Working Paper Nº 8012, November 2000, 22p.

Por otra parte, Bernardo Rojas prueba la validez de la PPA en el caso paraguayo, llegando a la conclusión de que este enfoque es incapaz de explicar el comportamiento del TCR en el corto y en el largo plazo. ROJAS, Bernardo et al. Determinantes del Tipo de Cambio Real en Paraguay (1970-2000). Banco Central de Paraguay, Departamento de Economía Internacional de la Gerencia de Estudios Económicos, Agosto de 2002, 38p.

un contexto real las desviaciones del nivel de PPA pueden ser estructurales o transitorias. Estructurales en el sentido de que surgen sistemáticamente en respuesta a cambios nuevos y duraderos en los precios relativos de equilibrio. Transitorios, en la medida de que surgen como resultado de perturbaciones, ante las cuales la economía se ajusta a diferentes velocidades en el mercado de bienes y de activos, resultado por ejemplo de las rigideces de precios y salarios. Lo anteriormente dicho implicaría que aun la forma débil de la PPA no se mantendría.

"...En particular, cuando hacemos referencia a las desviaciones estructurales se toman en consideración la evolución de variables consideradas como fundamentos del tipo de cambio real en el largo plazo, tales como productividad relativa entre el país doméstico y el foráneo (o sus socios comerciales), términos de intercambio, flujos de capital, posición o balance fiscal, y la reestructuración de la demanda interna. La evolución y variación de los fundamentos introducen no sólo amplias desviaciones del nivel de PPA sino también desviaciones permanentes..."⁸

2.2.1.- Definición de Tipo de Cambio Real de Equilibrio

Desde fines de los 80 surge el enfoque de "fundamentos" del tipo de cambio que cuestiona la constancia del tipo de cambio real de equilibrio dada la existencia de perturbaciones, internas y externas, que modifican estructuralmente a la economía y que determinan los niveles de equilibrio o dinámico del tipo de cambio real.

"El tipo de cambio real de equilibrio es aquel precio relativo de comerciables a no transables que, para unos valores sostenibles dados (de equilibrio) de otras variables relevantes - tales como impuestos, precios internacionales y tecnología- produzca simultáneamente el equilibrio interno y externo. El equilibrio interno significa que el mercado de bienes no transables se limpia en el periodo en curso y se espera que se mantenga equilibrado en periodos futuros. En esta definición del tipo de cambio real de equilibrio está implícito que el equilibrio ocurre con el desempleo en su nivel natural. El equilibrio externo se alcanza cuando se cumple la restricción presupuestaria intertemporal, según la cual la suma descontada de la cuenta corriente de un país tiene que ser igual a cero. En otras palabras, el equilibrio externo significa que los saldos en cuenta corriente (actuales y futuros) son congruentes con los flujos de capital sostenibles a largo plazo."⁹

⁸ EDWARDS, Sebastián. *Apéndice A: Cálculo...*, p. 66.

⁹ Traducción mía del párrafo:

The equilibrium real exchange rate is defined as that relative price of tradables to nontradables that, for given sustainable (equilibrium) values of other relevant variables such as taxes, international prices and technology, results in the simultaneous attainment of internal and external equilibrium. Internal equilibrium means that the nontradable goods market clears in the current period, and is expected to be equilibrium in future periods. In this definition of equilibrium RER it is implicit the idea that this equilibrium takes place with unemployment at the natural level. External equilibrium, on the other hand, is attained when the intertemporal budget constraint that states that the discounted sum of a country's current account has to be equal to zero, is satisfied. In other words, external equilibrium means that the current account balances (current and future) are compatible with long run sustainable capital flows.

EDWARDS, Sebastian. *Introduction to real exchange rates...*, page 12.



2.2.2.- Fundamentos del TCR

Este enfoque descarta la determinación del tipo de cambio de equilibrio a través de reglas fijas de corrección de tipos de cambio nominal en un periodo particular por un diferencial de precios en el tiempo que mantenga un tipo de cambio real constante. Así, en el presente trabajo se enmarca ahora el reciente enfoque de fundamentos que determinan una trayectoria de equilibrio del tipo de cambio real al incluir variables que afectan estructuralmente a la economía y modifican el nivel de equilibrio de largo plazo del tipo de cambio real en el tiempo.

De esta manera, una medición de atraso o adelanto del tipo de cambio real basándose únicamente en el enfoque de la PPA implicaría que los movimientos de los fundamentos son desdéniables. Lo cual resultaría, en el caso de México, no creíble en la medida que se ha iniciado un proceso de reformas estructurales que han afectado los valores de equilibrio de los fundamentos en la década pasada. En este contexto analítico, procedemos a realizar una descomposición del tipo de cambio real (TCR) definido por PPA con la finalidad de identificar las variables fundamentales que introducen tendencias sistemáticas que alejan al tipo de cambio de su nivel de PPA, y a partir de dicha identificación estimar una senda de equilibrio dinámica del TCR para evaluar la existencia o no de desalineamientos.

En términos de discusión de política económica, con relación al tipo de cambio real de equilibrio, se ha enfatizado mucho en el concepto de un tipo de cambio de equilibrio fundamental, que se basa en el concepto de balance interno y externo. A continuación se enumeran y analizan las variables sugeridas como fundamentos del TCR.

2.2.3.- Productividad: Efecto Balassa-Samuelson

Existen muchas razones posibles para justificar desviaciones de PPA. La existencia de restricciones comerciales al flujo internacional de bienes y la existencia de poderes monopólicos en los mercados de mercancías, sirven para racionalizar diferencias en los niveles de precios entre países. Sin embargo, Balassa y Samuelson enfatizaron las implicaciones de que existan productos que no se pueden comerciar internacionalmente (no transables) y, por lo tanto, sus precios están determinados por las condiciones de demanda y oferta locales. En particular, en un mundo con libre movilidad de capitales y ley de un solo precio para los artículos transables es posible que las diferencias de productividad entre sectores expliquen las diferencias en los niveles de precios entre países.

Para ilustrar el efecto Balassa-Samuelson a continuación se presenta un modelo sencillo.¹⁰ Considere una economía ricardiana donde el único factor de producción es el trabajo, y se requiere una fracción $1/aT$ de él para producir una unidad de bienes comerciables, cuya fabricación total se denota por yT . Para elaborar una unidad de productos no transables se requiere una fracción $1/aN$ de trabajo. La producción de artículos no comerciables se denota por yN . Considere además competencia perfecta en los mercados de factores, de mercancías y ley de un solo precio para las actividades comerciales negociables. Si w es el salario, los precios de los bienes comerciables y no transables, pT y pN respectivamente, son:

$$pT = w/aT \quad (2.5)$$

¹⁰ Ejemplo tomado de CÉSPEDES, Luis Felipe et al. *Op.cit.*, pp. 6-9.

$$pN = w/aN \quad (2.6)$$

pero como pT está dado por la ley de un solo precio ($pT = ep^*T$), los salarios quedan determinados por la tarifa de los bienes transables. Es decir, de (2.5) obtenemos: $w = ep^*T aT$. Por otra parte, dado que el trabajo es el único factor de producción, el importe de los productos no comerciables está enteramente determinados por este nivel de salarios, de acuerdo a (2.6). En consecuencia, el costo relativo de las mercancías transables es:

$$PT/PN = aT/aN \quad (2.7)$$

Nótese que este importe relativo es un pariente cercano del tipo de cambio real. Ahora bien, el principal mensaje de la teoría de Balassa-Samuelson es que países con productividad más elevada en los bienes transables tendrán también precios más altos:

$$q = \alpha[(aN - a^*N) - (aT - a^*T)] \quad (2.8), \text{ donde } q = \text{TCR}.$$

Es decir, países con productividad de bienes transables creciente, respecto del resto del mundo, tendrán un tipo de cambio real apreciándose. El mecanismo para el efecto anterior es simple. Si aT sube respecto de a^*T , entonces el precio local de los artículos comerciables cae, o el salario sube. Sin embargo, el importe no puede cambiar debido a la ley de un solo precio. En consecuencia, lo único que ocurre es que los salarios deben subir. El alza de salarios se transmite enteramente a un incremento en la tarifa de las mercancías no negociables.

Por el contrario, si la productividad de los bienes no comerciables aumenta, los salarios no pueden subir ya que elevarían el precio de los artículos transables, lo que no puede ocurrir. En consecuencia sólo puede bajar el importe relativo de los productos no comercializables.

"...Unos factores con mayor productividad en los comerciables inducen al trabajo y al capital a dejar el sector de los no comerciables, reduciendo la oferta de los mismos y elevando de este modo su precio relativo. Sin embargo, si la mayor oferta de los comerciables nacionales no se traduce en una importante disminución de la relación de intercambio, la ratio entre el nivel de precio interno respecto al externo también aumentará..."¹¹

Dos son las principales conclusiones que se desprenden de este análisis:

- En primer lugar un país cuya productividad crece más rápido que la del resto del mundo se encaminará a tener un tipo de cambio real que se aprecia.
- La evolución del tipo de cambio depende exclusivamente de diferencias en tecnologías.

Por lo tanto, un incremento en la productividad del país implica que el tipo de cambio real se aprecie.

2.2.4.- Términos de Intercambio

Los términos de intercambio, definidos como la relación entre los precios relativos de los bienes que un país exporta (P_x) y la tarifa de las mercancías de importación (P_M), es decir, P_x/P_M , nos indica cual es el costo de las importaciones en términos de las

¹¹ KRUGMAN, Paul et al. Op. cit., p. 512.

exportaciones. En otras palabras, los términos de intercambio son la cantidad de importaciones que nuestras exportaciones pueden pagar en el mercado internacional.

Un aumento en este índice sugiere una mejora para el país exportador y un aumento en el bienestar. Por el contrario una caída en el índice, conocida como deterioro de los términos de intercambio, reduce la prosperidad del país.

El efecto de los términos de intercambio sobre el TCR se presenta ambiguo.¹² Normalmente en la literatura el efecto de la variación de los términos de intercambio se descompone en dos: efecto ingreso y efecto sustitución. Si una mejora sustancial de los términos de intercambio genera un efecto ingreso, que incrementa el consumo de los no comerciables, esto afecta negativamente al TCR al aumentar los precios internos. Por otro lado, una variación de los términos de intercambio puede generar un efecto sustitución entre los negociables y los no comerciables, en este caso las cotizaciones internacionales están dadas, por ende, una elevación de la riqueza está sesgada hacia el crecimiento del consumo de los bienes importables, con lo que las tarifas de los no comercializables deberían disminuir generando una mejora en el nivel del TCR. Es decir, si el efecto ingreso domina sobre el efecto sustitución el coeficiente debería ser negativo (apreciación real), por el contrario si el efecto sustitución predomina, el coeficiente estimado presentaría un signo positivo (depreciación real).

Aunado a lo anterior, una mejora en los términos de intercambio incentiva la inversión y la acumulación de capital en el sector de artículos comerciables, con lo cual el stock de capital de largo plazo se incrementa.

"...A su vez, un aumento en los términos de intercambio corrige el saldo en cuenta corriente y permite disminuir la deuda de largo plazo. Estos dos efectos implican una mayor riqueza y por lo tanto un mayor consumo de bienes no comerciables. Por otra parte, la mayor rentabilidad del sector exportador desplaza recursos desde el sector no transable al comerciable y, por lo tanto, retrae la oferta de bienes no comerciables. De esta manera, la suma de estos efectos sobre el TCR tiene un signo indeterminado..."¹³

2.2.5.- Gasto de Gobierno

El nivel de gasto del gobierno y su composición entre bienes comerciables y no negociables tienden a afectar el comportamiento del TCR. Se espera que una gran proporción de los gastos del gobierno esté sesgado hacia el sector doméstico, hecho por el cual se cree que la influencia de esta variable sobre el TCR sea negativa, es decir un fuerte incremento del gasto del gobierno tiende a apreciar al TCR. Analicemos el por qué esta situación.

Los cambios en el gasto del gobierno tienen un efecto sobre el nivel del tipo de cambio real a través de los flujos internacionales de capitales inducidos por las variaciones que sufre la tasa de interés interna.

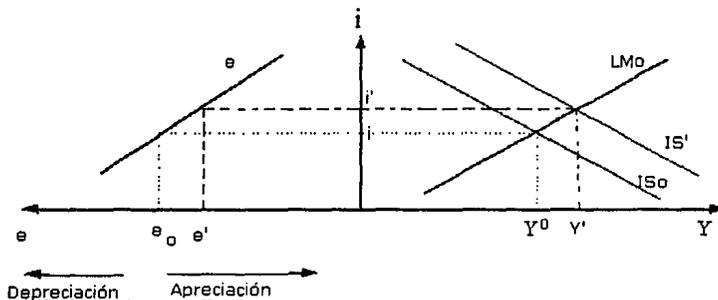
¹² EDWARDS, Sebastián. *Determinantes reales y monetarios...*, p. 105.

¹³ ABOAL, Diego. *Tipo de Cambio Real en Uruguay*. Facultad de Ciencias Económicas y Administración de la Universidad de la República de Uruguay, Junio de 2002, p. 13.



En un sistema con perfecta movilidad de capitales y tipo de cambio (nominal) flexible,¹⁴ un incremento en el gasto de gobierno (G) desplaza a la curva IS a la derecha, el mayor nivel de tasa de interés resultante, produce una entrada de capitales, dadas las expectativas, esto genera una apreciación de la moneda interna hasta que el retorno real de los activos internos y externos se igualen en el margen, análogamente una caída en el gasto de gobierno está asociada a un mayor nivel de tipo de cambio real a corto plazo, esto es, a una depreciación del TCR.

Gráfica 2.1
Gasto y TCR en el modelo IS-LM



Un aumento en el nivel de gasto de gobierno (G) desplaza a la curva IS, a IS', lo que ocasiona que el equilibrio entre el mercado de bienes y el mercado de dinero se sitúe en Y', a este nivel, la tasa de interés doméstica resulta mayor a la tasa de interés internacional ($i' > i$), lo que origina una mayor entrada de capitales, misma que se traduce en una apreciación del tipo de cambio real, el cual pasa de e_0 a e_1 .

2.2.6.- Flujo de Capitales Internacionales.

El ingreso de recursos externos a la economía, ya sea por cuestiones financieras internacionales más favorables o incrementos de los endeudamientos externos normalmente posibilitan a los agentes económicos a consumir más allá de sus ingresos corrientes. El mayor gasto se distribuye entre bienes comerciables y no transables que tiende a aumentar la evolución de los precios de este último grupo. Por este motivo se espera que un incremento de las entradas de capitales terminen por apreciar el tipo de cambio real.

En un estudio reciente, Ramón Castillo¹⁵ demuestra que variables reales de oferta y demanda, así como los flujos de capitales a México explican en buena medida las variaciones del tipo de cambio real; de destacándose dentro de las variables más importantes la inversión que se financia por medio de flujos de capitales extranjeros.

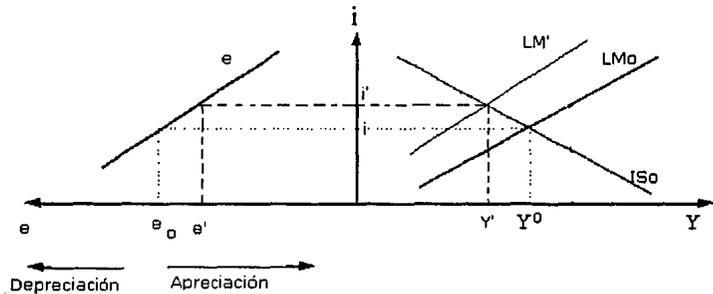
¹⁴ Modelo tomado de DORNBUSCH y FISHER. *Op.cit.*, pp. 190-198.

¹⁵ CASTILLO, Ramón. "Variaciones nominales y reales del tipo de cambio bilateral México-Estados Unidos" en *Momento Económico*, UNAM, N° 118, Noviembre-Diciembre de 2001, pp. 39-46.

2.2.7.- Oferta Monetaria

Los cambios en la oferta monetaria también afectan el nivel del tipo de cambio real a través de los movimientos Internacionales de capitales que se producen al variar la tasa de interés doméstica.

Gráfica 2.2
Oferta Monetaria y TCR en el modelo IS-LM



En relación con el sector monetario, una disminución en la masa monetaria, dado el nivel de precios inicial, produce un exceso de demanda de dinero, requiriendo una mayor tasa de interés y un menor nivel de producto, debido a que la LM se desplaza hacia arriba y a la izquierda. La mayor tasa de interés induce a una entrada de capitales, apreciando el tipo de cambio real interno hacia un nuevo nivel de e_0 a e' . Análogamente, un aumento de la masa monetaria, produce una salida de capitales con la consiguiente depreciación de la moneda interna.

Esto quiere decir que una política monetaria expansiva reduce la tasa de interés, lo cual genera una fuga de capitales y la consiguiente depreciación del tipo de cambio real; en contraparte, una política monetaria restrictiva aumenta la tasa de interés, lo que origina una entrada de capitales y la consiguiente apreciación del tipo de cambio real.

Del análisis anterior, podemos entonces definir la siguiente ecuación para el TCR de Equilibrio con base a sus fundamentos:

$$\text{TCR} = f(\text{PROD}, \text{TERM}, G, \text{OM}, \text{FK}) \quad (2.9)$$

Donde:

PROD = Productividad; un incremento en la productividad aprecia al TCR (-) y viceversa, una baja en la productividad deprecia al TCR (+)

TERM = Términos de Intercambio; su efecto sobre el TCR se presenta ambiguo, en espera de saber qué efecto domina al otro (sustitución-ingreso)

G = Gasto de Gobierno; un mayor gasto de gobierno aprecia al TCR (-); mientras que un menor gasto deprecia al TCR (+)

OM = Oferta Monetaria; una política monetaria restrictiva aprecia al TCR(-); mientras que una política monetaria expansiva deprecia al TCR (+)

FK = Flujo de Capitales Internacionales; una mayor entrada de capitales aprecia al TCR (-); mientras que una fuga de capitales deprecia al TCR (+)

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

CAPÍTULO 3

EVALUACIÓN ECONOMETRICA PARA LA TEORÍA DE LA PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO

3.1.- Econometría de Series de Tiempo.

Los métodos de estimación que se usan habitualmente en los trabajos económicos aplicados suponen que las medias y varianzas de las variables son constantes, bien definidas e independientes del tiempo. Sin embargo, estas suposiciones no son satisfechas por un gran número de series temporales de tipo económico. Las variables cuyas medias y varianzas cambian a lo largo del tiempo se dicen no estacionarias o con raíces unitarias¹. Utilizar métodos clásicos de estimación como Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para estimar relaciones con variables no estacionarias produce inferencias erróneas. Si las medias y varianzas de las variables con raíz unitaria cambian a lo largo del tiempo, todos los estadísticos calculados en un modelo de regresión, que usa estas medias y varianzas, también dependen del tiempo y no convergen a su verdadero valor cuando el tamaño muestral aumenta. Incluso los contrastes convencionales de hipótesis estarán muy sesgados hacia el rechazo de la hipótesis nula de no relación entre las variables dependiente e independiente.

Para determinar si una serie de tiempo es estacionaria pueden aplicarse las pruebas de autocorrelación y raíces unitarias.

Por otra parte, al efectuar una regresión de una serie de tiempo sobre otra variable de serie de tiempo, con frecuencia se obtiene un R^2 muy elevado aunque no haya una relación significativa entre las dos, surgiendo así el problema de una regresión espuria.² Este problema nace porque si las dos series de tiempo involucradas en la regresión presentan tendencias fuertes, el valor alto del R^2 se debe a la presencia de la tendencia y no a la verdadera relación entre las dos. Por consiguiente, es muy importante averiguar si la relación entre variables económicas es verdadera o espuria.

Para determinar si la relación entre dos series de tiempo es verdadera o espuria pueden aplicarse las pruebas de cointegración de Engle-Granger y la prueba de Johansen.

A continuación se explicará en qué consiste la autocorrelación, las raíces unitarias y la cointegración, así como las distintas pruebas para evaluar las series de tiempo económicas que intervienen en este trabajo de investigación.

¹ Se dice que un proceso estocástico es estacionario si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos periodos depende solamente de la distancia o rezago entre estos dos periodos de tiempo y no del tiempo en el cual se ha calculado la covarianza. GUJARATI, Damodar. *Econometría Básica*. Santafé de Bogotá, Mc Graw Hill, 3ª edición, 1997, p. 697.

² El problema de las regresiones espurias fue analizado por Granger y Newbold en un celebrado trabajo en el que examinan los resultados de una serie de simulaciones realizadas con regresiones experimentales en las que siempre aparece una serie explicada en función de un conjunto de hasta 5 series. GRANGER y NEWBOLD. "Spurious Regressions in Econometrics" en *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, pp. 111-120.

3.1.1.- Función de Autocorrelación.

En términos econométricos, la autocorrelación de una serie puede ser examinada atendiendo a cualquiera de los dos métodos siguientes: a) observando su función de autocorrelación y b) con el estadístico Q de Box-Pierce.

La autocorrelación está definida como la correlación rezagada de una serie dada consigo misma, rezagada por un número de unidades de tiempo y se presenta cuando las observaciones sucesivas de la serie son interdependientes³.

La función de autocorrelación muestral al rezago ⁴ k es:

$$\bar{\rho}_k = \bar{\gamma}_k / \bar{\gamma}_0 \quad (3.1)$$

que es simplemente la razón entre la covarianza y varianza muestrales.

Si el valor de autocorrelación se calcula para distintos rezagos y se grafica en dos ejes, uno refiriendo al rezago y el otro representando el valor de la autocorrelación, se obtiene lo que se llama correlograma. La mayoría de los paquetes econométricos, realizan este correlograma, por lo que su cálculo es bastante rápido, no entrañando mayor dificultad que la del manejo del software elegido.

La significancia estadística de cualquier $\bar{\rho}_k$ puede ser evaluada por su error estándar. Si una serie de tiempo es puramente aleatoria, los coeficientes de autocorrelación muestral están distribuidos en forma aproximadamente normal con media cero y varianza $1/n$, donde n es el tamaño de la muestra.

Entonces, siguiendo las propiedades de la distribución normal estándar, el intervalo de confianza al 95% para cualquier $\bar{\rho}_k$ es:

$$\pm 1.96 (1/\sqrt{n}) \quad (3.2)$$

De esta manera, si un $\bar{\rho}_k$ estimado se encuentra dentro del intervalo $\pm 1.96 (1/\sqrt{n})$, no se rechaza la hipótesis de que el verdadero ρ_k es cero. Pero si se encuentra fuera de ese intervalo, entonces se puede rechazar la hipótesis de que el verdadero ρ_k es cero, aceptando la presencia de autocorrelación en la serie de tiempo.

Por otra parte, para probar la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de autocorrelación ρ_k son simultáneamente iguales a cero, se puede utilizar la estadística Q desarrollada por Box y Pierce, que está definida como:⁵

$$Q = n \sum_{k=1}^m \rho_k^2 \quad (3.3)$$

Donde n = tamaño de la muestra
m = longitud del rezago

³ Ibid. p. 394.

⁴ El término rezago se utiliza para indicar el valor pasado de una misma variable, por ejemplo un TCR rezagado dos periodos, se refiere a los valores de dos meses atrás de esa variable. Si los mismos valores de dos meses atrás del TCR influyen en su valor actual, decimos que existe una autocorrelación al rezago

⁵ Ibid. p. 701.

La estadística Q está repartida aproximadamente (es decir, en grandes muestras) como la distribución ji-cuadrado con m grados de libertad. En una aplicación, si la Q calculada excede el valor crítico de la tabla ji-cuadrado al nivel de significancia seleccionado, se puede rechazar la hipótesis nula de que todos los ρ_k son iguales a cero.

3.1.2.- Prueba de Raíz Unitaria sobre Estacionariedad⁶.

Suponemos un proceso AR(1): $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$ (3.4)

Si partimos de un valor inicial en $t = 0, Y_0$ y realizamos el desarrollo recursivo hacia atrás, obtenemos:

$$Y_1 = \phi_1 Y_0 + \varepsilon_1$$

$$Y_2 = \phi_2 Y_1 + \varepsilon_2 = \phi_2^2 Y_0 + \phi_2 \varepsilon_1 + \varepsilon_2$$

$$Y_t = \phi_1^t Y_0 + \sum_{s=0}^{t-1} \phi_1^s \varepsilon_{t-s} \quad (3.5)$$

Si $\phi_1 = 1$, tenemos:

$$Y_t = Y_0 + \sum_{s=0}^{t-1} \varepsilon_{t-s} \quad (3.6)$$

Dado que ε_t son variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza σ^2 se tiene que:

$$E(Y_t) = Y_0, t = 1, 2, \dots$$

$$\text{Var}(Y_t) = t\sigma^2, \text{ ya que } Y_0 \text{ se supone constante}$$

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k}) = E(Y_t - Y_0)(Y_{t-k} - Y_0) = (t-k) \sigma^2$$

$$\rho(t, t-k) = \frac{(t-k) \sigma^2}{\sqrt{t(t-k)} \sigma^2} = \frac{\sqrt{t-k}}{\sqrt{t}}$$

Se observa que la varianza y el coeficiente de correlación dependen del tiempo y aumentan al incrementarse éste. Así, el modelo $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$, es no estacionario. El proceso $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ recibe el nombre de paseo aleatorio, y se caracteriza porque aplicando primeras diferencias, se obtiene una serie ruido blanco que es estacionaria: $Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t$. La serie Y_t tiene una raíz unitaria⁷, es I(1) o integrada de orden 1. De forma general, la serie es I(d) si se vuelve estacionaria después de diferenciarla d veces. Esta calificación se debe a que puede obtenerse mediante forma integral o suma:

⁶ El desarrollo y las ecuaciones que se muestran en este apartado son tomadas de: SURINACH, Jordi et al. Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración. Barcelona, Antoni Bosch editor, 1995, pp. 29-35.

⁷ Utilizando el operador de rezagos L de tal manera que $LY_t = Y_{t-1}$, $L^2 Y_t = Y_{t-2}$ y así sucesivamente, se puede escribir $Y_t = Y_0 + \varepsilon_t$ como $(1-L)Y_t = \varepsilon_t$. El término raíz unitaria se refiere a la raíz del polinomio en el operador de rezago. La raíz de la ecuación polinomial $(1-L)=0$, es $L=1$.

$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t \Rightarrow Y_t - LY_t = \varepsilon_t \Rightarrow Y_t(1-L) = \varepsilon_t \Rightarrow Y_t = (1-L)^{-1}\varepsilon_t$ que es análoga a:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t = Y_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t = Y_{t-3} + \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t = \dots$$

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \varepsilon_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} L^i \varepsilon_t \quad (3.7)$$

A veces, en las regresiones que consideran series temporales, la variable t de tiempo es incluida como uno de los regresores para representar la tendencia. Es el caso de la regresión entre variables con un R^2 muy elevado debido a la tendencia común existente entre ellas. Si introducimos la variable tiempo, el coeficiente del resto de las variables explicativas representa la influencia neta de ellas sobre la variable respuesta habiendo eliminado el efecto de la tendencia. Esta práctica puede aceptarse sólo si la variable de tendencia es determinística y no estocástica.

La tendencia es determinística si es predecible de forma perfecta y no es variable. Al contrario, es estocástica si es inestable. Si se encuentra que una serie de tiempo posee una raíz unitaria (no es estacionaria), se puede concluir que dicha serie de tiempo presenta tendencia estocástica. Si ésta no tiene una raíz unitaria, la serie de tiempo presenta una tendencia determinística.

A continuación se van a considerar los contrastes de raíces unitarias Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller aumentado (DFA)

El contraste DF realiza una regresión de Y_t en Y_{t-1} : $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$ y consta de las siguientes hipótesis:

$$H_0: \phi_1 = 1$$

$$H_a: \phi_1 < 1$$

Si consideramos $Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = (\phi_1 - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$, las hipótesis son:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_a: \rho < 0$$

El estadístico a utilizar sería el t correspondiente al coeficiente de Y_{t-1} , pero el estadístico así obtenido no sigue la distribución t -student aún para muestras grandes, sino la corregida dada por Dickey, Fuller y Mackinnon. Bajo la hipótesis nula, los valores críticos del estadístico t calculado convencionalmente han sido tabulados por Dickey y Fuller. Esta prueba se conoce como DF. El procedimiento que se sigue es estimar primero la regresión y después se divide el coeficiente estimado por su error estándar para calcular el estadístico DF. Se consultan las tablas para concluir si la hipótesis nula es o no rechazada. Estas tablas han sido completadas por Mackinnon y sirven tanto para verificar el orden de integración de una serie como para llevar a cabo contrastes de cointegración. Se acepta la hipótesis nula cuando el valor del estadístico de contraste es mayor que el valor crítico (en términos absolutos).

La distribución de la razón t cambia si no existe término constante y si hay un término de tendencia. Así, la prueba de DF se aplica a regresiones del tipo:

$$\Delta Y_t = \delta + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \delta + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

Si el término de error en $\Delta Y_t = \delta + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$ presenta autocorrelación, el modelo se puede modificar de la forma siguiente:

$$\Delta Y_t = \delta + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

El contraste correspondiente es el de Dickey-Fuller Aumentado (DFA)

El estadístico de contraste de DFA presenta la misma distribución asintótica que el estadístico DF, de manera que pueden utilizarse los mismos valores críticos. Se acepta la hipótesis nula cuando el valor del estadístico de contraste es mayor que el valor crítico (en términos absolutos).

3.1.3.- Cointegración.

Las regresiones que incluyen series temporales pueden ocasionar coeficientes de determinación muy altos pero sin reflejar el verdadero grado de asociación entre las dos variables, sino que es la tendencia común presente en ellas. Cuando se lleva a cabo la regresión estática entre variables I(1) afectadas por tendencias comunes, se encuentra un valor de R^2 elevado sin que exista una relación de causalidad. Además el valor del estadístico de Durbin-Watson (DW) es muy pequeño lo que indica que los errores de la ecuación están autocorrelacionados positivamente. Este es el problema de las regresiones espurias que implica no sólo que los estimadores MCO de los coeficientes son ineficientes sino que los estimadores de los errores estándar son inconsistentes. Si no se presta atención a este problema, se puede incurrir en serios errores de especificación. Granger y Newbold sugieren una buena regla para sospechar que la regresión es espuria y es que $R^2 > d$.

La posibilidad de la aparición de relaciones espurias al regresar dos o más variables integradas que son independientes una de la otra, condujo a la práctica habitual de transformar las variables en estacionarias siguiendo la estrategia propuesta de Box-Jenkins. Según la misma, las relaciones en tre variables no estacionarias se estiman mediante Funciones de Transferencia, aunque de este modo se ignoran las relaciones a largo plazo que existen entre las variables. Estas relaciones se manifiestan en los niveles de las variables.

Es decir, los modelos de Función de Transferencia, al transformar por diferenciación las variables integradas en estacionarias, modelizan relaciones entre los cambios de las variables (corto plazo) y no las relaciones a largo plazo. Lo mismo sucede con otros tipos de estrategias que pretenden evitar al máximo el riesgo de incurrir en relaciones de tipo espurio.

Sin embargo, "... pueden existir relaciones estables entre los niveles de variables integradas que sean estacionarias, tal y como postula la Teoría Económica. Este tipo de relaciones, que no son espurias, se conocen como relaciones de cointegración..."⁸

En general, "... la integrabilidad es una propiedad dominante en las series, de manera que para cualquier combinación lineal de dos procesos integrados, el proceso resultante tendrá el orden mayor de las variables integradas. Pero en ocasiones la combinación lineal de dos procesos I(1) es estacionaria..."⁹. Si la

⁸ SURINACH, Jordi. *Op. cit.* p. 54.

⁹ GREENE, William. *Análisis Econométrico*. Madrid, Prentice Hall, 3ª edición, 1999, p. 732.



combinación lineal de dos variables o procesos no estacionarios es estacionaria, se dice que las variables están cointegradas, es decir, las tendencias se contrarrestan o se cancelan.

En otras palabras, si Y_t es un vector de N series temporales, sus componentes son cointegradas de orden (d, b) , esto es, $Y_t \sim CI(d, b)$ si:¹⁰

1º. Todas las componentes de Y_t son $I(d)$.

2º. Existe un vector $\alpha \neq 0$ tal que $Z_t = \alpha'Y_t \sim I(d, b)$, con $b > 0$.

La relación $Z_t = \alpha'Y_t$ se denomina relación de cointegración y el vector α , vector de cointegración.

Por ejemplo, suponemos dos variables X e Y tales que la teoría económica sugiere una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas. Supongamos que las series de datos X_t e Y_t son $I(1)$. En la relación $Z_t = a_1Y_t + a_2X_t$, lo normal es que Z_t sea $I(1)$. Sin embargo, es posible que exista un valor particular $\alpha(a_1, a_2)$, tal que Z_t sea $I(0)$, es decir estacionaria. En este caso las series serían cointegradas $(1,1)$, o $CI(1,1)$.

Sea $Y_t^* = \alpha_0 + \alpha_1X_t$, donde Y_t^* es el valor de equilibrio a largo plazo correspondiente a X_t . Si hay equilibrio en t , $Y_t - Y_t^* = 0$, o sea, $Y_t - (\alpha_0 + \alpha_1X_t) = 0$. Como Y_t , en general, será distinto de Y_t^* , podemos escribir $Y_t - (\alpha_0 + \alpha_1X_t) = \mu_t$, donde μ_t puede interpretarse como el error o desviación entre Y_t y su correspondiente valor de equilibrio en el período t . Esta ecuación es equivalente a $Y_t - \alpha_1X_t = \alpha_0 + \mu_t$. Esta es la relación de cointegración:

$$Z_t = \alpha'Y_t, \alpha' = (1 - \alpha_1), Y_t = \begin{bmatrix} Y \\ X \end{bmatrix} \text{ y } Z_t = \alpha_0 + \mu_t \quad (3.9)$$

Si las series son $CI(1,1)$, Z_t es estacionaria por lo que el error será una serie estacionaria. La cointegración de dos o más series temporales apunta a la existencia de una relación de largo plazo o de equilibrio entre ellas, es decir, que las desviaciones de la situación de equilibrio no tienden, por término medio, a ampliarse con el paso del tiempo. Por el contrario, si X e Y son ambas $I(1)$ pero no son cointegradas, Z_t no es estacionaria, es decir, las dos variables se alejarán una de otra con el paso del tiempo.

Así, si X e Y son integradas del mismo orden, hacemos la regresión $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1X_t + \mu_t$ y obtenemos los residuos estacionarios, hay evidencia de que las dos series son cointegradas, lo cual implicaría que la relación a largo plazo que supone la teoría económica viene apoyada por la evidencia empírica y que la regresión efectuada está libre de resultados espurios. La regresión de dos variables cointegradas es significativa y no se pierde información a largo plazo, lo cual sucedería si se utilizaran las series diferenciadas. A la regresión anterior se le conoce como regresión de cointegración, siendo el vector (α_0, α_1) , el vector de cointegración. El análisis de la cointegración permite detectar si existe la posibilidad de obtener estimaciones libres de resultados espurios de los parámetros que definen las relaciones entre dos o más series tanto a corto como a largo plazo. Las pruebas t y F usuales serían válidas.

¹⁰ El desarrollo de este apartado está basado en el trabajo de ENGLE y GRANGER, "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing" en *Econometrica*, Vol. 55, Nº 2, March 1987, pp. 253-255.

En general, si consideramos m variables integradas del mismo orden, el número máximo de vectores de cointegración es $m-1$. Al número de vectores de cointegración linealmente independientes se le denomina rango de cointegración. Una implicación del concepto de cointegración es que si X_t e Y_t cointegran, X_t e Y_{t-1} también pues Y_t e Y_{t-1} lo hacen.

3.1.3.1.- Cointegración y Mecanismo de Corrección de Error (MCE).

El MCE es un sistema de representación de las relaciones dinámicas entre un conjunto de variables. En él se combinan variables en niveles y variables en diferencias introduciendo el desequilibrio pasado como variable explicativa en la conducta dinámica de las variables actuales. Su utilización deriva de la demostración de Engle y Granger (1987) de que si dos variables son integradas de orden uno y son cointegradas pueden ser modeladas como si hubiesen sido derivadas por un MCE.

Dadas dos variables cointegradas, hay una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas, pero a corto plazo, puede haber desequilibrio. En consecuencia, se puede tratar el término de error $Y_t - (\alpha + \beta X_t) = \mu_t$ como el error de equilibrio y se puede utilizar para unir el comportamiento a corto plazo de Y con su valor de largo plazo. El MCE corrige este desequilibrio. Un ejemplo del MCE se origina en el siguiente modelo:

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \mu_2 \Delta X_t + \mu_3 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

\hat{u}_{t-1} es el valor del residuo retardado un período de la regresión $Y_t = \alpha + \beta X_t + \mu_t$ y es la estimación empírica del término de error de equilibrio. ΔX_t recoge los cambios de corto plazo en X , mientras que el término de corrección del error \hat{u}_{t-1} recoge el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo, de forma que μ_3 establece la proporción del desequilibrio en Y en un periodo que es corregida en el periodo siguiente. Si $\mu_3 = -0.1$, por ejemplo, quiere decir que alrededor del 0.1 (10%) de la discrepancia entre el valor del Y actual y el valor de largo plazo, es eliminado o corregido cada periodo. La regresión $\Delta Y_t = \mu_1 + \mu_2 \Delta X_t + \mu_3 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$ relaciona el cambio en Y con el cambio en X y el error equilibrador en el período anterior.

La regresión utilizada es muy simple y pueden encontrarse otras variaciones. Suponiendo dos variables, X e Y , el modelo de corrección de error vendrá dado por:¹¹

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \mu_1 + \Phi_1(L) \Delta Y_{t-1} + \Omega_1(L) \Delta X_{t-1} - \gamma_1 [Y_{t-1} - \alpha X_{t-1}] + \varepsilon_{1t} \\ \Delta X_t &= \mu_2 + \Phi_2(L) \Delta Y_{t-1} + \Omega_2(L) \Delta X_{t-1} - \gamma_2 [Y_{t-1} - \alpha X_{t-1}] + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (3.11)$$

donde $\Phi(L)$ y $\Omega(L)$ son polinomios de retardos con todas sus raíces fuera del círculo unitario y los términos entre corchetes nos indican la relación a largo plazo entre las variables $Y_{t-1} = \alpha X_{t-1} + \mu_{t-1}$ con α vector de cointegración (término de corrección de error) y, al menos, uno de los parámetros γ_1, γ_2 no es nulo. Estos parámetros se denominan parámetros de velocidad de ajuste. Cuanto mayor sea su valor más rápidamente se corregirán los desequilibrios.

¹¹ El desarrollo y las ecuaciones de este sub apartado son tomadas de SURIÑACH, Jordi. Op. cit. pp. 61-64.



MCE y CI están relacionados mediante el teorema de representación de Granger¹², que afirma que si un vector de variables es CI(1,1), existe una representación MCE que es su proceso generador de datos y a la inversa.

En la expresión (3.11) se constata que $X_t, Y_t \sim I(1)$, todos los términos que aparecen en cada ecuación son estacionarios en varianza excepto el término entre corchetes. Para que este término se a estacionario es necesario que X_t e Y_t estén cointegrados.

Se comprueba cómo el MCE conjuga la modelización dinámica a corto plazo con la relación de equilibrio a largo plazo: los términos entre corchetes, con las variables en niveles, recogen la relación a largo plazo entre las variables (relación de cointegración). Este término es el "corrector de error" en el sentido que es distinto de cero únicamente cuando hay alejamientos de la situación de equilibrio, produciendo en el siguiente período un ajuste hacia dicha relación.

El resto de las variables incluidas en el MCE son las primeras diferencias y sus retardos, si son necesarios, de ambas variables. Son, por tanto, variables estacionarias y explican la evolución a corto plazo, es decir, los cambios de un período respecto al anterior.

3.1.4.- Pruebas de Cointegración.

Un primer paso común en el análisis de co integración es establecer que, en efecto, es una característica de los datos. Dos métodos extensos para comprobar la cointegración han sido desarrollados. El método de Engle-Granger (1987) se basa en evaluar si los errores de ecuaciones en equilibrio estimadas uniecuacionalmente parecen ser estacionarios. El segundo método, dado por Johansen, está basado en el método VAR. A continuación se examinan estos dos métodos.

3.1.4.1.- Prueba de Engle-Granger.

El procedimiento de Engle-Granger consiste en estimar la siguiente relación de cointegración por MCO:

$$\mu_t = Y_t - \alpha - \beta X_t \quad (3.12)$$

y analizar si los residuos μ_t presentan un orden de integrabilidad menor que el de las variables implicadas. Para el caso de variables $I(1)$ el contraste consiste en determinar si los residuos presentan una raíz unitaria (no cointegración) contra la alternativa de que son $I(0)$, de esa forma la hipótesis nula es la no cointegración y la alternativa la cointegración. Podemos aplicar la prueba DF o DFA. Engle y Granger consideran que existe una relación de cointegración entre las variables si los residuos μ_t son $I(0)$. Los valores críticos son distintos de los del contraste de raíces unitarias pues la μ_t estimada está basada en los parámetros de cointegración estimados. Engle y Granger han calculado estos valores, los cuales pueden encontrarse en Engle y Granger (1987). En este contexto, las pruebas DF y DFA se conocen como Engle-Granger (EG) y Engle-Granger Aumentada (EGA), respectivamente.

¹² ENGLE y GRANGER *Op. cit.* pp. 255-259.

3.4.1.2.- Prueba de Durbin-Watson sobre los residuos de cointegración (DWRC)

Un método alternativo para contrastar la cointegración es el contraste Durbin-Watson de la regresión de cointegración (CRDW). Se considera el estadístico d de DW de la regresión de cointegración $Y_t = c + \alpha X_t + \mu_t$ y se contrasta la hipótesis nula de que $d = 0$ para ver si los residuos son estacionarios. Si no son estacionarios el estadístico DW tenderá a cero. Así, cuando el valor d calculado es menor que el tabulado para cierto nivel de significación, se acepta la hipótesis nula de no cointegración. Si es mayor, se acepta la hipótesis de cointegración. Los valores críticos de este contraste están tabulados y pueden verse en Engle-Granger (1987). Una regla práctica muy útil es que si $DW < R^2$ las series no están cointegradas.

3.1.4.3.- Prueba de Johansen.

En los contrastes anteriores sólo se puede detectar la presencia o no de cointegración sin poder especificar el número de vectores de cointegración ni realizar hipótesis acerca de ellos. El contraste de Johansen aplica máxima verosimilitud al modelo de vector autorregresivo (VAR) suponiendo que los errores están normalmente distribuidos. Tiene la ventaja sobre los anteriores de contrastar el número total de vectores de cointegración y es un sistema de ecuaciones simultáneas que trata a todas las variables como endógenas, evitando así una elección arbitraria de la variable dependiente. Así, en cada ecuación aparece cada variable en función de todas y cada una de las demás del sistema, siempre retardadas, así como de sus propios retardos. El modelo VAR consiste en un conjunto de ecuaciones autorregresivas que expresan un vector de variables en función de sus propios retardos y puede escribirse en la forma: ¹³

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_k Y_{t-k} + \mu_t, \quad t = 1 \dots T \quad (3.13)$$

Donde Y_t es un vector de n variables $I(1)$
Podemos reescribirlo en la forma MCE como:

$$\Delta Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-1} + \dots + B_k \Delta Y_{t-k+1} + v_t, \quad t = 1 \dots T \quad (3.14)$$

Donde:

$$B_1 = -I + \sum_{i=1}^k A_i \quad (3.15)$$

Y

$$B_j = -I + \sum_{i=1}^k A_i$$

Para $j = 2 \dots k$

Puesto que $\Delta Y_t \dots \Delta Y_{t-k+1}$ son todas $I(0)$ mientras que Y_{t-1} es $I(1)$, para que esta ecuación sea consistente es necesario que el rango de B_1 sea menor que n . Supongamos que ese rango es r . Si escribimos $B_1 = \alpha \beta'$, donde α es una matriz $r \times n$, entonces $\beta' Y_{t-1}$ son las r variables cointegradas y α es la matriz de los términos de corrección de error.

¹³ SURIÑAC, Jordi. Op. cit pp. 80-89.

Para eliminar los coeficientes $B_2 \dots B_k$ regresamos ΔY_t en $\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-k+1}$ y análogamente con Y_{t-1} . Considerando los residuos de ambas regresiones R_{0t} y R_{1t} , la regresión original queda reducida a: $R_{0t} = \alpha \beta' R_{1t} + \mu_t$, cuyos momentos de segundo orden vienen dados por:

$$S_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}}{n} \quad i, j = 0, 1. \quad (3.16)$$

Donde S_{ij} es una matriz cuadrada de orden $n \times n$. Johansen¹⁴ demuestra que la estimación máximo verosímil de la matriz de vectores de cointegración β se obtiene calculando los valores propios de $|S^{-1}_{11} S_{10} S^{-1}_{00} S_{01} - \lambda I| = 0$.

A partir de lo anterior Johansen construye el contraste de la traza, en el que el estadístico LM para la hipótesis de, como máximo r vectores de cointegración, es:¹⁵

$$LR = -T \sum_{i=r+1}^m \log(1 - \lambda_i) \quad (3.17)$$

Los valores de las distribuciones asintóticas de estos estadísticos vienen calculados en el paquete Eviews. Estos valores serán diferentes según las distintas especificaciones de tendencia en la prueba de cointegración.

En una aplicación, si el LR calculado es menor a los valores críticos, al nivel de significancia seleccionado, se rechaza la existencia de alguna relación de cointegración entre las variables analizadas.

3.2.- Aplicación de pruebas econométricas de series de tiempo para el TCR.

Para llevar a cabo esta evaluación, es necesario establecer los siguientes puntos:

- Se utilizará el tipo de cambio real bilateral México-Estados Unidos, debido a que el vecino país del norte es nuestro principal socio comercial y al cual destinamos el 86% de nuestras exportaciones.¹⁶
- Para medir al TCR se utilizará la expresión (1.5) definida en el capítulo 1, a saber:

$$\varepsilon = \frac{E(IPP^*)}{INPC}$$

Donde ε = TCR; E = Tipo de cambio nominal México-Estados Unidos; IPP^* = Índice de Precios al Productor en E. U.; $INPC$ = Índice Nacional de Precios al Consumidor en México. Los datos del TCN e INPC fueron obtenidos de la página del Banco de México, mientras que el IPP^* fue obtenido de la página del Bureau of Labor Statistics Data.

¹⁴ JOHANSEN, Soren. "Cointegration in the VAR Model" en *A course in Time Series Analysis*. Edited by Daniel Peña, George C. Tiao and Ruey S. Tsay, New York, John Wiley & Sons, Inc., 2001, p. 424.

¹⁵ QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. *Eviews 4.0 User's guide*, 4th. Edition, 2002, p. 542.

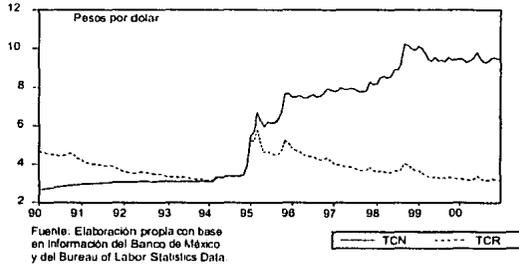
¹⁶ Según las cifras al mes de Julio del año 2003 de la *Balanza comercial por zonas Geoeconómicas y principales países* obtenidas de la página de Internet del INEGI



- Se hará uso del paquete econométrico Evie ws 4.1 para las diferentes pruebas de series de tiempo que se aplicarán al TCR.

El enfoque de la PPA relativa busca determinar en qué medida el tipo de cambio real está en desequilibrio debido a que el ajuste en el tipo de cambio nominal no ha cubierto el diferencial entre la inflación doméstica y la inflación internacional. Según esta teoría, el tipo de cambio real de equilibrio (TCRE) está determinado únicamente por variables nominales, que son los niveles de precios externo y doméstico, expresados en una misma moneda.

GRÁFICA 3.1
Tipo de Cambio Real medido por la PPA y Tipo de Cambio Nominal



"...Si la tasa de cambio nominal reflejara fluctuaciones en cuanto a precios en (México) y EU (como lo plantea la teoría de la PPA), entonces la tasa de cambio real debe ser la misma o permanecer en igual proporción con la tasa de cambio nominal..."¹⁷

Este elemento esencial del enfoque monetario (es decir, la teoría de la PPA) no parece sostenerse durante la mayor parte de los últimos años. En el Gráfico 3.1 se puede observar que el tipo de cambio real en México ha experimentado importantes cambios en su nivel durante la última década, aunque éstos aparentemente se han revertido. Esta evolución plantea una interrogante acerca de la validez de la teoría de la PPA para explicar la determinación del TCRE.

Resulta importante analizar si las oscilaciones que presenta el tipo de cambio real son permanentes o transitorias. Si las desviaciones son temporales, el tipo de cambio real deberá retornar a su nivel de equilibrio inicial luego de cualquier shock, con lo cual quedaría demostrada la hipótesis de la teoría de la PPA.

La expresión $(E_t - E_{t-1})/E_{t-1} = \pi_{mex} - \pi_{eu}$ definida en el capítulo 2, podría ser analizada empíricamente estimando la siguiente expresión:

$$\Delta E = \alpha + \beta(\pi_{mex} - \pi_{eu})_{t-1} + \mu_t \quad (3.18)$$

Para que la teoría de la PPA relativa se cumpla estrictamente, es necesario que β sea igual a 1. Es posible que la existencia de shocks estocásticos μ_t impida que la PPA se verifique en el corto plazo. Sin embargo, en el largo plazo los diferenciales de inflación entre países deberían compensarse con ajustes similares en el tipo de

¹⁷ SALVATORE, Dominick. *Op. cit.* p. 638. Las letras en **negrita** son mías.

cambio nominal. A continuación se analiza la validez de la teoría de la PPA a través de diferentes técnicas de series de tiempo.

3.2.1.- Función de Autocorrelación del TCR.

Una manera de demostrar la constancia del TCR es comprobar si la serie TCR presenta o no autocorrelación. Si una serie está autocorrelacionada, los efectos del pasado repercuten en el presente, por lo que cualquier desviación de un valor previo influirá en el siguiente, apartando a la serie de su estimación anterior, hasta que un nuevo choque aparezca posicionando a la serie en otra trayectoria, que podría ser la precedente o una distinta.

La teoría de la PPA podría considerarse válida para México en el corto plazo si el TCR se comporta como ruido blanco, y por consiguiente, es estacionario. Es decir:

$$\hat{c}_t = c + \mu_t \quad (3.19)$$

donde c denota el TCR y μ_t es un término de error bien comportado (con media cero y varianza constante). Para determinar si el TCR es o no ruido blanco se debe analizar su función de autocorrelación. A continuación se presenta el correlograma y los estadísticos Q del logaritmo natural del TCR (ln TCR).¹⁸

Gráfica 3.2
Correlograma de la serie ln TCR

Muestra: 1990:01 - 2000:12
Observaciones incluidas: 132

Autocorrelación	Retazo	AC	Q-Stat	Prob
. *****	1	0.946	120.82	0.000
. *****	2	0.875	225.03	0.000
. *****	3	0.799	312.54	0.000
. *****	4	0.730	386.17	0.000
. *****	5	0.676	449.78	0.000
. *****	6	0.629	505.35	0.000
. *****	7	0.595	555.48	0.000
. *****	8	0.561	600.43	0.000
. *****	9	0.517	638.79	0.000
. ****	10	0.459	669.29	0.000
. ****	11	0.383	690.75	0.000
. **	12	0.304	704.38	0.000
. **	13	0.225	711.94	0.000
. *	14	0.161	715.82	0.000
. *	15	0.105	717.49	0.000
. .	16	0.055	717.95	0.000
. .	17	0.005	717.95	0.000
. .	18	-0.042	718.22	0.000
* .	19	-0.082	719.26	0.000
* .	20	-0.121	721.59	0.000
* .	21	-0.166	725.98	0.000
** .	22	-0.210	733.10	0.000
** .	23	-0.253	743.45	0.000
** .	24	-0.286	756.83	0.000
** .	25	-0.317	773.47	0.000
** .	26	-0.337	792.42	0.000
** .	27	-0.349	812.99	0.000
** .	28	-0.360	835.02	0.000
** .	29	-0.374	859.03	0.000
** .	30	-0.386	884.88	0.000
** .	31	-0.392	911.82	0.000
** .	32	-0.400	940.06	0.000
** .	33	-0.411	970.25	0.000
** .	34	-0.420	1002.1	0.000
** .	35	-0.434	1036.5	0.000
** .	36	-0.447	1073.3	0.000

¹⁸ En todo el análisis econométrico efectuado se utilizó el logaritmo natural de las variables. Esto obedece a que las series expresadas en logaritmos presentan varianzas aproximadamente constantes, mientras que la varianza de una serie en niveles tiende a aumentar con el tamaño de la muestra.



Considerando un intervalo de confianza del 95% el valor crítico para cualquier coeficiente de autocorrelación (ρ) es, según la expresión (3.2):

$$\pm 1.96 (1/\sqrt{n})$$

En el caso de los coeficientes de autocorrelación (AC) del logaritmo natural del TCR, el intervalo de confianza es:

$$\pm 1.96/\sqrt{132} = \pm 0.1705$$

Analizando los valores (AC) de la gráfica (3.2), de los rezagos 1-13 y 22-36 los coeficientes de autocorrelación son mayores al valor crítico, lo que implica que dichos coeficientes son estadísticamente significativos (o sea, distintos de cero), por lo que se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación.

En otros términos, la serie ln TCR está autocorrelacionada.

Por otra parte, las probabilidades del estadístico Q de Box-Pierce, analizado anteriormente en la expresión (3.3), son cero en todos los rezagos,¹⁹ la hipótesis nula de que el TCR es ruido blanco y que todas sus autocorrelaciones son cero se rechaza a un nivel de significancia del 5%.

Por lo tanto, al menos en el corto plazo, se invalida la propuesta de la teoría de la PPA de que el TCR es constante, los valores del pasado influyen en las estimaciones presentes del TCR.

3.2.2.- Prueba de raíz unitaria para el TCR.

Una alternativa para investigar si la teoría de la PPA se cumple en el largo plazo es analizar si los shocks que afectan al TCR son transitorios o permanentes. Es decir, se debe verificar que el término de error μ_t en la expresión $v_t = c + \mu_t$ es estacionario y no presenta raíces unitarias.

El test de raíz unitaria permite analizar la estacionariedad de las series. Si el TCR es estacionario, las perturbaciones deben tenderse como transitorias. Cualquier shock que afecte al TCR no lo alejará definitivamente de su valor inicial y se disipará en el tiempo. Entonces, aun cuando la PPA no se cumpla en el corto plazo, sí será válida para el largo plazo.

Si el TCR no es una serie estacionaria su estimación rezagada (por ejemplo un periodo) influirá persistentemente en su valor contemporáneo.

Para evaluar la estacionariedad del TCR (en logaritmo natural) se aplica, según la expresión (3.8), la siguiente regresión:

$$\Delta TCR = \delta + \beta_t + \rho TCR_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta TCR_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

¹⁹ El hecho de que la probabilidad del estadístico Q (Prob en el gráfico 3.2) sea cero significa que el valor calculado excede al valor de tablas ji-cuadrado al nivel de significancia seleccionado.

Que corresponde a la prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA).²⁰ Las hipótesis son:

$H_0: \rho = 0$ (raíz unitaria)

$H_a: \rho < 0$ (serie estacionaria)

El criterio para la aceptación o rechazo de la hipótesis nula es el siguiente: si el estadístico calculado excede a los valores absolutos de DFA, entonces se acepta la hipótesis de que el TCR es estacionario (se acepta H_a). Si, por el contrario, la evaluación calculada es menor que la estimación crítica, el TCR no es estacionario y presenta raíz unitaria (se acepta H_0).

A continuación se muestran los resultados al aplicar la prueba DFA al ln TCR en niveles:

Cuadro 3.1
Prueba de raíz unitaria para el logaritmo natural del TCR

Hipótesis Nula: $\ln(\text{TCR})$ tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Ninguna		
Longitud de rezago óptimo: 1 ^A		
Test estadístico DFA ^B	Estadístico t	Prob. ^D
	-0.847424	0.3470
Valores críticos ^C al:	1%	-2.582872
	5%	-1.943304
	10%	-1.615087
^{A)} El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos. ^{B)} La prueba se efectuó sin constante ni tendencia. ²¹ ^{C)} Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. ^{D)} MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Para todos los niveles de significancia, el estadístico DFA calculado es menor que los valores críticos, lo que nos impide rechazar la hipótesis nula, es decir, el TCR tiene problemas de raíz unitaria (no es estacionario)²²

Este resultado invalida la proposición de la PPA en el largo plazo. Los choques ejercen, por tanto, efectos permanentes en el TCR, apartándolo de la constancia predicha por la PPA.

3.2.3.- Pruebas de cointegración para la PPA.

Si bien los tests anteriores rechazaban la PPA tanto en el largo plazo como en el corto plazo, el análisis se realizaba basado en la serie TCR, considerando la autocorrelación o verificando su estacionariedad. Otra manera de ver si la PPA se cumple en el largo plazo, es realizando el análisis de cointegración de las series, es decir, ahora analizamos más de una variable (en los anteriores enfoques de

²⁰ Existe otra prueba para determinar la estacionariedad de una serie llamada Phillips-Perron, que no se incluye en el desarrollo de esta investigación, pero se explica en el anexo, así como los resultados que arroja sobre las variables analizadas con la DFA. Los resultados de ambas pruebas no difieren mucho entre sí.

²¹ Al efectuar el test DFA para el ln TCR, tanto la constante como la tendencia resultaron ser estadísticamente no significativas, razón por la cual se reportan los resultados de la prueba DFA sin constante ni tendencia.

²² Al aplicarle primera diferencia a la serie ln TCR se encontró que la serie es estacionaria, lo que quiere decir que el TCR es una serie integrada de orden 1 o $I(1)$. El valor DFA calculado fue de -8.965811, mientras que los valores críticos de MacKinnon al 1, 5 y 10% son respectivamente: -2.5828, -1.9433 y -1.615; el DFA calculado es, términos absolutos, mayor que los valores críticos, aceptándose la hipótesis alternativa de serie estacionaria.



autocorrelación, Box-Pierce, y ADF sólo trabajamos con la serie TCR); en este caso el tipo de cambio nominal, y los índices de precios nacional y extranjero (tres variables)

El análisis de cointegración consiste en estudiar si en la expresión: $\Delta E = \alpha + \beta(\pi_{mex} - \pi_{eu})_{t-1} + \mu_t$ existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables que en ella intervienen. La cointegración implica que una o más combinaciones lineales de estas variables sean estacionarias, no obstante que las variables individualmente no lo sean. Empero, estas últimas deben tener el mismo orden de integración. Para ello se evaluará la siguiente ecuación utilizando los logaritmos naturales de las series:

$$\ln TCN = \alpha + \beta(\ln INPC - \ln IPP) + \mu \quad (3.21)$$

Donde β representa el diferencial entre la inflación en México y la inflación en EU, es decir, la cantidad en que el tipo de cambio nominal (TCN) debe ajustarse para dejar invariable el poder adquisitivo entre las canastas de bienes de estos dos países; esto es, para que el TCR sea constante e igual a 1 (propuesta central de la PPA).

¿De qué manera el ajuste en el TCN deja invariable el poder adquisitivo? Veamos el siguiente ejemplo.

De acuerdo con la expresión (2.2) del capítulo 2, el TCN está determinado de la siguiente manera: $TCN = INPC/IPP^*$; mientras que el TCR está definido como: $TCR = TCN \times IPP^*/INPC$.

SITUACIÓN ORIGINAL:

$INPC = 10$

$IPP^* = 10 \therefore TCN = INPC/IPP^* = 10/10 = 1.$

De igual forma:

$TCR = TCN \times IPP^*/INPC = (1 \times 10)/10 = 1.$

Ahora, si suponemos un incremento del 10% en el INPC, mientras que el IPP^* permanece sin cambio tenemos que:

$INPC = 11$

$IPP^* = 10 \therefore TCN = INPC/IPP^* = 11/10 = 1.1$

Esto significa que el TCN se deprecia 10%.

Ahora bien, ¿por qué este ajuste deja invariable el poder adquisitivo entre las canastas de bienes de México y EU? La razón es la siguiente:

Si el TCN no se ajusta al diferencial de inflación entre México y EU, el TCR se aprecia, tal y como se observa a continuación:

$TCR = TCN \times IPP^*/INPC = (1 \times 10)/11 = 0.909$

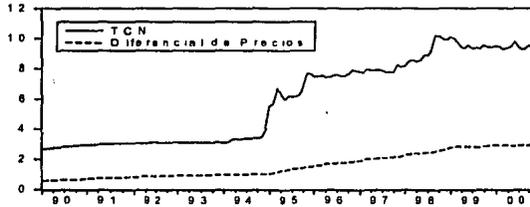
Lo cual viola el supuesto central de la PPA.

Pero como se vio anteriormente, el TCN se depreció 10% cuando el INPC pasó de 10 a 11, lo que significa que:

$TCR = TCN \times IPP^*/INPC = (1.1 \times 10)/11 = 1$

O sea, el poder adquisitivo entre las canastas de bienes no cambia y el TCR es constante e igual a 1.

Gráfica 3.3
Tipo de Cambio Nominal y Diferencial de Precios entre México y E. U.



Fuente: Elaboración propia con base en información del Banco de México y del Bureau of Labor Statistics Data.

En la figura 3.3 se representa al Tipo de Cambio Nominal y al Diferencial de Precios entre México y E. U. Como puede observarse, ambas series parecen moverse al unísono sobre la misma tendencia durante el lapso 1990-1994, sin embargo, después de 1995 el comportamiento de ambas series es muy distinto, poniendo en entredicho la validez de la teoría de la PPA.

Por otra parte, si se escribe (3.21) como:

$$\mu = TC - \alpha - \beta P \quad (3.22)$$

Donde:

$$TC = \ln TCN$$

$$P = (\ln INPC - \ln IPP^*)$$

y se encuentra que μ es estacionario, entonces se dice que las variables tipo de cambio nominal (TC) y diferencial de inflación (P) están cointegradas.

Sin embargo, antes de proceder a estimar la ecuación (3.21) es necesario conocer el orden de integración de las variables TC y P, ya que para afirmar que dos series se encuentran cointegradas primero debemos encontrar que el orden de integración de ambas series sea el mismo. Para tal motivo se aplica la prueba DFA a las dos variables, mostrándose los resultados a continuación:

Cuadro 3.2

Prueba de raíz unitaria para las variables TC y P en niveles

Hipótesis Nula: TC tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Ninguna		
Longitud de rezago óptimo: 1 ^a		
	Estadístico t	Prob. ^D
Test estadístico DFA ^A	1.673328	0.9769
Valores críticos ^C al:	1%	-2.582872
	5%	-1.943304
	10%	-1.615087

^{A)} El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos.
^{B)} La prueba se efectuó sin constante ni tendencia.²¹
^{C)} Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.
^{D)} MacKinnon (1996) one-sided p-values.

²¹ Al efectuarse la prueba, para ambas variables, la constante y la tendencia fueron estadísticamente no significativas, motivo por el cual se presentan los resultados de la DFA sin constante ni tendencia. Mismos resultados se obtuvieron con las series en primeras diferencias.

Hipótesis Nula: P tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Ninguna		
Longitud de rezago óptimo: 3 ^a		
Test estadístico DFA	Estadístico t	Prob. ^c
	0.469973	0.8150
Valores críticos ^a al:	1%	-2.583153
	5%	-1.943344
	10%	-1.615062
^a El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos. ^b Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. ^c MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Como puede observarse en el cuadro 3.2, ambas series no son estacionarias pues los tests estadísticos del DFA son menores (en términos absolutos) a los valores críticos al 1 y 5% para TC, y para todos los niveles de significancia para P.

Cuadro 3.3
Prueba de raíz unitaria para las variables TC y P en 1ª diferencia

Hipótesis Nula: D(TC) tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Ninguna		
Longitud de rezago óptimo: Ninguno ^a		
Test estadístico DFA	Estadístico t	Prob. ^c
	-8.400811	0.0000
Valores críticos ^a al:	1%	-2.582872
	5%	-1.943304
	10%	-1.615087
^a El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos. ^b Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. ^c MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Hipótesis Nula: D(P) tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Ninguna		
Longitud de rezago óptimo: 3 ^a		
Test estadístico DFA	Estadístico t	Prob. ^c
	-2.686254	0.0075
Valores críticos ^a al:	1%	-2.583298
	5%	-1.943364
	10%	-1.615050
^a El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos. ^b Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. ^c MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

En primera diferencia, las variables TC y P son estacionarias, pues el test estadístico calculado del DFA es mayor (en términos absolutos) a los valores críticos en cualquier nivel de significancia.

Como conclusión se puede aceptar que ambas variables, TC y P, son procesos I(1), con lo cual se puede efectuar una regresión como la planteada por la ecuación (3.21)

Cuadro 3.4
Regresión MCO para la ecuación $TC = \alpha + \beta P + \mu$

Variable Dependiente: TC
Método: MCO
Muestra: 1990:01 2000:12
Observaciones incluidas: 132

Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico t	Prob.
C	1.361466	0.014027	97.06098	0.0000
P	0.918305	0.022487	40.83735	0.0000
R ²	0.927685	Media variable dep.		1.662101
R ² ajustado	0.927129	Desviación Std Var. dep.		0.508167
Error Std regresión	0.137178	Criterio de Akaike		-1.120040
Suma de los residuos ²	2.446313	Criterio de Schwarz		-1.076361
Log likelihood	75.92262	Estadístico F		1.667.689
Est. Durbin-Watson	0.087078	Prob(Est. F)		0.000000

Recordando que $TC = \ln TCN$ y $P = (\ln INPC - \ln IPP^*)$, la regresión anterior nos dice que:

La ordenada al origen, o término constante (C), es de 3.9019²⁴, lo que es lo mismo, evaluando la propuesta de la PPA contenida en la expresión (3.21), el valor de equilibrio del Tipo de Cambio Nominal (TCN) que mantiene constante el poder adquisitivo entre las cestas de bienes de México y EU es de 3.9 pesos por dólar.

Por su parte, el coeficiente de P es 2.505, lo que significa que para cubrir el diferencial entre la inflación doméstica y la extranjera, el TCN debe ajustarse 2.5 unidades al alza, esto es, por cada incremento del 1% en el diferencial de inflación, el peso debe depreciarse en 0.92% para que el poder adquisitivo entre las cestas de bienes de México y EU no varíe, manteniendo un Tipo de Cambio Real (TCR) constante e igual a 1.

Ambos coeficientes son estadísticamente significativos; la bondad de ajuste, medida por el R², es alta (92.7%); la prueba F, que evalúa la significancia global de una regresión, es bastante elevada y estadísticamente representativa; el estadístico Durbin-Watson denota autocorrelación serial y es muy bajo 8.7%.

3.2.3.1.- Prueba de Engle-Granger para la PPA.

Las regresiones que consideran series de tiempo conllevan a la posibilidad de obtener resultados espurios o dudosos. En la regresión anterior, los resultados se ven fabulosos, R² alto, pruebas t y F significativas. El único resultado adverso es que el Durbin-Watson es bajo. Como lo han sugerido Granger y Newbold, una buena regla práctica para sospechar que la regresión estimada es espuria es que $R^2 > d$. Y esto ocurre porque se efectuó una regresión de una serie no estacionaria (TC) sobre otra igualmente no estacionaria (P). En estos casos, los procedimientos de las pruebas t y F no son válidos.

²⁴ Recapitulando que las variables TC y P están en logaritmos naturales (ln), para calcular su valor se aplica la función exponencial, esto es: $\exp(1.3614) = 3.9019$ y $\exp(0.9183) = 2.505$.



Como se sabe, TC y P son estacionarias si se aplican primeras diferencias, ¿por qué no efectuar la regresión en primeras diferencias y evitar el problema de no estacionariedad y regresión espuria?

"...La respuesta es: resolver el problema de no estacionariedad en esta forma puede ser como lanzar un bebé al agua ya que, al tomar primeras diferencias, se puede perder una relación valiosa de largo plazo... que está dada por las variables en niveles... la mayor parte de la teoría económica se postula con base en relaciones de largo plazo entre las variables en niveles, es decir, no en forma de primera diferencia..."²⁵

A pesar de que TC y P son procesos no estacionarios en niveles, la combinación lineal de estas dos variables pudiera ser estacionaria, esto es:

$$\mu = TC - \alpha - \beta P$$

si se encuentra que μ es estacionario, entonces se dice que las variables tipo de cambio nominal (TC) y diferencial de inflación (P) están cointegradas. Enseguida se aplica la prueba de Engle-Granger para saber si TC y P están cointegradas.

Para efectuar la prueba de Engle-Granger todo lo que se requiere es estimar la regresión (3.21), obtener los residuales, someterlos a la prueba de DFA y contrastar el valor calculado contra los valores proporcionados por Engle y Granger para aceptar o rechazar cointegración.

Cuadro 3.5
Prueba Engle-Granger para $\mu = TC - \alpha - \beta P$

Hipótesis Nula: μ tiene raíz unitaria			
Variable exógena: Ninguna			
Longitud de rezago óptimo: 4 ^a			
Test estadístico DFA ^a			Estadístico t
			-1.733707
Prob. ^b			0.0787
Valores críticos al:	1%	3.77 ^c	-2.583298 ^d
	5%	3.17	-1.943364
	10%	2.84	-1.615050
^a El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos.			
^b La prueba se efectuó sin constante ni tendencia. ²⁶			
^c Valores críticos calculados por Engle y Granger. ²⁷			
^d Valores críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.			
^e Mackinnon (1996) one-sided p-values.			

Puesto que, en términos absolutos, el test DFA estimado es menor a los valores críticos a cualquier nivel de significancia para los valores tabulados por Engle y Granger, y para los niveles de 5% y 1% según Mackinnon, la conclusión sería que el μ estimado no es estacionario, presentando problemas de raíz unitaria, por consiguiente, el tipo de cambio nominal y la relación de precios no están cointegrados.

²⁵ GUJARATI, Damodar. *Op. cit.* p. 709.

²⁶ Al efectuarse la prueba, la constante y la tendencia fueron estadísticamente no significativas, motivo por el cual se presentan los resultados de la DFA sin constante ni tendencia.

²⁷ ENGLE y GRANGER. *Op. cit.* p. 269.

3.2.3.2.- Estadística de regresión cointegrada de Durbin-Watson (DWRC)

Un método alternativo y más rápido para determinar si TC y P están cointegrados es la prueba DWRC. En este método se utiliza el valor Durbin-Watson obtenido en la regresión (3.21), pero ahora la hipótesis nula es que $d = 0$ en lugar del $d = 2$ tradicional. Así, cuando el valor Durbin-Watson calculado es menor al valor crítico se rechaza la hipótesis de cointegración.

Cuadro 3.6
Prueba DWRC para la regresión $TC = \alpha + \beta P + \mu$

Durbin-Watson calculado	DWRC ²⁸	CRDW ²⁹
0.087078	1% 0.511	5% 0.20
	5% 0.386	
	10% 0.322	

El Durbin-Watson calculado en la ecuación (3.21) es menor a los valores críticos proporcionados, por lo tanto se rechaza la hipótesis de cointegración entre las series TC y P .

Sin embargo, antes de poder afirmar que la teoría de la PPA vuelve a ser rechazada para el caso mexicano, es necesario efectuar pruebas de diagnóstico para la regresión $TC = \alpha + \beta P + \mu$ presentada en el cuadro 3.4; en este sentido resulta conveniente contrastar la existencia de cambio estructural, debido a que posterior a la crisis de 1995 el tipo de cambio nominal pasó de un régimen de paridad fija a una determinación de tipo de cambio flotante.

Para comprobar la existencia de cambio estructural se puede recurrir al test de Chow para un punto de ruptura, así como la suma acumulada (CUSUM, abreviatura en inglés) de los residuales recursivos estandarizados para evaluar la estabilidad estructural de los parámetros.³⁰

La prueba de Chow divide en dos o más subperiodos al espacio muestral, y la información relativa a cada uno de ellos se utiliza para verificar la constancia de los parámetros al pasar de una submuestra a la otra.

En el caso de la regresión del cuadro $TC = \alpha + \beta P + \mu$ se escogió como punto de ruptura a diciembre de 1994, por ser el mes en donde se desató la crisis más reciente de nuestro país. La hipótesis nula, H_0 , es que los coeficientes de regresión permanecen constantes al pasar de una submuestra a otra.

Para probar la hipótesis nula, se recurre al estadístico F, siguiendo la siguiente regla de decisión: Si el estadístico F calculado es mayor que el valor crítico (para un nivel de significancia dado) se rechaza H_0 , lo que significa que hay evidencia de cambio estructural.

²⁸ *Ibid.*

²⁹ MADDALA, G. S. *Introducción a la Econometría*. México, Prentice Hall, 1996, 2ª edición, p. 688.

³⁰ Una explicación formal de estas dos pruebas puede encontrarse en el anexo de esta investigación.

Cuadro 3.7
Test de Chow para un punto de ruptura

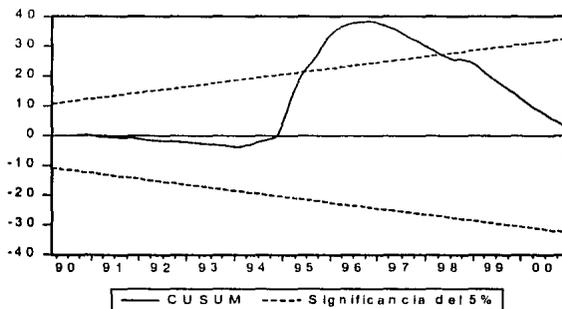
Punto de ruptura: 1994:12			
Estadístico F	441.4794	Probabilidad	0.000000
Log likelihood ratio	272.7944	Probabilidad	0.000000

Recordando que cuando la Probabilidad del estadístico calculado es cero significa que dicho estadístico excede al valor crítico de tablas, en el cuadro 3.7 puede observarse que tanto el estadístico F como el logaritmo de máxima verosimilitud rechazan la hipótesis nula, es decir, hay evidencia de cambio estructural a partir de diciembre de 1994.

Por otra parte, cuando se sospecha la existencia de cambio estructural dentro del periodo muestral pero no hay motivos para creer que tal cambio tenga lugar en un momento concreto, sino que se trata más bien de una modificación gradual de los valores de los parámetros, es posible llevar a cabo tests basados en un procedimiento recursivo de estimación, tales como el *CUSUM* y el *CUSUM of squares*.

El Test *CUSUM* está basado en la suma acumulada de los residuales recursivos. Esta opción grafica la suma acumulada junto con líneas de un nivel de significancia del 5%. Esta prueba encuentra inestabilidad en los parámetros si la suma acumulada sale del área comprendida entre las dos líneas.

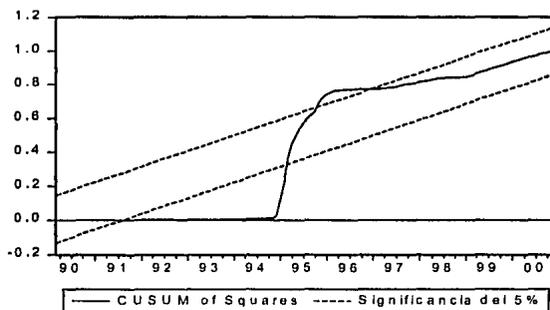
Gráfica 3.4
Suma Acumulada de los residuales recursivos de la ecuación $TC = \alpha + \beta P + \mu$



La prueba indica claramente inestabilidad en los parámetros de la ecuación durante el periodo muestral.

Por su parte, el test *CUSUM of squares* proporciona una gráfica de la varianza residual contra el tiempo y un par de líneas con un nivel de significancia del 5%. Movimientos fuera de las líneas críticas sugieren inestabilidad en la varianza de los parámetros.

Gráfica 3.5
Suma cuadrática de los residuos recursivos de la ecuación $TC = \alpha + \beta P + \mu$



Como puede observarse en la gráfica 3.5, la varianza de los parámetros es inestable durante el período analizado.

De esta manera, con base en las pruebas de Chow, *CUSUM* y *CUSUM of squares*, se confirma la existencia de cambio estructural en la ecuación $TC = \alpha + \beta P + \mu$. Esto hace necesario incluir una variable *dummy*³¹ que capture la influencia del cambio estructural dentro del período muestral para que la evaluación de la PPA sea más precisa y que no sea rechazada de manera errónea.

Cuadro 3.8
Regresión MCO para la ecuación $TC = \alpha + \beta P + \gamma D94 + \mu$

Variable dependiente: TC
Método: MCO
Muestra: 1990:01-2000:12
Observaciones Incluidas: 132

Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico t	Prob.
C	1.212705	0.007944	152.6498	0.0000
P	0.488268	0.018633	26.20452	0.0000
D94	0.523564	0.019899	26.31077	0.0000
R ²	0.988641	Media variable dep.	1.662101	
R ² Ajustado	0.988465	Desviación Std. Var. Dep.	0.508167	
Error Std. Regresión	0.054578	Criterio de Akaike	-2.955911	
Suma de los residuos ²	0.384258	Criterio de Schwarz	-2.890393	
Log likelihood	198.0901	Estadístico F	5613.824	
Est. Durbin-Watson	0.907740	Prob(Est. F)	0.000000	

³¹ Variable *dummy*: variable artificial que puede adquirir valores de 0 y 1, el 0 indica ausencia de un atributo y el 1 señala presencia de esa cualidad. En este caso particular, se construye una variable *dummy* denominada D94, la cual adquiere valores de cero (0) en el subperíodo 1990:01-1994:11, y obtiene el valor de 1 para la submuestra 1994:12-2000:12; donde 0 = sin cambio estructural y 1 = con cambio estructural.



La regresión anterior nos indica que el término constante ahora es de 3.36 pesos por dólar³²; el coeficiente asociado a P hace referencia a lo siguiente: por cada incremento del 1% en el diferencial de precios, el Tipo de Cambio Nominal aumentó 0.48% en el periodo 1990:01-1994:11 (donde el valor de la variable D94 es igual a cero); mientras que para la submuestra 1994:12-2000:12, por cada incremento del 1% en el diferencial de precios, el tipo de cambio Nominal subió también 1% (0.48 del coeficiente P + 0.52 del coeficiente de D94)

Esto quiere decir que durante el periodo 1994:12-2000:12 la teoría de la PPA podría ser válida para México, siempre y cuando los residuos de esta regresión sean estacionarios.

Todos los coeficientes son estadísticamente significativos, la bondad de ajuste es del 98.86%, la prueba F indica que el modelo es representativo, sin embargo, el estadístico de Durbin-Watson sigue denotando autocorrelación serial, y como sigue siendo menor al R^2 , puede sospecharse que esta regresión es espuria.

A continuación se efectúa la prueba de Engle-Granger a los residuos de la ecuación $TC = \alpha + \beta P + \gamma D94 + \mu$ para aceptar o rechazar cointegración.

Cuadro 3.9
Prueba Engle-Granger para $\mu = TC - \alpha - \beta P - \gamma D94$

Hipótesis Nula: μ tiene raíz unitaria				
Variable exógena: Ninguna				
Longitud de rezago óptimo: 4 ^a				
			Estadístico t	Prob. ^e
Test estadístico DFA ^b			-1.937207	0.0607
Valores críticos al:	1%	3.77 ^c	-2.583298 ^d	
	5%	3.17	-1.943364	
	10%	2.84	-1.615050	
^a El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos.				
^b La prueba se efectuó sin constante ni tendencia. ¹¹				
^c Valores críticos calculados por Engle y Granger. ¹⁴				
^d Valores críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.				
^e Mackinnon (1996) one-sided p-values.				

Para los valores críticos proporcionados por Engle y Granger, el valor calculado del test DFA no sugiere cointegración entre el Tipo de Cambio Nominal y el Diferencial de precios, sin embargo, con los valores de Mackinnon se acepta cointegración a un nivel del 10% de significancia y casi se acepta también para el 5%, de hecho, el valor de la probabilidad:0.0607 nos dice que a un nivel de significancia del 6% se acepta cointegración.³⁵

A continuación se aplica la prueba de estadística de regresión cointegrada de Durbin-Watson a los residuos de la ecuación $TC = \alpha + \beta P + \gamma D94 + \mu$

³² Se obtuvo aplicando el anti-logaritmo, esto es, $\exp(1.2127) = 3.3625$

³³ Al efectuarse la prueba, la constante y la tendencia fueron estadísticamente no significativas, motivo por el cual se presentan los resultados de la DFA sin constante ni tendencia.

³⁴ ENGLE y GRANGER. *Op. cit.* p. 269.

³⁵ Si tomamos un nivel de significancia del 10% se acepta la existencia de cointegración, pero podría incurrirse en el error tipo II: aceptar como verdadero algo que es falso.

Cuadro 3.10
Prueba DWRC para la regresión TC = $\alpha + \beta P + \gamma D94 + \mu$

Durbin-Watson calculado	DWRC ³⁶	CRDW ³⁷
0.907740	1% 0.511	5% 0.39
	5% 0.386	
	10% 0.322	

El Durbin-Watson calculado es mayor a los valores críticos proporcionados, por lo tanto, se acepta la hipótesis de cointegración entre las series TC y P.

Resumiendo, con base en la prueba Engle-Granger, la conclusión es que la teoría de la PPA no se cumple en el largo plazo para el caso mexicano, pues el tipo de cambio nominal y el diferencial entre las inflaciones de México y Estados Unidos no están cointegrados. No obstante, la prueba DWRC acepta la hipótesis nula de cointegración. Para resolver esta contradicción se requiere un método cuyas propiedades estadísticas supere a las de Engle-Granger, tal método se presenta a continuación.

3.2.3.3.- Prueba de cointegración de Johansen.

El procedimiento de máxima verosimilitud con información completa de Johansen tiene una serie de ventajas frente a los restantes métodos de cointegración, como son el contrastar simultáneamente el orden de integración de las variables y la presencia de relaciones de cointegración en tre ellas; estimar todos los vectores de cointegración sin imponer que únicamente hay uno; y no verse afectado por la endogeneidad de las variables implicadas en la relación de cointegración.

El procedimiento parte de la modelización de vectores autorregresivos (VAR) en que todas las variables se consideran endógenas. Formalmente, sea el modelo VAR(p):³⁸

$$Y_t = \alpha + \Pi_1 Y_{t-1} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon \quad (3.23)$$

Donde Y_t es un vector columna de orden $(m \times 1)$, m es el número de variables del modelo, α es un vector de constantes, ε es un vector de perturbaciones aleatorias idéntica e independientemente distribuidas con media cero y matriz de varianzas y covarianzas Ω , y la matriz Π , de orden $(m \times m)$, contiene la información sobre la relación a largo plazo entre las variables, llamándose también matriz de impactos. Por otro lado, (3.23) puede describirse como:

$$\Delta Y_t = \alpha + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-p} + \varepsilon \quad (3.24)$$

donde:

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad i = 1, \dots, p-1$$

$$\Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_p$$

³⁶ Ibid.

³⁷ MADDALA, G. S. Op. cit. p. 688.

³⁸ El desarrollo metodológico que se muestra en este apartado está basado en OTERO, José María. Econometría: series temporales y predicción. Madrid, Editorial AC, 1993, pp. 351-356.



La expresión (3.24) es la de un Mecanismo Corrector de Errores (MCE) en forma matricial. Para que esta expresión esté equilibrada es necesario que ΠY_{t-p} sea $I(0)$, lo que implica que la matriz Π recoge las relaciones de cointegración.

Dado el rango (r) de Π , puede demostrarse que:

- a) Si $r = 0$, Π es una matriz nula, por lo que la expresión (3.24) únicamente presentaría variables en primeras diferencias y las variables del vector Y_t serían $I(1)$. No existiría, por tanto, ninguna combinación lineal de variables estacionarias que fuera $I(0)$. Es decir, no existiría ninguna relación de cointegración.
- b) Si $r = m$, el proceso multivariante Y_t sería estacionario, donde habría $m-1$ vectores de cointegración linealmente independientes.

Para contrastar la hipótesis nula de que hay como máximo r vectores de cointegración frente a la alternativa de que hay m , $r \leq m$, el contraste de máxima verosimilitud viene dado por la expresión (3.17):

$$LR = -T \sum_{i=r+1}^m \log(1 - \lambda_i)$$

Lo que quiere decir que si el LR calculado es menor a los valores críticos, al nivel de significancia elegido, se estaría rechazando la existencia de alguna relación de cointegración entre las variables seleccionadas.

Un estadístico alternativo para contrastar la significación del r -ésimo valor propio mayor LR_{MAX} es:³⁹

$$LR_{MAX} = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad (3.25)$$

$$r = 0, 1, \dots, k-1$$

El cual prueba la hipótesis nula de r relaciones de cointegración contra la alternativa de $r+1$ relaciones de cointegración.

Para el caso de la PPA, se evaluará mediante esta prueba la existencia de cointegración entre las variables tipo de cambio nominal (TC) y el diferencial de inflación (P).

El paquete Eviews considera los siguientes 5 casos para la determinación de tendencia dentro de la prueba de Cointegración:

1. Los datos de Y_t no tienen tendencia y las ecuaciones cointegrantes no tienen interceptos.
2. Los datos de Y_t no tienen tendencia y las ecuaciones cointegrantes tienen interceptos.
3. Los datos de Y_t tienen tendencia lineal pero las ecuaciones cointegrantes tienen sólo interceptos.
4. Los datos de Y_t y las ecuaciones cointegran tes tienen tendencia lineal.

³⁹ QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. Op. cit., p. 542.



5. Los datos de Y_t tienen tendencias cuadráticas y las ecuaciones cointegrantes tienen tendencia lineal.

Donde Y_t es el vector columna de orden $(m \times 1)$

"...En la práctica, los casos 1 y 5 son raramente utilizados. Se puede usar el caso 1 sólo si se sabe que todas las series tienen media cero ... se emplea la opción 2 si ninguna de las series aparenta tener una tendencia. Para series con tendencia, aplicar la alternativa 3 si se cree que todas las tendencias son estocásticas, si se sospecha que alguna de las series es de tendencia estacionaria, adoptar el inciso 4..."⁴⁰

De acuerdo a la gráfica 3.3, ambas variables presentan tendencia, y, como se sabe también, al ser procesos no estacionarios en niveles la tendencia que presentan es de carácter estocástico⁴¹, por lo tanto, la opción que se asume para la prueba de Johansen es la del inciso 3: las series presentan tendencia lineal y las ecuaciones cointegrantes tienen interceptos.

Cuadro 3.11
Prueba de cointegración de Johansen para la PPA

Muestra (ajustada): 1990:05 2000:12				
Observaciones incluidas: 128 después de ajustar				
Suposición de Tendencia: Tendencia lineal en los datos				
Series: TC P				
Intervalo de rezagos: 1 a 3 ^a				
Test del Rango de Cointegración				
Hipótesis	Eigenvalue	Estadístico De la Traza	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
Ninguna	0.125310	25.19153	25.32	30.45
Al menos 1	0.060984	8.054167	12.25	16.26
*(**) denota el rechazo de la hipótesis a un nivel del 5%(1%)				
El estadístico de la traza indica que no hay cointegración en ningún nivel (5% y 1%)				
Hipótesis	Eigenvalue	Estadístico Max-Eigen	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
Ninguna	0.125310	17.13736	18.96	23.65
Al menos 1	0.060984	8.054167	12.25	16.26
*(**) denota el rechazo de la hipótesis a un nivel del 5%(1%)				
El estadístico Max-Eigen indica que no hay cointegración en ningún nivel (5% y 1%)				
^{A1} El número de rezagos optimos fue seleccionado según los criterios de Akaike y Schwarz. ⁴²				

Como puede observarse, tanto el estadístico de la Traza (LR) como el estadístico Max-Eigen (LR_{MAX}) son menores a los valores críticos a cualquier nivel de significancia, por lo tanto, se rechaza la existencia de algún tipo de relación a largo plazo entre el Tipo de Cambio Nominal y el diferencial entre la inflación mexicana y estadounidense.

⁴⁰ Traducción mía del párrafo:

In practice, cases 1 and 5 are rarely used. You should use case 1 only if you know that all series have zero mean ... use case 2 if none of the series appear to have a trend. For trending series, use case 3 if you believe all trends are stochastic; if you believe some of the series are trend stationary, use case 4. QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. *Op. cit.* p. 539.

⁴¹ En la página 24 de esta investigación se explicó esta situación con mayor detenimiento.

⁴² El procedimiento de selección de rezagos fue el siguiente: una vez asumida la opción 3, se calcularon los valores de Akaike y Schwarz para los pares de rezagos (0, 0), (1, 1), (1, 2), (1, 3), (1, 4), y (1, 5), el par que arrojó los valores más bajos fue el elegido. (En ningún caso se aceptó cointegración)

La prueba de cointegración de Johansen también despliega el siguiente cuadro donde se incluye la ecuación cointegrante normalizada para el Tipo de Cambio Nominal.

Cuadro 3.12
Ecuación del Tipo de cambio nominal y diferencial de precios según la prueba de Johansen.

1 Ecuación cointegrante:		Log likelihood	706.0207
Coeficientes cointegrantes normalizados			
Error estándar en () y estadística "t" en []			
TC	P	C	
1.000000	-0.708950	-1.175316	
	(0.31125)		
	[-2.27774]		

En el cuadro 3.12 se puede ver que, además de refutar la existencia de cointegración entre las variables TC y P, la ecuación tiene conflictos en cuanto al signo de la variable P (diferencial de precios), pues se esperaba un signo positivo y salió negativo (contradiciendo lo expuesto por la teoría económica).

En conclusión, con base en la prueba de cointegración de Johansen (misma que ratifica la deducción del test Engle-Granger), la teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo no aplica para el caso mexicano, es decir, el Tipo de Cambio Real no es constante, motivo por el cual es necesario encontrar una formulación que refleje la variabilidad del TCR, así como los fundamentos que lo guían.

CAPÍTULO 4

ESTIMACIÓN DEL MODELO DEL TCR DE EQUILIBRIO EN BASE A SUS FUNDAMENTOS.

El anterior resultado, desfavorable a la hipótesis de la Paridad de Poder Adquisitivo, nos da la idea de que el proceso de determinación del tipo de cambio real de equilibrio en la economía mexicana posee una dinámica más compleja.

Esta dinámica depende fuertemente del concepto de variables estructurales o fundamentales presentado con anterioridad. En el presente capítulo se desarrollará un esquema de estimación del TCR de equilibrio en base al marco conceptual del modelo de determinantes fundamentales.

4.1.- DEFINICIÓN DE VARIABLES

Antes de empezar el modelo econométrico del tipo de cambio real de equilibrio con base en sus fundamentales, es necesario definir las variables que se utilizarán para el proceso de estimación.

Según la expresión (2.9), derivada del análisis conceptual de la teoría de los fundamentos, el TCR de equilibrio está determinado de la siguiente manera:

$$\text{TCR} = f(\text{PROD}, \text{TERM}, \text{G}, \text{OM}, \text{FK})$$

(-) (¿?) (-) (+) (-)

Donde:

TCR = Tipo de Cambio Real.

PROD = Productividad.

TERM = Términos de Intercambio.

G = Gasto de Gobierno.

OM = Oferta Monetaria.

FK = Flujo de Capitales Internacionales.

El signo reportado debajo de cada variable es la influencia que cada fundamento tiene sobre el TCR, donde el signo (-) quiere decir apreciación real, (+) se refiere a una depreciación real, y (¿?) significa indeterminado.

Para este trabajo de estimación econométrica, el período muestral abarca desde 1990 hasta el año 2000 con frecuencia mensual.

Se utiliza como medida de TCR, al Tipo de Cambio Real bilateral México - E. U. calculado bajo la metodología de la PPA y según la expresión (1.5) del capítulo 1 (el cual fue empleado en la sección anterior).

Dentro del conjunto de variables que capturan la influencia de los fundamentos en la expresión (2.9) se utilizaron las siguientes aproximaciones¹ (o variables proxy):

¹ Debido a limitaciones de información sobre algunas variables, en algunos casos se adoptaron variables próximas alternativas de los fundamentos del TCR. En el Anexo se puede observar la manera en que fueron calculadas, así como las fuentes de información.

Como medida del Gasto del Gobierno se considera al Gasto Real de la administración pública, en el entendido que una proporción significativa del mismo se efectúa en bienes domésticos (preferentemente en productos no comerciables).

Por su parte, se construye la variable TERM como el cociente de los precios de exportación entre los precios de importación y se emplea a manera de variable próxima de los Términos de Intercambio.

Como medida de la Oferta Monetaria se utiliza al M1 Real, debido a que este agregado monetario es el de mayor liquidez (es decir, puede utilizarse directamente, inmediatamente y sin restricciones) e influye claramente en el nivel de precios.

Se toma al cociente de la Productividad de la mano de obra en la industria manufacturera de México entre su similar estadounidense como aproximación de la Productividad Relativa.

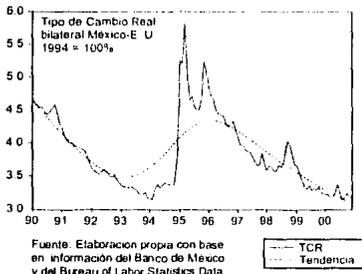
Por último, como acercamiento a los Flujos de Capitales Internacionales se considera a la Inversión Extranjera.

De esta manera, redefiniendo la ecuación (2.9) en base a las variables explicadas anteriormente, el tipo de cambio real se define como:

$$TCR = \beta_0 + \beta_1 GASTO_REAL + \beta_2 TERM + \beta_3 M1_REAL + \beta_4 PROD_REL + \beta_5 IE + \mu \quad (4.1)$$

A continuación se efectúa un análisis estadístico de las series supuestas como fundamentos del tipo de cambio real. Las líneas denominadas como tendencia fueron obtenidas aplicando el filtro Hodrick-Prescott.²

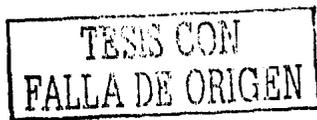
Gráfica 4.1



Cuadro 4.1

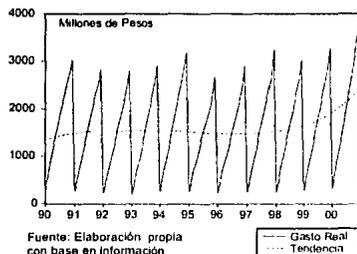
Serie: TCR	
Muestra 1990:01 2000:12	
Observaciones 132	
Media	3.839069
Mediana	3.667500
Máximo	5.829000
Mínimo	3.146900
Desv. Est.	0.576338
Sesgo	0.890952
Curtosis	3.145885
Jarque-Bera	17.58056
Probabilidad	0.000152

² El filtro de Hodrick-Prescott posibilita extraer la tendencia de largo plazo de una serie y provee, mediante el residuo, el componente cíclico de la misma. Para el cálculo posterior del Tipo de Cambio Real de Equilibrio se utilizarán los valores de largo plazo (o de tendencia) de los fundamentos, por ello, en el anexo se explica con detenimiento el filtro Hodrick-Prescott y se presentan los valores proporcionados por este filtro para cada variable.



Analizando la gráfica 4.1 del TCR nos podemos dar cuenta de que –pese al salto que da en 1995- esta variable económica presenta una tendencia decreciente, lo cual significa que el tipo de cambio real mostró una persistente depreciación durante la década 1990-2000.

Gráfica 4.2

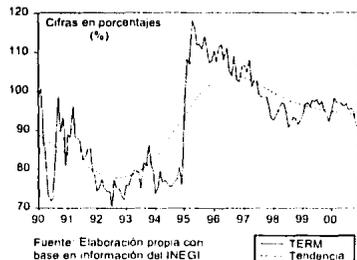


Cuadro 4.2

Serie: GASTO REAL	
Muestra: 1990:01 2000:12	
Observaciones: 132	
Media	1587.517
Mediana	1556.100
Máximo	3708.200
Mínimo	209.4000
Desv. Est.	869.9734
Sesgo	0.169907
Curtosis	2.040966
Jarque-Bera	5.693709
Probabilidad	0.058027

Al observar el comportamiento de esta serie dentro del período analizado, se hace evidente que el Gasto Real está altamente influenciado por su componente estacional (véase la gráfica 4.2), el cual se caracteriza por un incremento periódico acentuado hacia finales de cada año; durante la década 1990-2000 el Gasto Real presentó un promedio de 1587.5 millones de pesos mensuales y una desviación estándar de 870 millones de pesos.

Gráfica 4.3



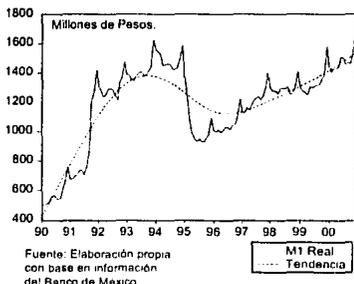
Cuadro 4.3

Serie: Términos de Intercambio (TERM)	
Muestra 1990:01 2000:12	
Observaciones 132	
Media	91.45856
Mediana	93.37185
Máximo	118.0217
Mínimo	70.41510
Desv. Est.	12.33971
Sesgo	0.061879
Curtosis	1.942402
Jarque-Bera	6.236062
Probabilidad	0.044244

Los términos de intercambio (gráfica 4.3) no muestran una tendencia uniforme durante la primera etapa del lapso estudiado, pero sí evidencia un comportamiento estacional; sin embargo, puede distinguirse una tendencia decreciente a partir de 1995; el análisis gráfico nos permite afirmar que esta serie no tiene una media ni varianzas constantes.

En promedio, los términos de Intercambio fueron de 91.45% mensuales durante el período analizado, lo cual significa que el costo de las importaciones realizadas fue mayor al valor de las exportaciones, exceptuando el lapso comprendido entre 1995 y mediados de 1997, etapa durante la cual los términos de intercambio se situaron por encima del 100%.

Gráfica 4.4

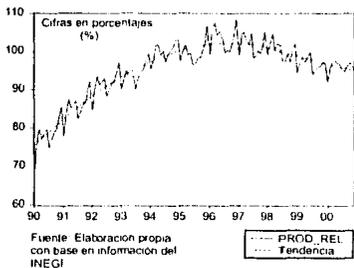


Cuadro 4.4

Serie: M1 REAL	
Muestra 1990:01 2000:12	
Observaciones 132	
Media	1185.750
Mediana	1277.526
Máximo	1676.291
Mínimo	498.8970
Desv. Est.	290.4135
Sesgo	-0.900422
Curtosis	2.897082
Jarque-Bera	17.89498
Probabilidad	0.000130

El M1 Real (gráfica 4.4) presenta una tendencia creciente, pero no uniforme, en el período analizado, exceptuando el año 1995 cuando sucedió la crisis mexicana y se redujo la emisión monetaria; la serie también denota un componente estacional caracterizado por un aumento de la base monetaria hacia finales de cada año. Esta variable tuvo una media de 1185.7 millones de pesos mensuales con una desviación estándar de 290.5 millones de pesos.

Gráfica 4.5



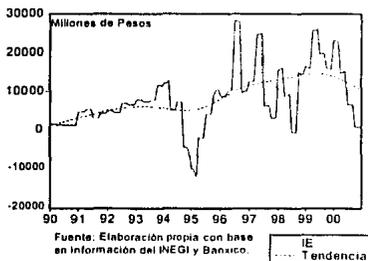
Cuadro 4.5

Serie: Productividad Relativa (PROD_REL)	
Muestra 1990:01 2000:12	
Observaciones 132	
Media	95.23965
Mediana	97.19060
Máximo	108.4705
Mínimo	69.14170
Desv. Est.	7.748014
Sesgo	-1.053774
Curtosis	3.753457
Jarque-Bera	27.55203
Probabilidad	0.000001

La productividad relativa tuvo una media de 95.2% durante la década pasada; lo cual significa que la productividad en México fue menor a la productividad en Estados Unidos; exceptuando un lapso que abarca desde mediados de 1995 hasta finales de 1998 en donde la productividad en México fue mayor que la del vecino estadounidense.

La serie de productividad relativa (gráfica 4.5) muestra una tendencia creciente en los años 1990-1996, para exhibir posteriormente una ligera tendencia decreciente a partir de finales de 1998; estando presente un comportamiento estacional que se caracteriza por alcanzar la cima durante los meses de noviembre-diciembre, y tocar fondo durante los meses junio-julio de cada año del período analizado.

Gráfica 4.6



Cuadro 4.6

Serie: Inversión Extranjera (IE)
Muestra 1990:01 2000:12
Observaciones 132

Media	8401.851
Mediana	7169.476
Máximo	28422.49
Mínimo	-12001.54
Desv. Est.	7951.236
Sesgo	0.498476
Curtosis	3.442885

Jarque-Bera	6.545330
Probabilidad	0.037905

La inversión extranjera (gráfica 4.6) tuvo una media de 8401.8 millones de pesos mensuales con una desviación estándar de 7951 millones de pesos. La serie muestra una suave tendencia creciente durante los años 1990-1993, para luego caer pronunciadamente a partir de 1994 y tocar fondo en marzo de 1995 en plena crisis. Posteriormente, esta serie económica muestra una tendencia creciente a partir de mayo de 1995 y alcanza su máximo en julio de 1996; a partir de esta fecha, la inversión extranjera muestra un comportamiento estacional, con mayores entradas de capital en el primer trimestre de los años 1997-2000 y menores inversiones durante el último trimestre de cada uno de esos años.

4.2.- Determinación del orden de integración de las variables.

Un aspecto central que debe analizarse antes de intentar una estimación es el orden de integración de las variables. Regresiones efectuadas entre variables no estacionarias podrían llevar a resultados espurios, a menos que las mismas se encuentren cointegradas.

Para determinar el orden de integración de las series se aplicará el test Dickey-Fuller Aumentado a los logaritmos naturales de las series empleadas, excepto en el caso de la variable Inversión Extranjera (IE), que por presentar valores negativos será evaluada sin transformación alguna. Las pruebas serán aplicadas a las series expresadas tanto en niveles como en primeras diferencias. Los resultados se presentan a continuación.

Cuadro 4.8: Prueba DFA para el Logaritmo Natural del Gasto Real en niveles.

Hipótesis Nula: $\ln(\text{GASTO_REAL})$ tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Ninguna ^a		
Longitud de rezago óptimo: 12 ^b		
Test estadístico DFA	Estadístico t	Prob. ^d
	0.789881	0.8822
Valores críticos ^c al:	1%	-2.584539
	5%	-1.943540
	10%	-1.614941
^a La prueba se efectuó sin constante ni tendencia. ¹		
^b El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos.		
^c Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.		
^d MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Cuadro 4.9: Prueba DFA para el Logaritmo Natural de los Términos de Intercambio en niveles.

Hipótesis Nula: $\ln(\text{TERM})$ tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Constante ^a		
Longitud de rezago óptimo: Ninguno ^b		
Test estadístico DFA	Estadístico t	Prob. ^d
	-2.149673	0.2259
Valores críticos ^c al:	1%	-3.480818
	5%	-2.883579
	10%	-2.578601
^a La prueba se efectuó con constante y sin tendencia. ⁴		
^b El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos.		
^c Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.		
^d MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Cuadro 4.10: Prueba DFA para el Logaritmo Natural del M1 Real en niveles.

Hipótesis Nula: $\ln(\text{M1_REAL})$ tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Constante		
Longitud de rezago óptimo: 3 ^a		
Test estadístico DFA	Estadístico t	Prob. ^c
	-2.599917	0.0956
Valores críticos ^b al:	1%	-3.482035
	5%	-2.884109
	10%	-2.578884
^a El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos.		
^b Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.		
^c MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Cuadro 4.11: Prueba DFA para el Logaritmo Natural de la Productividad Relativa en niveles.

Hipótesis Nula: $\ln(\text{PROD_REL})$ tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Constante		
Longitud de rezago óptimo: 3 ^a		
Test estadístico DFA	Estadístico t	Prob. ^c
	-2.663420	0.0833
Valores críticos ^b al:	1%	-3.482035
	5%	-2.884109
	10%	-2.578884
^a El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos.		
^b Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.		
^c MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

³ Al realizarse el test la constante y la tendencia fueron estadísticamente no significativas, motivo por el cual se presentan los resultados de la DFA sin constante ni tendencia.

⁴ Al efectuarse la prueba para las variables TERM, M1_REAL, PROD_REL, IE; la constante resultó estadísticamente significativa, no así la tendencia, motivo por el cual se presentan los resultados de la DFA con constante y sin tendencia.

Cuadro 4.12: Prueba DFA para la Inversión Extranjera en niveles.

Hipótesis Nula: IE tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Constante		
Longitud de rezago óptimo: 3 ^a		
Test estadístico DFA		Estadístico t
		-2.834768
		Prob. ^c
		0.0563
Valores críticos ^b al:	1%	-3.482035
	5%	-2.884109
	10%	-2.578884
^a El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos. ^b Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. ^c MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

De acuerdo a los resultados, todos los fundamentales del Tipo de Cambio Real poseen raíz unitaria, es decir, no son procesos estacionarios al 5% de significancia, ya que el estadístico DFA calculado es menor que los valores críticos (en valor absoluto).

Por lo tanto, es necesario efectuar la prueba DFA a las variables en primeras diferencias para determinar el orden de integración de cada una de ellas.

Cuadro 4.13: Prueba DFA para el Logaritmo Natural del Gasto Real en 1ª Diferencia.

Hipótesis Nula: $D(\ln(\text{GASTO_REAL}))$ tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Ninguna ^a		
Longitud de rezago óptimo: 4 ^b		
Test estadístico DFA		Estadístico t
		-6.956275
		Prob. ^c
		0.0000
Valores críticos ^b al:	1%	-2.583444
	5%	-1.943385
	10%	-1.615037
^a La prueba se efectuó sin constante ni tendencia. ⁵ ^b El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos. ^c Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. ^d MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Cuadro 4.14: Prueba DFA para el Logaritmo Natural de los Términos de Intercambio en 1ª Diferencia.

Hipótesis Nula: $D(\ln(\text{TERM}))$ tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Ninguna		
Longitud de rezago óptimo: Ninguno ^a		
Test estadístico DFA		Estadístico t
		-11.91130
		Prob. ^c
		0.0000
Valores críticos ^b al:	1%	-2.582872
	5%	-1.943304
	10%	-1.615087
^a El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos. ^b Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. ^c MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

⁵ Al efectuarse la prueba para las variables GASTO_REAL, TERM, M1_REAL, PROD_REL, IE en primeras diferencias, la constante y la tendencia fueron estadísticamente no significativas, motivo por el cual se presentan los resultados de la DFA sin constante ni tendencia.

Cuadro 4.15: Prueba DFA para el Logaritmo Natural del M1 Real en 1ª Diferencia.

Hipótesis Nula: $D(\ln(M1_REAL))$ tiene raíz unitaria			
Variable exógena: Ninguna			
Longitud de rezago óptimo: 4 ^a			
Test estadístico DFA			Estadístico t
			-4.439904
			Prob. ^c
			0.0000
Valores críticos ^b al:	1%	-2.583444	
	5%	-1.943385	
	10%	-1.615037	
^A El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos. ^B Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. ^C MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

Cuadro 4.16: Prueba DFA para el Logaritmo Natural de la Productividad Relativa en 1ª Diferencia.

Hipótesis Nula: $D(\ln(PROD_REL))$ tiene raíz unitaria			
Variable exógena: Ninguna			
Longitud de rezago óptimo: 4 ^a			
Test estadístico DFA			Estadístico t
			-9.257636
			Prob. ^c
			0.0000
Valores críticos ^b al:	1%	-2.583444	
	5%	-1.943385	
	10%	-1.615037	
^A El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos. ^B Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. ^C MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

Cuadro 4.17: Prueba DFA para la Inversión Extranjera en 1ª Diferencia.

Hipótesis Nula: $D(IE)$ tiene raíz unitaria			
Variable exógena: Ninguna			
Longitud de rezago óptimo: 5 ^a			
Test estadístico DFA			Estadístico t
			-7.513888
			Prob. ^c
			0.0000
Valores críticos ^b al:	1%	-2.583593	
	5%	-1.943406	
	10%	-1.615024	
^A El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos. ^B Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. ^C MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

Los cuadros 4.13-4.17 muestran que todas las variables consideradas son integradas de primer orden o $I(1)$ a cualquier nivel de significancia seleccionado. De esta manera, una relación estadística válida entre estas variables expresadas en niveles podrá encontrarse solamente si éstas se encuentran cointegradas.

4.3.- Pruebas de cointegración entre el TCR y sus Fundamentos.

La posible cointegración entre el TCR y sus fundamentos surge entonces como una propiedad deseable de las series por dos motivos. Primero, si se encuentran cointegradas pueden efectuarse estimaciones e inferencias consistentes mediante técnicas de regresión; y segundo, la cointegración de las series permitirá concluir que existe una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos. En este contexto, se aplicarán las pruebas de cointegración de Engle-Granger y de Johansen.

4.3.1.- Prueba de Engle-Granger.

Como se vio anteriormente, para efectuar la prueba de Engle-Granger todo lo que se requiere es estimar la expresión (4.1) por MCO, obtener los residuales, someterlos a la prueba de DFA y contrastar el valor calculado contra los valores proporcionados por Engle y Granger para aceptar o rechazar cointegración. Sin embargo, los valores tabulados por Engle y Granger en su trabajo son válidos exclusivamente para cuando intervienen dos variables en el análisis de cointegración⁶, situación que se presentó en el capítulo anterior de este trabajo, pues el análisis consistió en probar la cointegración entre el tipo de cambio nominal (TC) y la relación de precios (P).

Para determinar si existe cointegración entre el Tipo de Cambio Real y sus fundamentos, los residuos obtenidos de la regresión (4.1) se someterán a la prueba DFA y se contrastará el valor calculado contra los valores proporcionados por MacKinnon.⁷

A continuación se efectúa la regresión planteada por la expresión (4.1), en donde se utilizan los logaritmos naturales de las series (excepto en el caso de la variable Inversión Extranjera (IE), que por presentar valores negativos será evaluada sin transformación alguna) y se añade un término constante.

Cuadro 4.18
Regresión MCO para la ecuación:

$$LTCR = \beta_0 + \beta_1 LGASTO_REAL + \beta_2 LTERM + \beta_3 LM1_REAL + \beta_4 LPROD_REL + \beta_5 IE + \mu$$

Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico-t	Prob.
C	-0.370854	0.335571	-1.105140	0.2712
In(GASTO_REAL)	-0.022761	0.008046	-2.828949	0.0054
In(TERM)	0.221319	0.062715	3.528969	0.0006
In(M1_REAL)	-0.448165	0.036385	-12.31737	0.0000
In(PROD_REL)	0.895359	0.134218	6.670916	0.0000
IE	-5.99E-06	7.86E-07	-7.614761	0.0000
R ²	0.799506	Media Variable Dep.	1.334722	
R ² Ajustado	0.791550	Desviación Std Var. Dep.	0.143422	
Error Std regresión	0.065481	Criterio de Akaike	-2.569712	
Suma de los residuos ²	0.540264	Criterio de Schwarz	-2.438676	
Log likelihood	175.6010	Estadístico-F	100.4898	
Est. Durbin-Watson	0.623082	Prob(Est.-F)	0.000000	

⁶ En la tabla que presenta Maddala se puede encontrar el valor DFA crítico al 5% de significancia para la prueba de cointegración cuando existen hasta 5 variables, en el caso de la presente investigación se utilizan 6 variables (7 contando el término constante) por lo cual tampoco se utilizan los valores críticos reportados en esta tabla. Idéntica situación se presenta para el caso de la Estadística de regresión cointegrada de Durbin-Watson (DWRC), razón por la cual no se aplica dicha prueba para determinar si existe cointegración entre el TCR y sus fundamentos. La tabla puede verse en MADDALA, G. S. *Op.cit.* p. 688.

⁷ MacKinnon amplía con superficies de respuesta los valores críticos de la prueba DFA sobre los residuos de cointegración para cualquier tamaño muestral y cualquier número de variables del lado derecho de la ecuación. Eviews reporta esos valores críticos para la prueba de raíz unitaria. QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. *Op.cit.* p. 334.

Con la salvedad del término constante, todas las variables resultaron ser estadísticamente significativas, sin embargo, los signos de las variables M1_Real y Prod_Rel no corresponden a lo esperado por la teoría económica; la regresión tiene una bondad de ajuste del 79.95% y la prueba F indica que el modelo en su conjunto es representativo. Por otra parte, el está dístico Durbin-Watson denota la existencia de correlación serial en los residuos.⁸

No obstante los resultados anteriores, para eliminar toda posibilidad de incurrir en una relación espuria, el término de perturbación estocástica debe ser estacionario en niveles, esto es, no debe presentar raíz unitaria. A continuación se verifica, mediante la prueba DFA, la estacionariedad del término de error de la regresión analizada.

Cuadro 4.19
Prueba Engle-Granger para μ

Hipótesis Nula: μ tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Ninguna ^a		
Longitud de rezago óptimo: 1 ^b		
	Estadístico t	Prob. ^d
Test estadístico DFA	-5.924495	0.0000
Valores críticos ^c al:		
1%	-2.582872	
5%	-1.943304	
10%	-1.615087	
^a La prueba se efectuó sin constante ni tendencia. ⁹		
^b El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos.		
^c Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.		
^d MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Puesto que, en términos absolutos, el estadístico DFA calculado es mayor a los valores críticos a cualquier nivel de significancia, la conclusión es que el μ estimado es estacionario, con lo cual se rechaza la hipótesis de raíz unitaria.

Por consiguiente, el tipo de cambio real y sus fundamentos están cointegrados. Cualquier inferencia que se haga a partir de la regresión (4.1) para estimar una relación de equilibrio a largo plazo será válida.¹⁰

4.3.2.- Prueba de Cointegración de Johansen.

De acuerdo a las gráficas 4.1-4.6, todas las variables presentan tendencia, y, por lo tanto, la opción que se asume para la prueba de Johansen es la del inciso 3: las series presentan tendencia lineal y las ecuaciones cointegrantes tienen interceptos, tal como sucedió en el capítulo anterior.

⁸ La metodología Engle-Granger no es satisfactoria cuando se incluyen más de dos variables en el análisis de cointegración. Además, esta metodología supone que la variable dependiente es exógena de sus variables explicativas, lo cual tendría que verificarse para evitar los problemas asociados a la endogeneidad de las variables y reportar signos contradictorios.

⁹ Al efectuarse la prueba la constante y la tendencia fueron estadísticamente no significativas, motivo por el cual se presentan los resultados de la DFA sin constante ni tendencia.

¹⁰ Sin embargo, como se observó anteriormente, las estimaciones de los coeficientes de largo plazo utilizando Engle-Granger muestran resultados no del todo satisfactorios. Estas derivaciones surgen por utilizar Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) ya que este método de estimación no da cuenta de problemas de endogeneidad en los regresores que resultan de la existencia de una relación de cointegración, por lo cual es necesario utilizar un procedimiento que tome en cuenta dichas eventualidades.



Cuadro 4.20
Prueba de Cointegración de Johansen para el TCR y sus fundamentos.

Muestra (ajustada): 1990:04 2000:12					
Observaciones incluidas: 129 después de ajustar					
Suposición de Tendencia: Tendencia lineal en los datos					
Series: ln(TCR) ln(Gasto_Real) ln(TERM) ln(M1_Real) ln(Prod_Rel) IE					
Intervalo de rezagos: 1 a 2 ^a					
Test del Rango de Cointegración					
Hipótesis	No. de CE(s)	Eigenvalue	Estadístico De la Trazas	Valor Crítico	Valor Crítico
				5%	1%
Ninguna **		0.316206	143.8078	94.15	103.18
Máximo 1 **		0.282297	94.77515	68.52	76.07
Máximo 2 *		0.173681	51.98586	47.21	54.46
Máximo 3		0.142879	27.37604	29.68	35.65
Máximo 4		0.043147	7.487292	15.41	20.04
Máximo 5		0.013839	1.797652	3.76	6.65
*(**) denota el rechazo de la hipótesis a un nivel del 5% (1%)					
El estadístico de la traza indica que hay 3 ecuaciones cointegrantes a un nivel de 5%					
El estadístico de la traza indica que hay 2 ecuaciones cointegrantes a un nivel de 1%					
Hipótesis	No. de CE(s)	Eigenvalue	Estadístico Max-Eigen	Valor Crítico	Valor Crítico
				5%	1%
Ninguna **		0.316206	49.03263	39.37	45.10
Máximo 1 **		0.282297	42.78928	33.46	38.77
Máximo 2		0.173681	24.60982	27.07	32.24
Máximo 3		0.142879	19.88875	20.97	25.52
Máximo 4		0.043147	5.689640	14.07	18.63
Máximo 5		0.013839	1.797652	3.76	6.65
*(**) denota el rechazo de la hipótesis a un nivel del 5% (1%)					
El estadístico Max-Eigen indica que hay 2 ecuaciones de cointegración en ambos niveles 5% y 1%					
A) La cantidad de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike y Schwarz. ¹¹					

Como puede observarse, tanto el estadístico de la Trazas (LR) como el estadístico Max-Eigen (LR_{MAX}) indican la presencia de 2 ecuaciones cointegrantes, por lo tanto, se acepta la existencia de algún tipo de relación a largo plazo entre el Tipo de Cambio Real y sus fundamentos.

4.4.- Tipo de Cambio Real de Equilibrio con base en sus fundamentos y Mecanismo de Corrección de Error (MCE).

Recordando lo señalado en el capítulo 3, el MCE es un sistema de representación de las relaciones dinámicas entre un conjunto de variables. En él se combinan variables en niveles y variables en diferencias introduciendo el desequilibrio pasado como variable explicativa en la conducta dinámica de las variables actuales.

Para la estimación del Modelo de Corrección de Errores que combine la relación de largo plazo entre el TCR, sus fundamentos y la dinámica de corto plazo, se adopta la metodología de Johansen, debido a que esta técnica tiene la ventaja sobre la metodología de Engle-Granger de contrastar el número total de vectores de cointegración y es un sistema de ecuaciones simultáneas que trata a las todas

¹¹ El procedimiento de selección de rezagos fue el siguiente: una vez asumida la opción 3, se calcularon los valores de Akaike y Schwarz para los pares de rezagos (0, 0), (1, 1), (1, 2), (1, 3), (1, 4), y (1, 5), el par que arrojó los valores más bajos fue el elegido. (En todos los casos se aceptó cointegración)



variables como endógenas, evitando así una elección arbitraria de la variable dependiente.

Siguiendo este enfoque, en el primer paso de la estimación se encuentra una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos en una regresión estática (entre variables contemporáneas) que considera las series expresadas en niveles y se efectúa mediante máxima verosimilitud. El hecho de que las series se encuentren cointegradas determina que los residuos de esta relación de largo plazo deben necesariamente ser estacionarios. En el segundo paso, estos residuos rezagados en un período son incorporados como variable explicativa en una regresión con variables en diferencias, la cual considera a la primera derivada del TCR como variable dependiente también mediante máxima verosimilitud. En este caso, el coeficiente asociado a los residuos de la relación de largo plazo representa la velocidad de ajuste en el corto plazo del TCR hacia su nivel de largo plazo.

4.4.1.- Parámetros de Largo Plazo de los Fundamentos del TCR.

Para obtener los parámetros de largo plazo de cada variable fundamental sobre el TCR basta con recurrir a la prueba de cointegración de Johansen y observar los valores asociados a cada variable, siempre y cuando este test avale la existencia de cointegración entre el TCR y sus fundamentos. De acuerdo a la prueba de Johansen existen al menos 2 vectores de cointegración. La ecuación que busca esta investigación es la siguiente:

Cuadro 4.21
Ecuación de Largo Plazo del TCR en México
con base en sus variables fundamentales.

Ecuación de cointegración 1: Log likelihood 21.24339						
Coeficientes cointegrantes normalizados						
ln(TCR)	ln(Gasto_Real)	ln(TERM)	ln(M1_REAL)	ln(PROD_REL)	IE	C
1.000000	-0.061162	0.621120	0.459146	-2.702271	-2.90E-05	5.194896
Error Std.	0.40688	0.53397	0.30881	1.18259	7.0E-06	
Est. "t"	-1.52688	1.16321	1.48684	-2.28505	-4.13400	

$$LTCR = 5.1948 - 0.0611LGasto_Real + 0.6211LTERM + 0.4591LM1_Real - 2.702LProd_Rel - 0.000029IE \quad (4.2)$$

Los coeficientes estimados tienen los signos esperados¹² y representan los valores de largo plazo.¹³

En este modelo, un incremento en el Gasto Real del 1% origina una apreciación del TCR del 0.062%, es decir, por cada millón de pesos que el gobierno gaste en el sector de los bienes no comerciables, el TCR tiene una caída de 0.94 unidades.

Por otra parte, los resultados obtenidos muestran que una mejora de los términos de intercambio del 1% lleva a una depreciación del tipo de cambio real del 0.62%, sugiriendo que el efecto sustitución de esta variable domina al efecto ingreso. Esto

¹² Recuérdese, sin embargo, que el signo del coeficiente asociado a los términos de intercambio es teóricamente ambiguo.

¹³ Para representar la relación de equilibrio de largo plazo, se eligieron los coeficientes obtenidos en el vector de corrección de error para el TCR por el método de Johansen. Este pareció ser el más robusto a distintas especificaciones y permite un mayor ajuste del modelo de corto plazo que se presenta en la siguiente sección.



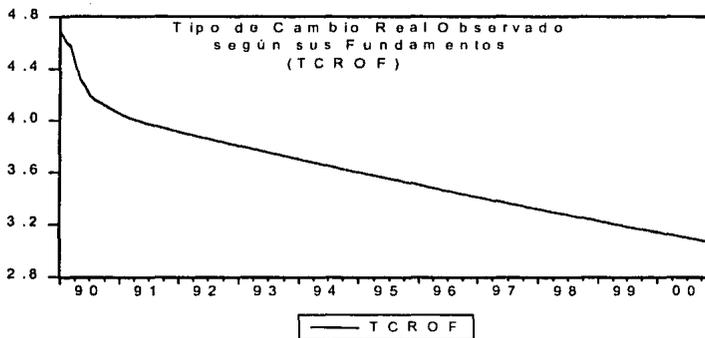
es, la mayor rentabilidad del sector exportador desplaza recursos desde el sector no transable al negociable y, por lo tanto, retrae la oferta de bienes no comerciables, haciendo que el TCR aumente (se deprecie).

A su vez, un incremento del 1% en la emisión monetaria conduce a una depreciación del TCR del 0.46%.

La variable que tiene un importante impacto en el TCR es la productividad relativa, por cada incremento en una unidad porcentual de la productividad de la mano de obra en la industria manufacturera en México -respecto a su homóloga estadounidense- el TCR se aprecia 2.7%.¹⁴

Por último, por cada incremento del 1% en la inversión extranjera que llega a nuestro país, el TCR se aprecia 0.24%.¹⁵

Gráfica 4.7
TCR observado con base en sus fundamentos 1990-2000.



La gráfica anterior nos muestra el TCR calculado con base en sus variables fundamentales. Como puede observarse, la serie evidencia una tendencia decreciente, sinónimo de que durante el período 1990-2000 el TCR se apreció, restando competitividad a la economía mexicana.

¹⁴ En un trabajo de investigación sobre el TCR, Marcelo Dabós encontró que una mejora de los términos de intercambio del 1% llevan a una depreciación del 0.7% del peso, además halló que por cada incremento del 1% en el índice de productividad del sector manufacturero, el TCR se aprecia 0.31%, y que por cada incremento del 1% en los flujos de capitales, el TCR se aprecia 12%; pese a que su período de análisis va de 1982 a 1994 con frecuencia trimestral, los signos reportados en su estudio coinciden con los de esta tesis, no así las magnitudes. DABÓS, Marcelo et al. *Real Exchange Rate response to capital flows in Mexico: An empirical analysis*. IMF Working Paper, June 2000, 33p.

¹⁵ Para obtener la elasticidad del 0.24%, se multiplicó el parámetro obtenido en la relación de largo plazo por el valor de la media de la serie. Si el lector desea una explicación más extensa, véase GUJARATI, Damodar. *Op. cit.*, pp. 159-175.

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

Antes de proceder a la estimación del modelo con corrección de error es necesario efectuar la prueba DFA al TCROF para asegurarse de que es una serie estacionaria en niveles, y por lo tanto válida para efectos de análisis.

Cuadro 4.22
Prueba DFA para el Logaritmo Natural del TCROF en niveles.

Hipótesis Nula: $\ln(\text{TCROF})$ tiene raíz unitaria		
Variable exógena: Ninguna ^a		
Longitud de rezago óptimo: 3 ^b		
Test estadístico DFA	Estadístico t	Prob. ^d
	-4.690537	0.0000
Valores críticos ^c al:	1%	-2.583011
	5%	-1.943324
	10%	-1.615075
^{A)} La prueba se efectuó sin constante ni tendencia. ¹⁶ ^{B)} El número de rezagos óptimos fue seleccionado según los criterios de Akaike, Schwarz y la significancia de los retardos. ^{C)} Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. ^{D)} MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Para todos los niveles de significancia, el estadístico DFA es mayor que los valores críticos, lo cual nos permite aceptar la hipótesis nula, es decir, el TCROF es una serie estacionaria.

Este resultado da validez a la teoría de los Fundamentos del TCR.

4.4.2.- Dinámica de corto plazo y velocidad de ajuste: Modelo con Corrección de Errores para el Tipo de Cambio Real en México.

Una vez definido el modelo de largo plazo (expresión 4.2), es necesario especificar una ecuación que describa el comportamiento dinámico del Tipo de Cambio Real. Para ello se especifica un modelo de corrección de errores en el cual sólo se considera a las variables estacionarias, haciendo necesario que la estimación se realice en las primeras diferencias de las variables fundamentales del TCR.

A continuación se estima el Vector con Corrección de Errores (VECM) para determinar el comportamiento del TCR en el corto plazo con base en sus variables fundamentales. Estos son los resultados reportados por el paquete Eviews 4.1:

Cuadro 4.23
Vector con Corrección de Error para el TCR

Intervalo de Rezagos: 1 a 2
 Muestra (ajustada): 1990:04 2000:12
 Observaciones incluidas: 129 después de ajustar
 Error estándar en () & estadística-t en []

Ec. Cointegrantes:	EcCoInt1	EcCoInt2
$\ln(\text{TCR})$	1.000000	0.000000
$\ln(\text{Gasto_Real})$	0.000000	1.000000
$\ln(\text{TERM})$	0.621120 (0.53397) [1.16321]	-2.772570 (1.56381) [-1.77295]

¹⁶ Al realizarse el test la constante y la tendencia fueron estadísticamente no significativas, motivo por el cual se presentan los resultados de la DFA sin constante ni tendencia.

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

In(M1_REAL)	0.459146 (0.30881) [1.48684]	-0.069968 (0.90439) [-0.07737]				
In(PROD_REL)	-2.702271 (1.18259) [-2.28505]	5.938477 (3.46338) [1.71465]				
IE	-2.90E-05 (7.0E-06) [-4.13400]	0.000101 (2.1E-05) [4.92171]				
C	5.194896	-22.30829				
Corrección de Error:	D(ln(TCR))	D(ln(Gasto_Real))	D(ln(TERM))	D(ln(M1_REAL))	D(ln(PROD_REL))	D(IE)
EcCont1	-0.187970 (0.08214) [-2.28646]	-0.013385 (0.05303) [-0.25240]	0.265666 (0.08852) [3.00108]	-0.479433 (0.11461) [-4.18299]	-0.025891 (0.05809) [-0.44570]	-8471.871 (9178.21) [-0.92304]
EcCont2	-0.061001 (0.02823) [-2.16105]	0.007851 (0.01822) [0.43079]	0.088612 (0.03042) [2.91279]	-0.170836 (0.03939) [-4.33721]	-0.015753 (0.01996) [-0.78910]	-4574.300 (3154.17) [-1.45024]
D(ln(TCR(-1)))	0.345082 (0.10348) [3.33475]	-0.041557 (0.06681) [-0.62200]	0.277955 (0.11153) [2.49230]	0.189604 (0.14440) [1.31308]	0.053729 (0.07318) [0.73117]	5755.205 (11563.1) [0.49772]
D(ln(TCR(-2)))	0.109812 (0.11021) [0.99639]	-0.047456 (0.07116) [-0.66692]	-0.190779 (0.11878) [-1.60618]	0.080780 (0.15379) [-0.52527]	-0.049570 (0.07794) [-0.63598]	-1786.668 (12315.0) [-0.14508]
D(ln(Gasto_Real(-1)))	-0.078718 (0.14258) [-0.55210]	-0.221432 (0.09206) [-2.40540]	-0.056179 (0.15366) [-0.36560]	0.196029 (0.19895) [0.98530]	0.088837 (0.10083) [0.88102]	13627.67 (15932.0) [0.85536]
D(ln(Gasto_Real(-2)))	-0.015381 (0.13937) [-0.11037]	-0.257748 (0.08998) [-2.86448]	0.055623 (0.15020) [0.37032]	0.218217 (0.19447) [1.12211]	0.165505 (0.09856) [0.79200]	14208.53 (15572.9) [0.91239]
D(ln(TERM(-1)))	-0.021136 (0.08223) [-0.25705]	0.045833 (0.05309) [0.86331]	-0.140548 (0.08862) [-1.58596]	-0.039213 (0.11474) [-0.34176]	0.050979 (0.05815) [0.87664]	-6674.679 (9188.18) [-0.72644]
D(ln(TERM(-2)))	0.098210 (0.07857) [1.25002]	0.020177 (0.05073) [0.39776]	0.118990 (0.08467) [1.40527]	0.074364 (0.10963) [0.67831]	0.045962 (0.05556) [0.82719]	-5430.030 (8779.13) [-0.61852]
D(ln(M1_REAL(-1)))	0.117633 (0.07639) [1.53987]	0.112710 (0.04932) [2.28519]	-0.072080 (0.08233) [-0.87550]	0.110795 (0.10660) [1.03939]	-0.049475 (0.05403) [-0.91577]	1318.182 (8536.09) [0.15442]
D(ln(M1_REAL(-2)))	0.002660 (0.07838) [0.03394]	-0.041060 (0.05061) [-0.81136]	-0.096664 (0.08447) [-1.14431]	0.282131 (0.10937) [2.57957]	0.055357 (0.05543) [0.99864]	-3299.912 (8758.33) [-0.37677]
D(ln(PROD_REL(-1)))	-0.210210 (0.13931) [-1.50897]	-0.135034 (0.08994) [-1.50133]	-0.212022 (0.15014) [-1.41219]	0.037778 (0.19439) [0.19434]	-0.427894 (0.09852) [-4.34320]	-3909.281 (15566.4) [-0.25114]
D(ln(PROD_REL(-2)))	-0.217792 (0.12146) [-1.79317]	0.006191 (0.07842) [0.07895]	-0.401241 (0.13090) [-3.06528]	-0.123711 (0.16948) [-0.72995]	-0.390050 (0.08590) [-4.54094]	7382.671 (13571.7) [0.54397]
D(IE(-1))	1.71E-07 (8.7E-07) [0.19609]	-6.19E-07 (5.6E-07) [-1.10070]	-7.41E-07 (9.4E-07) [-0.78903]	1.55E-06 (1.2E-06) [1.27377]	7.21E-07 (6.2E-07) [1.16947]	0.086223 (0.09738) [0.88546]

D(IE(-2))	-7.84E-07 (8.6E-07) [-0.90836]	-5.85E-07 (5.6E-07) [-1.05037]	-1.35E-07 (9.3E-07) [-0.14483]	1.31E-06 (1.2E-06) [1.08972]	1.72E-07 (6.1E-07) [0.28099]	0.094842 (0.09646) [0.98325]
C	-0.001606 (0.00359) [-0.44686]	-0.000524 (0.00232) [-0.22595]	0.003221 (0.00387) [0.83160]	0.006949 (0.00502) [1.38552]	0.003270 (0.00254) [1.28639]	4.532607 (401.607) [0.01129]
R ²	0.350760	0.220363	0.315839	0.218540	0.160864	0.112975
R ² Ajustado	0.271029	0.124619	0.231820	0.122571	0.057812	0.004043
Suma de errores ²	0.179368	0.074771	0.208340	0.349250	0.089712	2.24E+09
Error Std. ecuación	0.039666	0.025610	0.042750	0.055350	0.028053	4432.341
Estadística F	3.759112	2.301570	1.561003	2.277201	4.399279	1.037110
Log likelihood	241.2463	297.6843	231.5885	198.2666	285.9341	-1258.242
Akaike AIC	-3.507695	-4.382703	-3.357961	-2.841343	-4.200528	19.74019
Schwarz SC	-3.175158	-4.050166	-3.025425	-2.508807	-3.867992	20.07272
Media var. dep.	-0.002834	0.000113	0.000153	0.009216	0.001380	-6.239404
Desv. Std. Var. dep.	0.040865	0.027373	0.048776	0.059089	0.032856	4441.328
Covarianza Residual determinante		4.37E-08				
Log Likelihood		42.63803				
Log Likelihood (ajustada por g. l.)		-5.200571				
Criterio de Akaike		1.662024				
Criterio de Schwarz		3.923271				

La bondad de ajuste de este modelo es 0.35, lo cual significa que el 35% de los cambios en el TCR pueden ser explicados por las variables propuestas como fundamentos, es cierto que no es del todo elevada pero es de esperarse debido a que se incorporan variables expresadas en diferencias. El error estándar de la ecuación es muy pequeño, 0.04; mientras que la prueba F es estadísticamente significativa, aunque no del todo elevada, lo cual nos sugiere que todas las variables en el modelo ayudan a explicar la variación del TCR. Los criterios de Akaike y Schwarz son relativamente bajos y el logaritmo de verosimilitud es alto.

En términos generales, el modelo parece satisfactorio y puede acotarse de la siguiente forma:

$$\Delta LTCR = 0.3450 \cdot \Delta LTCR(-1) + 0.109812 \cdot \Delta LTCR(-2) - 0.078712 \cdot \Delta LGasto_Real(-1) - 0.015381 \cdot \Delta LGasto_Real(-2) - 0.021136 \cdot \Delta LTERM(-1) + 0.098210 \cdot \Delta LTERM(-2) + 0.117633 \cdot \Delta LM1_Real(-1) + 0.00266 \cdot \Delta LM1_Real(-2) - 0.21021 \cdot \Delta LProd_Rel(-1) - 0.217792 \cdot \Delta LProd_Rel(-1) + 0.000000171 \cdot \Delta IE(-1) - 0.000000784 \cdot \Delta IE(-2) - 0.187970 \quad (4.3)$$

Donde -0.18797 es el término de corrección del error.

A continuación se muestran los resultados de las pruebas Raíz AR, Granger, Autocorrelación, Heteroscedasticidad y Norm alidad, con el objeto de mostrar que la especificación del VEC es adecuada.¹⁷

Estructura de Rezagos

Prueba Raíz AR.

La Tabla AR ROOTS reporta las raíces inversas del polinomio característico AR. El VAR estimado es estable (estacionario) si todas las raíces tienen módulos menores a uno y caen dentro del círculo unitario. Si se estima un VEC con r relaciones de cointegración, las raíces $k-r$ deben ser iguales a la unidad.

¹⁷ Una explicación formal de estas pruebas de especificación de un VEC se encuentra en el anexo de esta investigación.



En nuestro caso hay 2 relaciones de cointegración, por lo tanto, deben existir $6-2 = 4$ raíces iguales a la unidad. (donde 6 hace referencia a las variables endógenas y 2 a las relaciones de cointegración)

Cuadro 4.24
Prueba Raíz AR para el VEC estimado.

Raíces del polinomio característico
Variables endógenas: ln(TCR) ln(GASTO_REAL)
ln(TERM) ln(M1_REAL) ln(PROD_REL) IE
Variables exógenas: Ninguna
Especificación de rezagos: 1 a 2

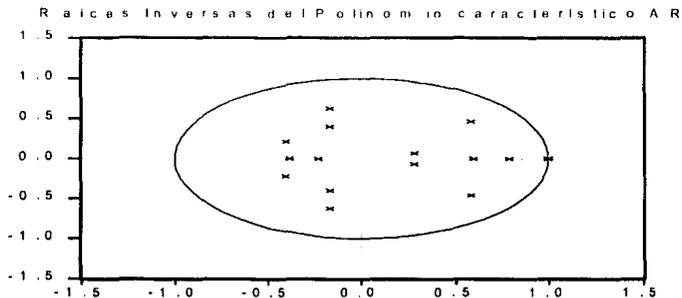
Raíz	Módulos
1.000000	1.000000
1.000000	1.000000
1.000000	1.000000
1.000000	1.000000
0.789434	0.789434
0.577541 + 0.461629i	0.739361
0.577541 - 0.461629i	0.739361
-0.167408 - 0.625057i	0.647088
-0.167408 + 0.625057i	0.647088
0.593858	0.593858
-0.400544 - 0.216534i	0.455327
-0.400544 + 0.216534i	0.455327
-0.165388 - 0.400290i	0.433111
-0.165388 + 0.400290i	0.433111
-0.380139	0.380139
0.288048 - 0.068379i	0.296053
0.288048 + 0.068379i	0.296053
-0.225013	0.225013

La especificación del VEC impone 4 raíces unitarias.

En la tabla anterior se cumple el requisito de que haya $k-r$ (4) raíces iguales a la unidad y de que las demás sean menores a uno, por lo tanto, la estructura de rezagos del VEC estimado parece ser adecuada.

Para corroborar lo enunciado por el cuadro (4.24), las raíces deben caer dentro del círculo unitario, a continuación se presenta la gráfica de la prueba Raíz AR.

Gráfica 4.8



TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

En la gráfica 4.8 se observa que todas las raíces caen dentro del círculo unitario, aunque una de ellas se encuentra en el límite. Con esto se puede afirmar que la estructura de rezagos del VEC es adecuada.

Prueba de causalidad de Granger/Test de Wald para la exogeneidad en el bloque del VEC

Esta prueba (llamada también test de exclusión) se realiza para observar cuál es el número de variables útiles dentro del vector de cointegración, pues cuando se analiza un modelo VAR existe la posibilidad de que solo un subconjunto de variables sea necesario dentro del espacio de cointegración, en otras palabras, esta prueba revisa la validez de una variable en la relación estacionaria de largo plazo. Las hipótesis que maneja son:

H₀: La variable no está excluida y es necesaria para obtener relaciones estacionarias de largo plazo.

H₁: La variable está excluida.

Cuadro 4.25
Prueba de Granger para un VEC

VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Muestra: 1990:01 2000:12
Observaciones incluidas: 129

Variable Dependiente: D(ln(TCR))			
Excluida	Chi-sq	q. l.	Prob.
D(ln(Gasto_Real))	0.304845	2	0.8586
D(ln(TERM))	1.837108	2	0.3991
D(ln(MI_REAL))	2.525175	2	0.2829
D(ln(PROD_REL))	4.232247	2	0.1205
D(IE)	0.938692	2	0.6254
Todas	7.717068	10	0.6565

La cual es una prueba de máxima verosimilitud asintóticamente distribuida como una $X^2_{0.05, r}$, donde r es el número de vectores de cointegración.

De acuerdo con el cuadro 4.25 todas las variables son necesarias dentro del vector de cointegración en el periodo muestral debido a que se acepta la hipótesis nula.¹⁸

Pruebas para los residuales.

Prueba de autocorrelación Portmanteau.

Esta prueba calcula la estadística Q multivariada de Box-Pierce/Ljung-Box para la correlación serial residual hasta el orden especificado. Se reporta la estadística Q y la estadística Q ajustada (con una corrección pequeña de la muestra). Bajo la hipótesis nula de no correlación serial hasta el retraso h, ambas estadísticas son aproximadamente distribuidas como una X^2 con $K^2(h-p)$ grados de libertad, donde p es el orden de rezago del VAR.

¹⁸ Para ver un ejemplo de la aplicación de esta prueba véase GRECO. El crecimiento económico colombiano en el siglo XXI: aspectos globales. Grupo de estudios del crecimiento económico colombiano, 2000, 83p.



Cuadro 4.26
Prueba de Autocorrelación Portmanteau

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 H_0 : No hay autocorrelación serial por encima del rezago h
 Muestra: 1990:01 2000:12
 Observaciones incluidas: 129

Rezagos	Est.-Q	Prob.	Est.-Q Ajust.	Prob.	g. l.
1	3.016479	NA*	3.040046	NA*	NA*
2	10.50532	NA*	10.64682	NA*	NA*
3	46.85173	0.1064	47.85862	0.0893	36
4	82.98498	0.1768	85.14814	0.1378	72
5	115.1087	0.3020	118.5672	0.2291	108
6	170.5602	0.0647	176.7236	0.0331	144
7	195.6488	0.2013	203.2517	0.1129	180
8	228.5641	0.2660	238.3433	0.1419	216
9	275.8687	0.1444	289.1957	0.0536	252
10	318.5166	0.1044	335.4274	0.0284	288

*La prueba es válida únicamente para los rezagos mayores al orden de retardo del VAR.
 g. l. son los grados de libertad para la distribución (aproximada) chi-cuadrada.

Según el cuadro 4.26, los residuales del VEC estimado no presentan autocorrelación.

Prueba de Autocorrelación LM

Reporta el test estadístico LM multivariado para la correlación serial residual hasta el orden especificado. Bajo la hipótesis nula de no correlación serial del orden h , la estadística LM es asintóticamente distribuida como una X^2 con k^2 grados de libertad.

A continuación se muestran los resultados suministrados por esta prueba.

Cuadro 4.27
Prueba de autocorrelación LM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
 H_0 : no hay autocorrelación serial al rezago h
 Muestra: 1990:01 2000:12
 Observaciones incluidas: 129

Rezagos	Est. LM	Prob.
1	29.52142	0.7688
2	43.90238	0.1715
3	41.93596	0.2290
4	39.00767	0.3361
5	34.46220	0.5418
6	58.68187	0.0099
7	26.89971	0.8640
8	39.55305	0.3143
9	50.27503	0.0574
10	43.53918	0.1813

Probabilidades de una chi-cuadrada con 36 g. l.

De acuerdo con el cuadro 4.27, no existe autocorrelación en los residuos del VEC estimado. Por lo tanto, el VEC estimado su para la prueba de autocorrelación en los residuales, demostrando que la especificación de rezagos es adecuada.



Pruebas de Heteroscedasticidad de White.

El test se corre regresando cada producto cruzado de los residuales sobre los productos cruzados de los regresores y probando la significación conjunta de la regresión. La opción *NO CROSS TERM* utiliza solamente los niveles y los cuadrados de los regresores originales, mientras que con la opción *WITH CROSS TERM* se incluyen todos los productos cruzados no-redundantes de los regresores originales en la prueba. El test incluye siempre un término constante como regresor. Bajo la hipótesis nula de no heteroscedasticidad o (ninguna mala especificación), los regresores no-constantes no deben ser significativos en conjunto.

Si un modelo tiene muchas variables explicativas, entonces la introducción de todos los regresores, de sus términos elevados al cuadrado y de sus productos cruzados pueden consumir grados de libertad rápidamente, de esta forma, se debe tener cautela al utilizar esta prueba. Por tal motivo, para probar la existencia de heteroscedasticidad en los residuales del VEC estimado se utilizará la opción *NO CROSS TERM* para que los grados de libertad sean suficientes.

Cuadro 4.28 **Prueba de Heteroscedasticidad de White para el VEC estimado**

Prueba de Heteroscedasticidad residual del VEC: No Cross Terms (only levels and squares)
Muestra: 1990:01 2000:12
Observaciones incluidas: 129

Joint test:

Chi-sq	g. l.	Prob.
737.3824	688	0.1604

Conforme a la prueba de White presentada en el cuadro **4.28**, los residuales del VEC no presentan heteroscedasticidad, lo cual quiere decir que las perturbaciones estocásticas son homoscedásticas, en otras palabras, tienen igual varianza durante el período muestral analizado.

Prueba de Normalidad en el error.

Esta prueba reporta extensiones multivariadas del test de normalidad residual Jarque-Bera, que compara los terceros y cuartos momentos de los errores de la distribución normal.

Cuadro 4.29 **Prueba de Normalidad en el error**

VEC Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
H₀: los residuales son normales multivariados
Muestra: 1990:01 2000:12
Observaciones incluidas: 129

Componente	Sesgo	X ⁴	g. l.	Prob.
1	2.678680	154.2696	1	0.0000
2	1.139302	27.90721	1	0.0000
3	0.551608	6.541828	1	0.0105

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

4	1.302319	36.46473	1	0.0000
5	-0.462480	4.598595	1	0.0320
6	0.100827	0.218572	1	0.6401
Conjunta		230.0005	6	0.0000

Componente	Curtosis	X ²	g. l.	Prob.
1	19.86493	1528.789	1	0.0000
2	7.804342	124.0642	1	0.0000
3	3.438756	1.034726	1	0.3091
4	9.219308	207.9039	1	0.0000
5	2.438752	1.693119	1	0.1932
6	6.605452	69.67115	1	0.0000
Conjunta		1933.356	6	0.0000

Componente	Jarque-Bera	g. l.	Prob.
1	1683.059	2	0.0000
2	151.9714	2	0.0000
3	7.576555	2	0.0226
4	244.3686	2	0.0000
5	6.291713	2	0.0430
6	70.08973	2	0.0000
Conjunta	2163.357	12	0.0000

La prueba Jarque-Bera nos informa que los residuales del VEC estimado no están distribuidos como una normal.

Una vez efectuados los anteriores contrastes de especificación para un VEC, se puede afirmar que pese a que no supera la prueba de normalidad, si pasa los tests de autocorrelación, heteroscedasticidad y estructura de rezagos, por lo tanto, la especificación del VEC es adecuada y se pueden obtener algunas conclusiones del modelo estimado.

Del cuadro 4.23 se obtuvo el siguiente modelo de corto plazo para el TCR:

$$\Delta \text{TCR} = 0.3450 \cdot \Delta \text{TCR}(-1) + 0.109812 \cdot \Delta \text{TCR}(-2) - 0.078712 \cdot \Delta \text{Gasto_Real}(-1) - 0.015381 \cdot \Delta \text{Gasto_Real}(-2) - 0.021136 \cdot \Delta \text{TERM}(-1) + 0.098210 \cdot \Delta \text{TERM}(-2) + 0.117633 \cdot \Delta \text{LM1_Real}(-1) + 0.00266 \cdot \Delta \text{LM1_Real}(-2) - 0.21021 \cdot \Delta \text{LProd_Rel}(-1) - 0.217792 \cdot \Delta \text{LProd_Rel}(-1) + 0.000000171 \cdot \Delta \text{IE}(-1) - 0.000000784 \cdot \Delta \text{IE}(-2) - 0.187970$$

(4.3)

Donde -0.18797 es el término de corrección del error.

Considerando el efecto de corto plazo de los fundamentos del TCR, se advierte que los signos de los coeficientes estimados para los términos de intercambio rezagados un período (TERM(-1)) e Inversión extranjera rezagada un período (IE(-1)) tienen signos contrarios a la relación de largo plazo; mientras las demás variables presentan direcciones similares y magnitudes inferiores que las determinadas en el largo plazo. La significación de los coeficientes calculados es aceptable aunque no del todo elevada, tal cual como suele observarse en especificaciones que incorporan variables expresadas en diferencias.

Un parámetro de suma importancia dentro del segundo paso del proceso de estimación es el coeficiente asociado al término de corrección de errores, el cual mide la velocidad de ajuste del TCR hacia su nivel de equilibrio. La velocidad de ajuste es relativamente baja (-0.18797), lo que denota una lenta convergencia del TCR hacia su nivel de equilibrio de largo plazo. Esta cifra es estadísticamente significativa ya que presenta una prueba "t" relativamente alta (-2.29).

El coeficiente para el término de corrección de error rezagado tiene signo negativo, lo cual es requerido para que la dinámica de la ecuación sea estable: partiendo de una situación de equilibrio, un valor negativo del término de corrección de error, causado por un aumento en los términos de intercambio o por un mayor gasto de gobierno, implica una presión sobre el TCR que se corregirá gradualmente en periodos subsiguientes con la respectiva depreciación o apreciación de este índice.

Esto quiere decir que la convergencia hacia el TCR de equilibrio no es de carácter inmediato, lo cual sugiere la presencia de ciertas rigideces en la economía.

Por ejemplo, Edwards (1989) en un estudio efectuado con datos trimestrales sobre 12 países en desarrollo (con una metodología de variables instrumentales), encuentra una velocidad de ajuste sustancialmente menor: -0.089. Asimismo, Diego Aboal (2002) expresa que la velocidad de ajuste trimestral del TCR uruguayo es de -0.22, mientras que Rodrigo Cerda (2000) averigua para el TCR chileno una convergencia trimestral de 0.054. Por su parte Bernardo Rojas (2002) halla una velocidad de ajuste anual del TCR paraguayo de -0.66.

4.5.- Desalineamiento del TCR.

En la sección anterior se ha calculado el TCR observado durante la década 1990-2000 según sus variables fundamentales (ecuación 4.2), sin embargo, analizar el TCR basado en sus fundamentos nos brinda poca información si no tenemos algún punto de referencia contra el cual comparar, por tal motivo, es necesario calcular el tipo de cambio real de equilibrio.

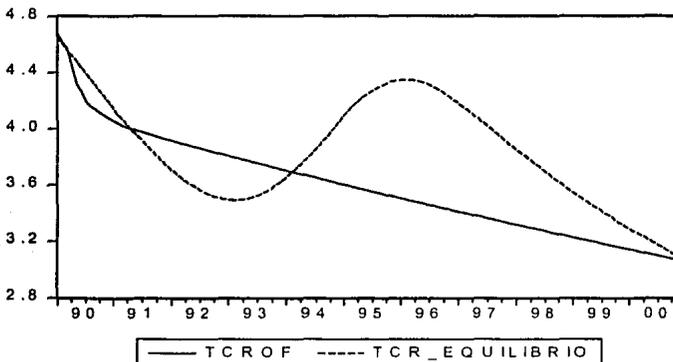
Si bien la ecuación estimada nos da la serie del Tipo de Cambio Real Observado según sus Fundamentos (TCROF), esta todavía no representa los valores de Equilibrio del largo plazo. El motivo es que, para estimar la serie de TCR de largo plazo de equilibrio (TCR_EQUILIBRIO), es necesario que las series que representan los fundamentos del TCR (Gasto_Real, TERM, M1_Real, Prod_Rel, IE), sean las series de largo plazo.

Debido a que en la práctica los fundamentos del TCR están conformados por componentes tendenciales y de corto plazo, un posible enfoque para determinar los valores *sostenibles* de estos fundamentos es el de series de tiempo. Teniendo en cuenta que las series pueden ser disgregadas en sus partes permanente y transitoria, podría asociarse al primer componente el concepto de valores sostenibles. Existen diferentes alternativas de descomposición, entre las cuales se encuentran la suavización exponencial; el filtro de Hodrick-Prescott, que posibilita extraer la tendencia de largo plazo de una serie y provee por residuo el componente cíclico de la misma; o simplemente el cálculo de un promedio móvil que, mediante el proceso de suavización que implica, permite visualizar la tendencia que gobierna la evolución de una variable.

En esta investigación, el cálculo del tipo del cambio real de equilibrio se realiza sobre los componentes permanentes de los fundamentos, los cuales son obtenidos utilizando el filtro de Hodrick-Prescott¹⁹, el resultado de la estimación es representado por la línea continua (TCR_EQUILIBRIO)²⁰.

A continuación se presenta la gráfica del tipo de cambio real de equilibrio y el observado:

Gráfica 4.9
TCR de Equilibrio y TCR observado
1990-2000.



La evolución del TCROF denota una tendencia hacia la apreciación, lo que refleja una menor competitividad de la economía mexicana en el mercado internacional. Por su parte, el TCR_EQUILIBRIO muestra un comportamiento similar de apreciación, interrumpido por un período de depreciación (1992:06-1995:06).

Sin embargo, el resultado que más llama la atención es el hecho de que el TCR observado se encuentre persistentemente por debajo de su senda de equilibrio, exceptuándose el periodo comprendido entre (1990:09-1993:06). De acuerdo al apartado 1.6 de esta investigación, cuando el TCR observado se encuentra por debajo del TCR de equilibrio se dice que el TCR está sobrevaluado.

Ahora bien, la persistente apreciación del TCR observado puede ser explicada por su ecuación de largo plazo.

$$TCR = 5.1948 - 0.0611Gasto_Real + 0.6211LTERM + 0.4591LM1_Real - 2.7021Prod_Rel - 0.000029IE \quad (4.2)$$

¹⁹ El filtro Hodrick-Prescott es muy sensible a los valores extremos de las series, por ese motivo algunos autores recomiendan utilizar un promedio móvil de los fundamentos a ser utilizados en la estimación, no obstante, este método de promedios móviles hace perder algunas observaciones.

²⁰ Para calcular esta serie de TCR_EQUILIBRIO se usan los parámetros estimados en la ecuación (4.2) del TCR de largo plazo y los valores de equilibrio de los fundamentos generados por el filtro de Hodrick-Prescott.

La expresión 4.2 hace hincapié en que la productividad de la mano de obra en la industria manufacturera tiene un importante impacto sobre el TCR, pues si bien es cierto que todavía la productividad mexicana es menor a la estadounidense, durante la década pasada esta serie económica presentó una tendencia creciente, lo que representa una continua apreciación del TCR según lo enunciado por la teoría económica del apartado 2.2.3.

Por su parte, el gasto real de gobierno aprecia en menor medida al TCR (-0.06%), no obstante los frecuentes recortes que hubo al presupuesto federal durante la década de los 90's propiciados por el acuerdo de hacer cumplir las cartas de Intención pactadas con el FMI, la crisis de 1995 y los períodos adversos en el entorno mundial, esta variable económica sigue teniendo un impacto negativo sobre el sector de los bienes comerciables y, por ello, sobre la competitividad internacional de la economía mexicana; pese al resultado anterior cabe destacar que el gasto de gobierno sigue representando un aliciente para un amplio sector de la población que requiere de apoyos gubernamentales para seguir desenvolviéndose en sus actividades productivas, y en algunos casos para poder subsistir.

El aporte de la inversión extranjera hacia la apreciación del TCR es baja (-0.24%) comparado contra la elasticidad de la productividad relativa, pese a ello no deben desatenderse las reformas económicas que propicien un flujo de capitales externos hacia nuestro país, en especial, es recomendable acelerar aquellas iniciativas tendientes a impulsar el arribo de inversión extranjera directa, pues ésta es generadora de fuentes de empleo; sin embargo, es aconsejable diversificar los sectores hacia donde la IED se dirige, especialmente deben impulsarse aquellas ramas que generen un valor agregado para la economía nacional (es decir, que fomenten las cadenas productivas al interior del país) y no enfocarse exclusivamente al sector maquilador.

¿Por qué es importante promover la IED? Porque el crecimiento de las economías nacionales depende cada vez más de las acciones instrumentadas por las empresas para elevar su competitividad a través de la adecuación de su planta productiva a las innovaciones tecnológicas. Ello requiere, sin embargo, el desembolso de cuantiosos montos en inversión científica y tecnológica que sólo las grandes empresas pueden cubrir.

Ante ello, la alternativa idónea para la inserción de las micro y pequeñas industrias mexicanas al proceso *globalizador* la constituye la Inversión Extranjera Directa (IED). La IED además de ser un complemento del ahorro interno, se acompaña de tecnología de vanguardia que eleva la eficiencia y productividad de las empresas y promueve las exportaciones por su vinculación con los procesos de transnacionalización productiva.

Asimismo, la IED significa para las empresas nacionales su incorporación a la nueva estrategia, mediante el desarrollo de asociaciones de empresarios nacionales con extranjeros, que permiten acceder a tecnologías de punta, abrir mercados, desarrollar nuevos productos y líneas de producción.

De esta forma, la lección de la crisis de 1995 no solo debió haber sido cambiar hacia una política de atracción de flujos de capital privado, sino también haber cuidado que el capital especulativo en la forma de inversión de portafolios debió haber sido mantenida en un monto relativamente pequeño.

El énfasis debió haber sido puesto en la promoción de la IED a través de brindar facilidades a los inversionistas extranjeros, sociedades de inversión, otorgamiento de licencias y otros tipos de tendencia de capital, con los cuales México trabajaría en conjunto con los inversionistas extranjeros quienes podrían transferir el conocimiento tecnológico hacia el país. Este tipo de transferencia de capital es mucho más estable en el largo plazo y contribuye de mejor manera a la modernización del país.

Por otra parte, los términos de intercambio -a través de su efecto sustitución-deprecian al TCR en una cuantía del 0.62%; este hallazgo se torna relevante al momento de determinar las políticas que incentiven a la rama exportadora, pues la mayor rentabilidad de esta esfera desplaza recursos desde el sector de los bienes no comerciables hacia los transables, lo que genera una mayor producción de bienes exportables, los cuales son colocados con éxito en el mercado internacional -señal de mayor competitividad de la economía nacional- propiciando una mejora en nuestra balanza comercial y, por ende, en el crecimiento de la economía.

Por último, según el modelo analítico adoptado en la sección 2.2.7, se espera que una mayor oferta monetaria termine por depreciar al TCR, esta sentencia es apoyada por el modelo 4.2; sin embargo, la conducción de la política monetaria en nuestro país se ha enfocado a la reducción permanente de la tasa de inflación para estar a la par de nuestro principal socio comercial que es Estados Unidos, propiciando con ello la adopción de una política monetaria del tipo restrictivo.

Todos estos factores contribuyeron a que el TCR en México se apreciara continuamente durante la década de los 90's, colocándose por debajo de su senda de equilibrio, es decir, que se sobrevalorara.

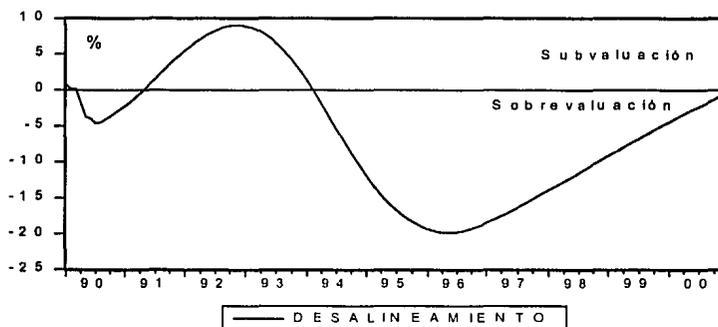
¿En qué cuantía el TCR observado está por debajo de su valor de equilibrio? ¿Qué consecuencias tiene para la economía nación al el hecho de que el TCR se encuentre fuera de su valor de equilibrio? ¿De qué manera se pueden corregir tales desequilibrios?

Para responder a estas preguntas primero es necesario conocer el desalineamiento del TCR. El grado de desajuste se obtiene aplicando la siguiente fórmula:

$$\text{Desalineamiento} = \left[\left(\frac{\text{TCRObservado}}{\text{TCREquilibrio}} \right) - 1 \right] * 100 \quad (4.4)$$

A continuación se presenta la gráfica del desalineamiento del TCR Observado durante la década de los 90's.

Gráfica 4.10
Desalineamiento del TCR Observado durante la década 1990-2000.



El TCR observado se ha alejado de su valor de equilibrio en una forma consistente; no obstante, esta tendencia parece revertirse a partir de 1996, lo cual es una buena señal para la economía nacional, pues esto es sinónimo de que las cosas mejoran en el ámbito internacional, en otras palabras, la economía mexicana está recuperando cierta competitividad en el mercado internacional.

Cuadro 4.30
Desajuste del TCR observado contra su valor de equilibrio durante la década 1990-2000.

Año	Desajuste Promedio Anual (%)
1990	-2.57
1991	1.25
1992	7.80
1993	6.40
1994	-4.50
1995	-15.95
1996	-19.19
1997	-16.52
1998	-11.77
1999	-6.98
2000	-2.55

Como puede observarse en el cuadro 4.30, el grado de desajuste del TCR observado contra su valor de equilibrio pasó de -2.57% en 1990 a -19.49% en el año 1996, para mostrar después una recuperación significativa y colocarse en el año 2000 en un -2.55%, nivel similar al de 1990. Este comportamiento ocasionó ciertamente una reducción de nuestras exportaciones en el período analizado, lo que condujo a una disminución en el nivel de crecimiento de nuestra economía, escenario que podría repetirse en los años posteriores al 2000.

Cuando el TCR está sobrevaluado, el precio de los bienes comerciables es relativamente bajo respecto a los precios de los no transables, originando una menor producción interna de artículos negociables; para satisfacer la demanda de dichos productos se recurre al mercado internacional, generándose un incremento en el déficit de la cuenta corriente del país. Este tipo de desequilibrio no es sostenible en el largo plazo, por lo que es necesario instrumentar las políticas económicas necesarias que traigan al TCR de regreso a su valor de equilibrio de largo plazo.

Se observa que el tipo de cambio real de largo plazo en México tiende a apreciarse. Es necesario remarcar que esta tendencia a la apreciación del TCR es una apreciación fuera de su punto de equilibrio en el largo plazo. En otras palabras, ya que la economía mexicana no alcanza un equilibrio interno y externo o bien el equilibrio macroeconómico, el tipo de cambio real se encuentra lejos de alcanzar su punto de equilibrio en el largo plazo.

La volatilidad experimentada por esta variable económica dependerá del estado de desequilibrio interno y externo.

Dentro de las políticas económicas que pueden devolver al TCR rumbo a su senda de equilibrio están 2 que conciernen directamente a los fundamentos del TCR.

La primera de ellas impulsar el mercado interno, en el entendido de que una economía capaz de entrelazar sus cadenas productivas generará mayores fuentes de trabajo; más empleo significa que una porción de la población deja actividades de autoempleo o comercio informal (ocupaciones que elevan la oferta de bienes no transables) para incorporarse al sector de las mercancías comerciables.

Este traspaso de recursos de la rama no comerciable hacia el sector transable ocasiona que el TCR se deprecie; un tipo de cambio real que se deprecia es más competitivo en el mercado internacional, propiciando una mejora de los términos de intercambio del país, esta mejoría determina un saldo positivo en las exportaciones netas; este saldo positivo se traduce en un superávit en la balanza comercial, dando como resultado un crecimiento económico.

Al mismo tiempo que se impulsa el mercado interno, debe modernizarse la modernización de la planta productiva del país. Una característica de la fase expansiva de México fue el énfasis que tuvo el consumo y las fuertes inversiones en proyectos que contribuyeron poco a las apremiantes necesidades del país para construir una infraestructura industrial. Centros comerciales, tiendas exclusivas, negocios de comida rápida, etc, características de una sociedad de alto consumo fueron claramente evidentes, en lugar de nuevas bases industriales con tecnología moderna apoyadas por una mejor infraestructura (comunicaciones, transporte, sanidad, agua, etcétera). Esto no quiere decir que todas las inversiones estuvieron orientadas al consumo, sino que simplemente no estuvieron suficientemente dirigidas hacia el mejoramiento de la productividad industrial.

La modernización presenta serias dificultades a una planta productiva constituida en su mayor parte por empresas micro y pequeñas, carentes de recursos tecnológicos, financieros y empresariales necesarios para hacer frente a una competencia externa particularmente intensa.

El incremento del producto, la inversión, las exportaciones y la productividad responden al inusitado crecimiento de unas cuantas empresas que ante la contracción del mercado interno fueron capaces de llevar adelante un proceso de reconversión productiva que les permitió ingresar a los mercados foráneos en condiciones competitivas. Sin embargo, ese dinamismo aún no se ha traducido en impulsos modernizadores hacia el resto de la planta productiva.

La segunda política que puede revertir en cierta medida la apreciación del TCR es la referente a la política monetaria; si bien es cierto que el principal objetivo del Banco de México es mantener el poder adquisitivo de la moneda nacional a través de una inflación moderadamente baja, las autoridades monetarias no deben perder de vista que una política restrictiva desincentiva la inversión productiva, pues con una baja emisión monetaria las tasas de interés se incrementan y cualquier agente económico que desea poner un negocio, lo piensa dos veces antes de arriesgarse a pedir un préstamo; a su vez, altas tasas de interés atraen capitales foráneos especulativos que no generan ningún valor agregado para el sistema económico nacional; por último, una política monetaria restrictiva genera una apreciación del TCR y un menor crecimiento del producto.

Por ello, es necesario cuestionar la intención de conseguir una baja inflación a costa de un menor crecimiento y de una baja competitividad en el mercado internacional; si las autoridades monetarias relajaran su postura restrictiva, probablemente el TCR revertiría su tendencia de persistente apreciación hacia un camino de depreciación, pues la política monetaria no sólo afecta al TCR sino también a la inversión productiva, la cual es necesaria para fortalecer al mercado interno y con ello mejorar otros rubros tales como los términos de intercambio, el déficit de la balanza comercial y el crecimiento; aunque es cierto que la economía presentaría tasas de inflación mayores que las de sus socios comerciales, no obstante bien puede permitirse una inflación mayor si ésta viene acompañada del crecimiento económico que el país requiere, de una mejora en los procesos productivos internos y un ascenso de la competitividad de los productos hechos en México mediante la modernización de la planta productiva nacional.

CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo no fue el de desarrollar un modelo completo del tipo de cambio real, como lo han hecho autores como: Edwards (1989), Déllano (1998), Céspedes (1999), y Mac Donald (2000), sino de establecer ciertos principios que pueden ser empleados para elaborar un modelo econométrico del TCR de Equilibrio en México, partiendo de la realidad de los países en vías de desarrollo, como es el caso de nuestra nación.

Las derivaciones de esta investigación desechan la proposición de que el Tipo de Cambio Real de Equilibrio (TCRE) esté determinado de acuerdo al enfoque de la Paridad del Poder Adquisitivo, por lo menos para el período comprendido entre los años 1990 - 2000.

De acuerdo a los resultados obtenidos, no se cumple la PPA en la medida que el tipo de cambio real observado, calculado bajo la PPA, no es un proceso estacionario y presenta autocorrelación.

A su vez, las pruebas de cointegración de Engle-Granger y Johansen rechazan la existencia de algún tipo de relación a largo plazo entre el tipo de cambio nominal y el diferencial entre la inflación mexicana y estadounidense, evidenciando que el TCR no es constante.

Por tanto, una política cambiaria orientada simplemente a neutralizar diferenciales de inflación estaría perdiendo de vista posibles cambios de equilibrio del Tipo de Cambio Real a raíz de movimientos en sus fundamentos.

Por tal motivo, no se puede hablar de *atraso* o *adelanto* cambiario ignorando que este es un concepto dinámico que sólo tiene sentido si surge de la comparación entre el tipo cambio real en un momento del tiempo con el tipo de cambio real que sugieren los fundamentos en ese mismo momento. Consecuentemente, es un error utilizar el tipo de cambio real observado en determinado momento del pasado como un nivel de equilibrio al que se va a retornar. Esto es una señal de alerta para aquellos que utilizan el enfoque de la PPA como marco para determinar los desalineamientos del tipo de cambio real con respecto al equilibrio.

En contraposición, el análisis empírico efectuado muestra que tanto el TCR como sus fundamentos evolucionan en el tiempo, lo cual implica que el TCRE no se mantiene constante.

A partir de dicho análisis se consideraron como fundamentos a la productividad, a los términos de intercambio, al gasto real de gobierno, al nivel de inversión extranjera y a la oferta monetaria medida por el agregado M1 real.

Se aplicaron las pruebas de cointegración de Engle-Granger y Johansen para probar la existencia de alguna relación de largo plazo entre el TCR y sus variables fundamentales; los resultados obtenidos favorecieron a la teoría de los Fundamentos, pues ambas pruebas avalaron la existencia de cointegración entre las variables mencionadas.

Al investigar el TCR de largo plazo basado en sus fundamentos un resultado relevante es la influencia de los términos de intercambio: por cada incremento del 1% de esta variable, el TCR se deprecia en 0.62%.

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

Este hallazgo se torna relevante a la hora de la determinación de políticas que incentiven al sector exportador puesto que la mayor rentabilidad de esta esfera desplaza recursos desde el sector no transable al negociable y, por lo tanto, retrae la oferta de bienes no comerciables, haciendo que el TCR aumente (se deprecie). Una depreciación del TCR conlleva a un aumento de las exportaciones netas, mejorando la balanza comercial y elevando la demanda agregada.

Siguiendo con la ecuación de largo plazo del TCR, se observa que por cada incremento de 1% en la inversión extranjera, el TCR se aprecia 0.24%, una afectación considerable en comparación con las demás variables que determinan la evolución del TCR.

De esta manera, el ingreso de recursos externos a la economía nacional afecta significativamente la evolución de los precios del sector de los bienes no comerciables, pues la apreciación que genera al TCR es substancial y representa una ligera pérdida de competitividad en el exterior. No obstante, es importante seguir fomentando políticas que atraigan a la inversión extranjera a nuestro país, especialmente la inversión extranjera directa porque, además de ser un complemento del ahorro interno, la IED se acompaña de tecnología de vanguardia que eleva la eficiencia y productividad de las empresas y promueve las exportaciones por su vinculación con los procesos de transnacionalización productiva.

Por su parte, el gasto real afecta negativamente al TCR en una cuantía relativamente baja 0.062%; mientras que el M1 real determina una depreciación del TCR en el largo plazo del orden del 0.46%.

A su vez, se descubrió que la productividad relativa tiene un fuerte impacto sobre el TCR, pues por cada incremento porcentual en esa variable, el TCR se aprecia 2.7%. Lo anterior se debe principalmente a que el aumento de la productividad de la mano de obra en la industria manufacturera genera presiones sobre el precio de los bienes comerciables haciéndolos descender, esta caída en los precios de los transables se traduce en una apreciación del TCR.

Desde el punto de vista del concepto de equilibrio, las decisiones de la autoridad monetaria sobre el nivel de una depreciación nominal en el régimen de flotación sucia dependen del grado de sobre o subvaluación del Tipo de Cambio Real, asociado con la velocidad a la que la economía puede alcanzar su equilibrio macroeconómico, dada las rigideces a la que se enfrenta. Normalmente los autores teóricos más citados en la literatura formal sobre el TCR sostienen que cuando éste se encuentra por encima de su valor de equilibrio tiende a estar asociado con fenómenos inflacionarios y los periodos en que el tipo de cambio real se encuentra por debajo de su valor de equilibrio hay tendencias a asociarse con periodos recesivos de la economía.

El segundo escenario es el que más se acerca a la realidad de la economía mexicana, pues en el análisis se descubrió una persistente sobrevaluación del TCR respecto a su equilibrio, pasando de un desalineamiento del -2.57% en el año 1990 a un desajuste del -19.49% en el año 1996 para terminar en un nivel de desequilibrio del -2.55% en el año 2000, esto es, durante la década 1990-2000 la sobrevaluación del TCR fue del orden del 5.91%. Lo anterior ha traído como consecuencia un ritmo de crecimiento económico lento, mismo que ha sido incapaz de generar la riqueza necesaria para poder satisfacer las necesidades de la población en materia de

empleo, vivienda, salud y educación. Además, perturbaciones de tal magnitud han originado una pérdida en la competitividad de la economía mexicana en el mercado mundial.

Los resultados enunciados anteriormente deben ser considerados por las autoridades -tanto económicas como políticas- como una señal de alerta, pues los efectos de asignación de recursos en el sector real de la economía son importantes y se caracterizan, en general, por largos y costosos períodos de ajuste. Esencialmente debe atenderse el hecho de que un TCR constantemente apreciado no sólo incentiva la reasignación de recursos desde el sector de bienes comerciables hacia la rama de los no transables en el corto plazo, sino que en el largo plazo alimenta la especulación en contra de la moneda, la fuga de capitales y frecuentes déficit en la balanza comercial.

Como resultado de lo anterior, en el trabajo de investigación quedó acentuada la lenta convergencia del TCR observado hacia su valor de equilibrio: en un mes el TCR es orientado a su senda de equilibrio en apenas 18.79%, esto quiere decir que se requieren por lo menos 6 meses para que un movimiento del TCR fuera de su nivel de equilibrio sea corregido en su totalidad. Esto demuestra que la economía mexicana presenta rigideces que son necesarias solventar para que la velocidad de ajuste del TCR sea más rápida y con ello menos problemática para el sistema económico nacional.

Entre las medidas que favorecerían a una rápida convergencia del TCR observado hacia su valor de equilibrio están las de reactivar el mercado interno, el fomento hacia actividades que favorezcan al sector exportador y la llegada de inversión extranjera directa; así como un relajamiento en la política monetaria, que si bien es importante que persiga como fin último mantener el poder adquisitivo de la moneda nacional, no debe conseguirlo a costa de un bajo crecimiento económico y una pérdida de competitividad de la economía mexicana.

Por último, la medición del grado de desajuste no es una tarea fácil, debido a que el TCR de equilibrio es una función no observable de los fundamentos (esto es, el TCRE se calcula con base en los valores de tendencia proporcionados por el filtro Hodrick-Prescott), además es difícil encontrar períodos en que la economía se encuentre en situación de balance interno y externo que permita identificar un Tipo de Cambio Real de Equilibrio, por lo tanto, las conclusiones a las que llega esta investigación sólo pretenden ser una primera aproximación de los valores reales de las series. A pesar de esto, las estimaciones parecen ser consistentes con lo que debiera esperarse del comportamiento económico del periodo considerado y por lo enunciado por la teoría económica.

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

A N E X O

79
TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

A-1

Deducción de la condición Marshall-Lerner.¹

Partamos de la definición de exportaciones netas:

$$XN = X(Y^*, \epsilon) - \epsilon Q(Y, \epsilon)$$

Y supongamos que el comercio está equilibrado inicialmente, por lo que $X = \epsilon Q$. La situación Marshall-Lerner es la condición según la cual una depreciación real, un aumento de ϵ , provoca un incremento de las exportaciones netas.

Para deducir esta condición, consideremos una subida del tipo de cambio real de $\Delta\epsilon$. La variación de la balanza comercial se obtiene de la manera siguiente:

$$\Delta XN = \Delta X - \epsilon \Delta Q - Q \Delta \epsilon$$

El primer término del segundo miembro (ΔX) es la variación de las exportaciones, el segundo ($\epsilon \Delta Q$) es el tipo de cambio real multiplicado por la variación de la cantidad de importaciones y el tercero ($Q \Delta \epsilon$) es la cantidad de importaciones multiplicada por la variación del tipo de cambio real.

Dividiendo los dos miembros de la ecuación por X , tenemos que:

$$\frac{\Delta XN}{X} = \frac{\Delta X}{X} - \epsilon \frac{\Delta Q}{X} - \frac{Q \Delta \epsilon}{X}$$

Basémonos en el hecho de que $\epsilon Q = X$ para sustituir ϵ/X por $1/Q$ en el segundo término del segundo miembro y Q/X por $1/\epsilon$ en el tercer término del segundo miembro. Una vez realizadas estas sustituciones, tenemos que:

$$\frac{\Delta XN}{X} = \frac{\Delta X}{X} - \frac{\Delta Q}{Q} - \frac{\Delta \epsilon}{\epsilon}$$

Esta ecuación establece que la variación de la balanza comercial en respuesta a una depreciación real, normalizada por las exportaciones, es igual a la suma de tres términos. El primero es el cambio proporcional de las exportaciones, $\Delta X/X$, provocado por la depreciación real. El segundo es igual a la modificación correspondiente (negativa) de las importaciones, $-\Delta Q/Q$, suscitada por la depreciación real. El tercero es igual a la variación equivalente (negativa) del tipo de cambio real, $-\Delta \epsilon/\epsilon$, en otras palabras la tasa de depreciación real.

La condición Marshall-Lerner es el requisito según el cual la suma de estos tres términos es positiva. Si se satisface, una depreciación real provoca una mejora de la balanza comercial.

¹ Este apartado sigue fuertemente la línea metodológica y conceptual trazada por BLANCHARD, Olivier. Macroeconomía. Madrid, Prentice Hall, 1997, p. 240.

A-2
CONTRASTE PHILLIPS-PERRON

El contraste Phillips-Perron es una corrección no paramétrica del DFA en el que se elimina el problema de correlación serial de los residuos. Suele aparecer como aplicación en algunos paquetes informáticos.

La diferencia fundamental entre el contraste Dickey-Fuller Aumentado y el Phillips-Perron está en que mientras la validez del procedimiento DFA está basada en que los términos de error son ruido blanco y, por tanto, hay que asegurarse de ello, el procedimiento de PP modifica los estadísticos después de la regresión para tener en cuenta el efecto de los errores autocorrelacionados que aparecen en los resultados. De esa forma, asintóticamente, el estadístico se corrige en la forma apropiada y se aplica la misma distribución límite (DFA).

Phillips y Perron sugieren transformar los estadísticos del Test de DFA para hacerlos compatibles con la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad en el término de perturbación.² La idea es utilizar los residuos estimados $\hat{\epsilon}_t$ en la regresión:

$$\Delta Y_t = \delta + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

Para corregir el estadístico t asociado a los parámetros. De esta forma se obtienen unos nuevos estadísticos $z(t)$, $z(t_{\alpha})$ y $z(t_c)$ que tienen las mismas distribuciones límite de los estadísticos tabulados en DFA.

A continuación se muestran los resultados de la prueba Phillips-Perron al ser aplicada al logaritmo del tipo de cambio real:

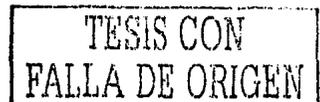
Cuadro A1
Prueba Phillips-Perron para el ln TCR en niveles

Hipótesis Nula: ln(TCR) tiene raíz unitaria		
Variable Exógena: Ninguna ^A		
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel) ^B		
	Estadístico t ajustado	Prob. ^D
Test estadístico Phillips-Perron		
-0.993068		
Valores críticos ^C al:	1%	-2.582734
	5%	-1.943285
	10%	-1.615099
^A La prueba se efectuó sin constante ni tendencia. ³		
^B La amplitud de banda fue elegida según el método de selección espectral Bartlett kernel.		
^C Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.		
^D MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Para todos los niveles de significancia, el estadístico PP calculado es menor que los valores críticos, lo que nos impide rechazar la hipótesis nula, es decir, el TCR tiene problemas de raíz unitaria (no es estacionario)

² SURIÑACH, Jordi et al. *Op.cit.*, pp. 35-36.

³ Al efectuar el test PP para el ln TCR, tanto la constante como la tendencia resultaron ser estadísticamente no significativas, razón por la cual se reportan los resultados de la prueba PP sin constante ni tendencia. Misma situación ocurre al aplicar primeras diferencias.



Cuadro A2
Prueba Phillips-Perron para el In TCR en 1ª diferencia

Hipótesis Nula: $D(\ln(\text{TCR}))$ tiene raíz unitaria		
Variable Exógena: Ninguna		
Bandwidth: 11 (Newey-West using Bartlett kernel) ^A		
	Estadístico t ajustado	Prob. ^C
Test estadístico Phillips-Perron	-8.770088	0.0000
Valores críticos ^B al:	1%	-2.582872
	5%	-1.943304
	10%	-1.615087
^A La amplitud de banda fue elegida según el método de selección espectral Bartlett kernel.		
^B Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.		
^C MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Al aplicar primera diferencia, el TCR se convierte en un proceso estacionario. La prueba Phillips-Perron confirma, al igual que DFA, que el TCR es una serie integrada de orden 1 o $I(1)$.

Cuadro A3
Prueba Phillips-Perron para las variables TC y P en niveles

Hipótesis Nula: $\ln(\text{TC})$ tiene raíz unitaria		
Variable Exógena: Ninguna ^A		
Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel) ^B		
	Estadístico t ajustado	Prob. ^D
Test estadístico Phillips-Perron	2.093438	0.9913
Valores críticos ^B al:	1%	-2.582734
	5%	-1.943285
	10%	-1.615099
^A La prueba se efectuó sin constante ni tendencia. ⁴		
^B La amplitud de banda fue elegida según el método de selección espectral Bartlett kernel.		
^C Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.		
^D MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Hipótesis Nula: $\ln(\text{P})$ tiene raíz unitaria		
Variable Exógena: Ninguna		
Bandwidth: 9 (Newey-West using Bartlett kernel) ^A		
	Estadístico t ajustado	Prob. ^C
Test estadístico Phillips-Perron	1.022810	0.9190
Valores críticos ^B al:	1%	-2.582734
	5%	-1.943285
	10%	-1.615099
^A La amplitud de banda fue elegida según el método de selección espectral Bartlett kernel.		
^B Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.		
^C MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Como puede observarse en el cuadro **A3**, ambas series no son estacionarias pues los tests estadísticos PP son menores (en términos absolutos) a los valores críticos al 1% para TC, y para todos los niveles de significancia para P.

⁴ Al efectuar el test PP para el $\ln(\text{TC})$ y $\ln(\text{P})$, tanto la constante como la tendencia resultaron ser estadísticamente no significativas, razón por la cual se reportan los resultados de la prueba PP sin constante ni tendencia para ambas variables. Misma situación ocurre al aplicar primeras diferencias.

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

Cuadro A4
Prueba Phillips-Perron para las variables TC y P en 1ª diferencia

Hipótesis Nula: D(In(TC)) tiene raíz unitaria		
Variable Exógena: Ninguna		
Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel) ^A		
	Estadístico t ajustado	Prob. ^C
Test estadístico Phillips-Perron		
	-8.446164	0.0000
Valores críticos ^B al:	1%	-2.582872
	5%	-1.943304
	10%	-1.615087
^{A)} La amplitud de banda fue elegida según el método de selección espectral Bartlett kernel.		
^{B)} Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.		
^{C)} MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Hipótesis Nula: D(In(P)) tiene raíz unitaria		
Variable Exógena: Ninguna		
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel) ^A		
	Estadístico t ajustado	Prob. ^C
Test estadístico Phillips-Perron		
	-2.831132	0.0049
Valores críticos ^B al:	1%	-2.582872
	5%	-1.943304
	10%	-1.615087
^{A)} La amplitud de banda fue elegida según el método de selección espectral Bartlett kernel.		
^{B)} Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.		
^{C)} MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

En primeras diferencias, las variables TC y P son estacionarias, pues el test estadístico calculado PP es mayor (en términos absolutos) a los valores críticos en cualquier nivel de significancia. Como conclusión se puede aceptar que ambas variables, TC y P, son procesos I(1).

A-3
PRUEBA DE CHOW PARA UN PUNTO DE RUPTURA ⁵

Este Test puede plantearse como un caso particular de la prueba general F, de restricciones lineales y también como un caso particular del análisis de la varianza con variables ficticias.

El período muestral se divide en dos subperíodos, con muestras de tamaño T_1 y T_2 respectivamente, cuyo límite temporal es el supuesto punto de ruptura. Con las dos submuestras se llevan a cabo dos regresiones utilizando el mismo modelo básico: $Y = \beta X + \mu$, que tiene k regresores bien definidos, incluyendo el término independiente.

Lógicamente se exige que $T_1 > k$ y $T_2 > k$. Así se obtienen las sumas de cuadrados de los residuos SCR_1 y SCR_2 , respectivamente. Se halla la regresión correspondiente a todo el período muestral con $T = T_1 + T_2$ observaciones, resultando una suma de cuadrados igual a SCR . La hipótesis nula, H_0 , es que todos los coeficientes de regresión permanecen constantes al pasar de una submuestra a otra; esto implica la existencia de k restricciones.

El Test se construye con los residuos de las tres regresiones. Se trata de verificar si la diferencia entre SCR (modelo restringido) y la suma de cuadrados correspondientes a la estimación sin restricciones, $SCR_1 + SCR_2$, es significativa. Para ello se utiliza el estadístico siguiente:

$$F_1 = \frac{SCR - (SCR_1 + SCR_2)}{SCR_1 + SCR_2} \cdot \frac{T - 2k}{k} \approx F(k, T - 2k)$$

Bajo ciertas hipótesis de regularidad F_1 se distribuye, si H_0 es cierta, como una F de Snedecor con k y $T - 2k$ grados de libertad en el numerador y en el denominador respectivamente.

Un valor de F_1 superior al crítico, para un nivel de significación dado, supondrá el rechazo de H_0 , lo que significa que hay evidencia de cambio estructural. Este Test es fácil de generalizar al caso de más de un punto de ruptura.

⁵ El desarrollo y las ecuaciones que se muestran en este apartado son tomadas en su totalidad de OTERO, José María. Op. cit. p. 368.

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

A-4

PRUEBA DE RESIDUALES RECURSIVOS: CUSUM Y CUSUM OF SQUARES

Cuando se sospecha la existencia de cambio estructural dentro del período muestral pero no hay motivos para creer que tal cambio tenga lugar en un momento concreto, sino que se trata más bien de una modificación gradual de los valores de los parámetros, es posible llevar a cabo Test basados en un procedimiento recursivo de estimación. Para explotar las propiedades de los residuos recursivos se utilizan las pruebas CUSUM Y CUSUMSQ.

La primera de ellas se define⁶ como:

$$CUSUM_t = \sum_{i=k+1}^t w_i / S \quad ; t = k + 1, \dots, T$$

Donde S es el error estándar de la regresión, calculado para el período muestral completo. Si no hay cambio estructural, las w_i serán aleatorias y se distribuirán en torno a cero; lo mismo ocurrirá con $CUSUM_t$. En el caso de que las w_i presenten cambios sistemáticos por encima o por debajo de cero, $CUSUM_t$ los mostrará claramente. Una representación gráfica con las líneas críticas al nivel de significación adecuado servirá para mostrar la presencia de cambios estructurales.

Por otra parte, tenemos la definición:

$$CUSUMSQ_t = \frac{\sum_{i=k+1}^t w_i^2}{\sum_{i=k+1}^t w_i^2} = \frac{SCR_t}{SCR} \quad ; t = k + 1, \dots, T$$

Donde SCR_t es la suma de los cuadrados de los residuos de la regresión realizada con información hasta el período t y SCR es la suma de los cuadrados de los residuos de la regresión para toda la muestra. El valor esperado de este estadístico bajo la hipótesis nula de que no hay cambio estructural es:

$$E(CUSUMSQ_t) = \frac{t - k}{T - k}$$

Que varía entre $1/(T-k)$, para $t = k + 1$, y 1 para $t = T$. Los cambios significativos en este Test pueden mostrarse en una representación gráfica en la que aparezcan dos líneas rectas críticas, al nivel de significación por ejemplo del 5%, paralelas a la línea de valores esperados.⁷

⁶ Las ecuaciones fueron tomadas de OTERO, José María. *Op. cit.* p. 373.

⁷ Ejemplos del empleo de técnicas recursivas para detectar los cambios estructurales pueden encontrarse en DIEBOLD, Francis X. Elementos de pronósticos. México, International Thomson Editores, 1999, pp. 94-102.

A-5
DEFINICIÓN DE VARIABLES

Todas las variables que a continuación se detallan tienen periodicidad mensual, abarcado de Enero de 1990 a Diciembre del 2000.

TCN: Es la serie del Tipo de Cambio Pesos por dólar E. U. para solventar obligaciones en moneda extranjera. La serie fue extraída de la página electrónica del Banco de México.

INPC: Es el Índice Nacional de Precios al Consumidor, que se considera una variable próxima a los precios de los bienes no comerciables. La serie fue obtenida de la página electrónica del Banco de México.

IPP: Es el Índice de Precios al Productor de Estados Unidos, el cual es contemplado como un valor próximo al precio de los bienes comerciables. Los datos fueron reunidos de la página electrónica del Bureau of Labor Statistics Data de E. U.

TCR: Se refiere al concepto de Tipo de Cambio Real medido como la relación de precios comerciables entre precios no transables, corregidos por el tipo de cambio nominal. Se calculó de la siguiente manera: $TCR = (TCN \times IPP) / INPC$.

GASTO_REAL: Se refiere al Gasto presupuestal del sector público deflactado por el INPC, se utiliza como aproximación del Gasto de Gobierno. La serie se obtuvo de la página electrónica del Banco de México y está medida en millones de pesos.

TERM: Es el cociente del precio de las exportaciones entre el precio de las importaciones efectuadas por México, se emplea como variable próxima de los Términos de Intercambio. Las series utilizadas para calcular a TERM fueron extraídas de la página electrónica del INEGI. La variable TERM está medida como porcentaje.

M1_REAL: Es el agregado monetario M1 de flactado por el INPC, se adopta como variable aproximada de la Oferta Monetaria. La serie se consiguió de la página electrónica del Banco de México y está medida en millones de pesos.

PROD_REL: Es el cociente de la Productividad de la mano de obra en la industria manufacturera de México entre la Productividad de la mano de obra en la industria manufacturera de Estados Unidos, se ocupa como una variable próxima a la Productividad. Las series empleadas para calcular a PROD_REL se obtuvieron de la página electrónica del INEGI.⁸ La variable PROD_REL está medida como porcentaje.

IE: Es la Inversión Extranjera Total en México (la suma de la Inversión Extranjera Directa más la Inversión de Cartera), se utiliza como aproximación de los Flujos de Capitales Internacionales. Los datos fueron recolectados de la página electrónica del Banco de México y se presentan en millones de pesos.⁹

⁸ Las series originales que proporciona el INEGI de la productividad de la mano de obra en la industria manufacturera, tanto en México como en EU, parten del mes de enero de 1993. En la siguiente sección de este anexo se explica la manera en que fueron calculados los valores del periodo Enero 1990- Diciembre 1992.

⁹ La serie original que proporciona el Banco de México está medida en millones de dólares y con periodicidad trimestral. En el siguiente apartado del anexo se exponen los procedimientos mediante los cuales se transformó la serie trimestral en mensual y pasó de millones de dólares a millones de pesos.



A-6

Procedimiento utilizado para calcular la productividad relativa de Enero 1990 - Diciembre 1992.

Los datos que proporciona el INEGI de la productividad de la mano de obra en la industria manufacturera de México y Estados Unidos tienen como punto de partida Enero de 1993, siendo el período analizado en esta investigación 1990-2000, hacen falta 36 observaciones.

Para calcular los datos faltantes se procedió a efectuar las siguientes técnicas de pronóstico para una serie de tiempo: Promedio Móvil, Índice de Razones, Regresión Lineal, Regresión Cuadrática, Regresión Exponencial, Regresión ARIMA, y Regresión con variables indicadoras.¹⁰

Los cálculos se hicieron con la serie original Enero 1993 - Diciembre 2000, una vez obtenida la ecuación para el pronóstico de las series, se procedió a evaluar un año (en este caso 1993) y comparar los resultados estimados contra los valores observados de las series originales.

Los criterios para comparar la precisión entre las diversas metodologías son los siguientes:

DMA: Desviación media absoluta, mide la precisión de un pronóstico mediante el promedio de la magnitud de los errores de predicción; resulta de gran utilidad cuando el analista desea medir el error de pronóstico en las mismas unidades de la serie original.

ECM: error cuadrático medio, este enfoque penaliza las equivocaciones mayores de pronóstico ya que eleva cada una al cuadrado; esto es importante pues en ocasiones pudiera ser preferible una técnica que produzca errores moderados a otra que por lo regular tenga desajustes pequeños, pero que ocasionalmente arroje algunos en extremo grandes.

PEMA: porcentaje de error medio absoluto, proporciona una indicación de qué tan grandes son los errores de pronóstico comparados con los valores reales de la serie.

PME: porcentaje medio de error, determina si un método de pronóstico está sesgado; si una predicción no está sesgada el porcentaje estará cercano a cero, si el resultado es un porcentaje negativo grande el método está sobrestimando, si es un porcentaje positivo grande, la técnica es ta subestimando en forma consistente.

Para la presente investigación, se elige como mejor pronóstico a aquella metodología cuyo Error Cuadrático Medio (EMC) sea el más pequeño.

¹⁰ La Regresión Lineal se refiere a la siguiente expresión: Productividad = $\alpha + \beta(\text{tiempo})$; la regresión cuadrática sería entonces Productividad = $\alpha + \beta(\text{tiempo}) + \gamma(\text{tiempo}^2)$; mientras que la exponencial hace referencia a $\ln \text{Productividad} = \ln \alpha + \ln \beta(\text{tiempo})$; por su parte, las variables indicadoras parten del mes de febrero y se incluyeron para capturar la probable estacionalidad de las series.

A continuación se reporta la tabla comparativa para la Productividad en E. U. y México :

Cuadro A5
Tabla Comparativa para la Productividad en E. U.

Método	ECM	DMA	PEMA	PME
Promedio Móvil	0.19501933	0.32943569	0.00342216	-0.0024179
Cuadrático	2.57195747	1.31631265	0.01365669	0.01365669
RCVIE	3.65043176	1.60180696	0.01661313	0.01661313
Lineal	6.38359649	2.263519	0.02346385	0.02346385
Índice de Razones	12.5675439	2.85981965	0.0204425	0.01893772
Exponencial	18.3656182	3.46569905	0.03568416	-0.0327677
ARMA(1)	20.0441366	4.48252365	0.04079978	0.04079978

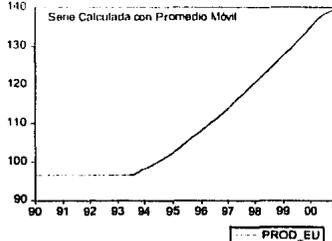
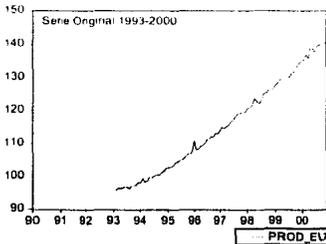
Cuadro A6
Tabla Comparativa para la productividad en México

Método	ECM	DMA	PEMA	PME
RCVIE	1.64832634	1.11245475	0.01233914	-0.0079396
Promedio Móvil	3.24650258	1.59399087	0.01758284	0.00450504
Cuadrático	3.81123011	1.51407022	0.01672048	-0.0047512
Lineal	21.3913083	4.13916975	0.04620044	-0.0461684
ARMA(1)	73.4200227	8.29458294	0.09197735	-0.0919773
Exponencial	85.3071792	8.96662977	0.09878009	-0.0987801
Índice de Razones	114.147956	9.5078224	0.06773251	0.06773251

Donde RCVIE = Regresión Cuadrática con Variables Indicadoras Estacionales.

Cabe hacer mención que la metodología de Promedio Móvil fue descartada para ambos casos, la razón para esta tomar esta decisión radicó en el hecho de que una vez elaborados los pronósticos hacia atrás, o sea de Diciembre de 1992 a Enero de 1990, a partir de Noviembre de 1991 hasta Enero de 1990 esta metodología reportó los mismos resultados; no estando acorde con la serie original.

Gráfica A-1



A manera de comparación, puede observarse en la gráfica A-1 que los datos reportados por la metodología de Promedio Móvil para el período Enero 1990-Diciembre 1992 no concuerdan con el comportamiento de la serie original, motivo por el cual no fue tomada en cuenta para la selección final.

De esta manera, la metodología que mejor se ajustó para la serie Productividad Estados Unidos fue la Regresión Cuadrática; mientras que para la Productividad México fue la Regresión Cuadrática con Variables Indicadoras Estacionales.

PRODUCTIVIDAD ESTADOS UNIDOS:

Método	ECM	DMA	PEMA	PME
Cuadrático	2.57195747	1.31631265	0.01365669	0.01365669

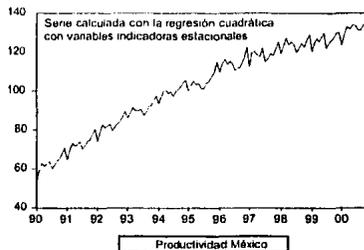
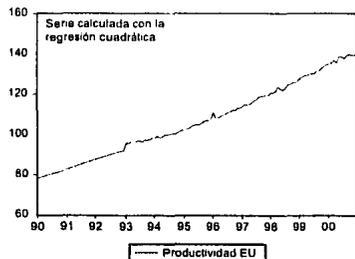
El EMC es considerablemente bajo; la DMA indica que el pronóstico está desviado, en promedio, 1.31 unidades; el PME es de 1.3% apuntando que esta técnica no está sesgada y, por lo tanto, no subestima ni sobreestima la productividad de E. U.

PRODUCTIVIDAD MÉXICO:

Método	ECM	DMA	PEMA	PME
RCVIE	1.64832634	1.11245475	0.01233914	-0.0079396

El EMC es muy bajo; la DMA revela que el pronóstico está desviado, en promedio, 1.1 unidades; el PME es de -0.79% señalando que esta metodología no está sesgada y, por lo tanto, no subestima ni sobreestima la productividad de México.

GRÁFICA A-2



TESIS CON FALLA DE ORIGEN

A-7

Procedimiento utilizado para transformar la inversión extranjera total de trimestral a mensual y de millones de dólares a millones de pesos.

La serie original extraída del INEGI presenta las cifras de la Inversión Extranjera Total en millones de dólares y con periodicidad trimestral; para efectuar la transformación de esta serie se utilizó el siguiente procedimiento:

Serie original	IE_Total (millones de dólares)
1990-I	1840.8

Se dividió la cifra IE_Total entre 3 para convertirla en mensual:

Serie Transformada	IE_Total (millones de dólares)
Ene-90	613.6
Feb-90	613.6
Mar-90	613.6

Posteriormente, se multiplicó la serie IE_Total por el Tipo de Cambio Nominal:

	IE_Total (millones de dólares)	X	Tipo de Cambio (pesos por dólar)	=	IE_Total (millones de pesos)
Ene-90	613.6		2.6604		1632.42144
Feb-90	613.6		2.6900		1650.584
Mar-90	613.6		2.7195		1668.6852

Obteniéndose de esta manera la Inversión Extranjera Total en millones de pesos y con periodicidad mensual de 1990 al 2000.

FILTRO HODRICK-PRESCOTT

A pesar de que cualquier descomposición de las series macroeconómicas es en principio arbitraria, ésta es útil si revela patrones interesantes desde el punto de vista de la teoría económica.

La metodología de Hodrick y Prescott se elabora justamente sobre la base de esa proposición. Como los mismos autores observan¹¹, su objetivo era documentar aquellas desviaciones sistemáticas de las series con respecto a las restricciones impuestas por la teoría. A lo largo de su trabajo, se mantiene la hipótesis de que la componente permanente del logaritmo natural de la serie varía suavemente, de manera que las tasa de crecimiento cambia poco, y además, la parte cíclica no es más que desviaciones entorno a la porción constante. Este método, filtra el logaritmo natural de la serie extrayendo la componente permanente (usando una transformación lineal) y obtiene la fracción cíclica simplemente como la diferencia entre la serie y su tramo invariable.

Para lograr tal descomposición, Hodrick y Prescott propusieron como medida de la variabilidad de la componente permanente a la suma de los cuadrados de las segundas diferencias. Como el procedimiento que proponen se aplica sobre el logaritmo de la serie, este criterio sugiere minimizar la variabilidad de la tasa de crecimiento de la porción constante.

Dada una serie cualquiera $\{X_t\}_{t=1, \dots, T}$ (en lo que sigue, siempre que nos refiramos a una serie estaremos considerando el logaritmo natural de ésta). Según la visión tradicional, ésta se puede escribir como la suma de dos series, $\{g_t\}_{t=1, \dots, T}$ la tendencia, y $\{c_t\}_{t=1, \dots, T}$ la parte cíclica. Es decir:

$$X_t = g_t + c_t, \quad t = 1, \dots, T$$

Motivados por el criterio de variabilidad expuesto anteriormente, Hodrick y Prescott propusieron el siguiente problema de minimización para encontrar la componente permanente (o tendencia) de una serie.

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (X_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}$$

$\{g_t\}_{t=1}^T = -1$

Donde λ es un número predeterminado, conocido como *parámetro de suavización*, cuya función en el problema de minimización es penalizar la suma de las segundas diferencias de la componente permanente. Obsérvese que entre menor sea el parámetro, la fracción constante puede fluctuar más, y entre mayor sea éste, más se penalizan las fluctuaciones de la tendencia. Por lo tanto, entre mayor sea λ , la tendencia debe ser más suave.

¹¹ HODRICK y PRESCOTT. *Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation*. En Journal of Money, Credit and Banking. Vol. 29, Nº 1, February 1997, Ohio State University Press, p. 1.

Cuando $\lambda \rightarrow \infty$, la componente permanente se aproxima a una serie de la forma $g_t = g_0 + \alpha t$, para una constante positiva α . Si recordamos que estamos trabajando con el logaritmo de las series, el caso extremo cuando $\lambda \rightarrow \infty$, corresponde al caso en que la tendencia crece a una tasa constante. Cuando $\lambda = 0$ (no se penalizan las variaciones de la tendencia), la componente permanente es la misma serie.

Hodrick y Prescott se basaron en el siguiente modelo estadístico para inferir el valor aproximado de λ : Si la parte cíclica y las segundas diferencias de la componente permanente (la variación de la tasa de crecimiento de la tendencia) son dos procesos ruido blanco, normales, ortogonales y con varianzas conocidas σ_c^2 y σ_t^2 , respectivamente, entonces el filtro Hodrick-Prescott minimiza el error cuadrático medio cuando el parámetro de suavización λ es $(\sigma_c^2 / \sigma_t^2)$.

Los autores tomaron la anterior premisa como punto de partida para hacer la siguiente propuesta: para series mensuales, un 5 por ciento de variabilidad en la tasa de crecimiento de la componente cíclica es intuitivamente del orden de 1/24 de un uno por ciento de variabilidad en el cambio de la tasa de crecimiento de la parte permanente. Es decir, ellos proponen utilizar $\sqrt{\lambda} = 5/(1/24)$ o $\lambda = 14400$. Vale la pena anotar que la mayoría de las aplicaciones que se encuentran de este filtro han sido bastante fieles a esta sugerencia (entre ellas, la del paquete Eviews).

A-9
PRUEBAS DE ESPECIFICACIÓN DE UN VEC.

***RAÍZ AR**

La Tabla *AR ROOTS* reporta las raíces inversas del polinomio característico AR. El VAR estimado es estable (estacionario) si todas las raíces tienen módulos menores a uno y caen dentro del círculo unitario. Si el VAR no es estable, es seguro que los resultados (tales como los errores estándar impulso-respuesta) no sean válidos. Habrá kp raíces, donde k es el número de variables endógenas y p es el rezago mayor. Si se estima un VEC con r relaciones de cointegración, las raíces $k-r$ deben ser iguales a la unidad.¹²

***Prueba de causalidad de Granger/Test de Wald para la exogeneidad en el bloque del VEC**

En el test de causalidad de Granger una variable endógena puede ser tratada como exógena. Para cada ecuación en el VAR, la prueba despliega el estadístico χ^2 de Wald para la significancia conjunta de cada una de las variables endógenas rezagadas. El estadístico de la última fila (*Todas*) es el estadístico χ^2 para la significancia conjunta de todas las variables endógenas rezagadas en la ecuación.

Nota: si se ha estimado un VEC, las variables rezagadas que son probadas para la exclusión son sólo aquellas que están en primeras diferencias. El nivel de los términos rezagados en las ecuaciones de cointegración (los términos de corrección de error) no son probadas.¹³

Esta prueba también revisa la validez de una variable en la relación estacionaria de largo plazo.

Ho: La variable no está excluida y es necesaria para obtener relaciones estacionarias de largo plazo.

Ha: La variable está excluida.

Prueba de máxima verosimilitud asintóticamente distribuida como una $\chi^2_{0.05, r}$, donde r es el número de vectores de cointegración.

La prueba de exclusión se realiza para observar cuál es el número de variables válidas dentro del vector de cointegración, pues cuando se analiza un modelo VAR existe la posibilidad de que solo un subconjunto de variables sea necesario dentro del espacio de cointegración.

¹² Traducción del párrafo:

AR Roots Table/Graph

Reports the *inverse roots* of the characteristic AR polynomial. The estimated VAR is stable (stationary) if all roots have modulus less than one and lie inside the unit circle. If the VAR is not stable, certain results (such as impulse response standard errors) are not valid. There will be kp roots, where k is the number of endogenous variables and p is the largest lag. If you estimated a VEC with r cointegrating relations, $k-r$ roots should be equal to unity. QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. *Op. cit.* p. 522.

¹³ Traducción del párrafo:

Pairwise Granger Causality Tests.

Carries out pairwise Granger causality tests and tests whether an endogenous variable can be treated as exogenous. For each equation in the VAR, the output displays χ^2 (Wald) statistics for the joint significance of each of the other lagged endogenous variables in that equation. The statistic in the last row (**All**) is the χ^2 statistic for joint significance of all other lagged endogenous variables in the equation.

Warning: if you have estimated a VEC, the lagged variables that are tested for exclusion are only those that are first differenced. The lagged level terms in the cointegrating equations (the error correction terms) are not tested. Ibid. p. 522.

*Prueba de autocorrelación Portmanteau

Calcula la estadística Q multivariada de Box-Pierce/Ljung-Box para la correlación serial residual hasta el orden n especificado. Se reporta la estadística Q y la estadística Q ajustada (con una corrección pequeña de la muestra). Bajo la hipótesis nula de no correlación serial hasta el retraso h , ambas estadísticas son aproximadamente distribuidas como una χ^2 con $k^2(h-p)$ grados de libertad, donde p es el orden de rezago del VAR. La distribución asintótica es aproximada en el sentido de que requiere que los coeficientes del proceso de Media Móvil (MA) sean cero para los rezagos $i > h-p$. Por lo tanto, esta aproximación será pobre si las raíces del polinomio AR están cerca de uno y h es pequeño. De hecho, los grados de libertad llegan a ser negativos para $h < p$.¹⁴

*Test de Autocorrelación LM

Reporta el test estadístico LM multivariado para la correlación serial residual hasta el orden especificado. El test estadístico para el rezago h es calculado corriendo una regresión auxiliar de los residuales sobre los regresores del lado derecho originales y el residual rezagado μ_{t-h} , donde los primeros valores que faltan de h del μ_{t-h} se llenan con ceros. Bajo la hipótesis nula de no correlación serial del orden h , la estadística LM es asintóticamente distribuida como una χ^2 con k^2 grados de libertad.¹⁵

*Pruebas de Heteroscedasticidad de White

Estas pruebas son extensiones de White (1980) a los sistemas de ecuaciones según lo discutido por Kelejian (1982) y Doornik (1995). El test se corre regresando cada producto cruzado de los residuales sobre los productos cruzados de los regresores y probando la significación conjunta de la regresión. La opción NO CROSS TERM utiliza solamente los niveles y los cuadrados de los regresores originales, mientras que con la opción WITH CROSS TERM se incluyen todos los productos-cruzados no-redundantes de los regresores originales en el test. La prueba de la regresión incluye siempre un término constante como regresor.

La primera parte de la prueba exhibe la significación conjunta de los regresores excepto el término constante para cada regresión de la prueba. Se puede pensar en cada test de regresión como una prueba de la constancia de cada elemento en la matriz de covarianza residual por separado. Bajo la hipótesis nula de no heteroscedasticidad o (ninguna mala especificación), los regresores no-constantes no deben ser significativos en conjunto.

¹⁴ Traducción del párrafo:

Portmanteau Autocorrelation Test

Computes the multivariate Box-Pierce/Ljung-Box Q-statistics for residual serial correlation up to the specified order. We report both the Q-statistics and the adjusted Q-statistics (with a small sample correction). Under the null hypothesis of no serial correlation up to lag h , both statistics are approximately distributed χ^2 with degrees of freedom $K^2(h-p)$ where p is the VAR lag order. The asymptotic distribution is approximate in the sense that it requires the MA coefficients to be zero for lags $i > h-p$. Therefore, this approximation will be poor if the roots of the AR polynomial are close to one and h is small. In fact, the degrees of freedom becomes negative for $h < p$. *Ibid.* p. 524.

¹⁵ Traducción del párrafo:

Autocorrelation LM Test

Reports the multivariate LM test statistics for residual serial correlation up to the specified order. The test statistic for lag order h is computed by running an auxiliary regression of the residuals on the original right-hand regressors and the lagged residual u_{t-h} , where the missing first h values of u_{t-h} are filled with zeros. Under the null hypothesis of no serial correlation of order h , the LM statistic is asymptotically distributed χ^2 with k^2 degrees of freedom. *Ibid.* p. 524.

La última línea de la tabla muestra el estadístico LM X^2 para la significación conjunta de todos los regresores en el sistema de test de las ecuaciones. La estadística del sistema LM se distribuye como una X^2 con mn grados de libertad, donde $m = k(k+1)/2$ es el número de los productos-cruzados de los residuales en el sistema y n es el número variables del lado derecho comunes en el test de regresión.¹⁶

*NORMALIDAD

Reporta extensiones multivariadas del test de normalidad residual Jarque-Bera, que compara los terceros y cuartos momentos de los residuales de la distribución normal. Para la prueba multivariada, se debe elegir una factorización de los k residuales que sean ortogonales el uno al otro.

Sea P la matriz de factorización $k \times k$ tal que:

$$v_t = P\mu_t \sim N(0, I_k), \text{ donde } \mu_t \text{ son los errores reducidos.}$$

Definiendo los vectores de tercer y cuarto momentos bajo la hipótesis nula de distribución normal y puesto que cada componente es independiente uno del otro, se puede formar una estadística X^2 sumando los cuadrados de cualesquiera de estos terceros y cuartos momentos.

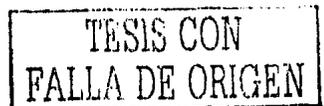
Eviews provee las siguientes opciones para la factorización de la matriz P :

*Cholesky: P es la inversa del factor triangular más bajo de la matriz de covarianzas residuales. El resultado del test estadístico depende del orden de las variables en el VAR. Eviews reporta el test estadístico para cada componente ortogonal (nombrado RESID1, RESID2, etcétera) y para la prueba conjunta. Para los componentes individuales, el sesgo estimado $m3$ y la curtosis $m4$ se reportan en las primeras dos columnas junto con los valores p de la distribución X^2 (en corchetes). La columna de Jarque-Bera informa con los valores p la distribución X^2 . Nota: en contraste con la

¹⁶ Traducción del texto:

White Heteroskedasticity Test

These tests are the extension of White's (1980) test to systems of equations as discussed by Kelejian (1982) and Doornik (1995). The test regression is run by regressing each cross product of the residuals on the cross products of the regressors and testing the joint significance of the regression. The No Cross Terms option uses only the levels and squares of the original regressors, while the With Cross Terms option includes all non-redundant cross-products of the original regressors in the test equation. The test regression always includes a constant term as a regressor. The first part of the output displays the joint significance of the regressors excluding the constant term for each test regression. You may think of each test regression as testing the constancy of each element in the residual covariance matrix separately. Under the null of no heteroskedasticity or (no misspecification), the non-constant regressors should not be jointly significant. The last line of the output table shows the LM chi-square statistics for the joint significance of all regressors in the system of test equations. The system LM statistic is distributed as a X^2 with degrees of freedom mn , where $m=k(k+1)/2$ is the number of cross-products of the residuals in the system and n is the number of the common set of right-hand side variables in the test regression. *Ibid.* p. 526.



estadística de Jarque-Bera calculada en la opción "series view", esta estadística no se calcula usando grados de libertad corregidos.¹⁷

¹⁷ Traducción del texto:

Normality Test

Reports the multivariate extensions of the Jarque-Bera residual normality test, which compares the third and fourth moments of the residuals to those from the normal distribution. For the multivariate test, you must choose a factorization of the k residuals that are orthogonal to each other. Let P be a $k \times k$ factorization matrix such that, under the null hypothesis of normal distribution. Since each component is independent of each other, we can form a X^2 statistic by summing squares of any of these third and fourth moments.

Eviews provides you with choices for the factorization matrix P :

- **Cholesky:** P is the inverse of the lower triangular Cholesky factor of the residual covariance matrix. The resulting test statistics depend on the ordering of the variables in the VAR. Eviews reports test statistics for each orthogonal component (labeled RESID1, RESID2, and so on) and for the joint test. For individual components, the estimated skewness $m3$ and kurtosis $m4$ are reported in the first two columns together with the p -values from the X^2 distribution (in square brackets). The Jarque-Bera column reports with p -values from the X^2 distribution. Note: in contrast to the Jarque-Bera statistic computed in the series view, this statistic is not computed using a degrees of freedom correction. *Ibid.* pp. 524-525.

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

A-10
BASE DE DATOS

Fuente	BANXICO	BUREAU	BANXICO		INEGI	INEGI	
Año base		1994=100	1994=100				
Unidad	pesos x dólar	sin unidad	sin unidad	sin unidad	millones de dl	millones de dls	sin unidad
	TC	IPP	INPC	TCR	EXPO	IMPO	TERM
Ene-90	2.6604	95.3923	54.1815	4.6839	2140.2	2172.8	98.4996
Feb-90	2.6900	94.9712	55.4084	4.6110	2004.6	1987.9	100.8401
Mar-90	2.7195	94.8111	56.3852	4.5728	2048.6	2314.7	88.5039
Abr-90	2.7502	94.7281	57.2434	4.5511	1717.6	2113.1	81.2834
May-90	2.7804	95.1432	58.2423	4.5420	1866.3	2537.5	73.5488
Jun-90	2.8074	94.8941	59.5251	4.4755	1827.3	2544.7	71.6081
Jul-90	2.8317	95.0602	60.6107	4.4412	1975.4	2728.5	72.3988
Ago-90	2.8565	96.7206	61.6434	4.4819	2392.0	2832.2	84.4573
Sep-90	2.8810	98.2980	62.5221	4.5295	2651.3	2686.2	98.7008
Oct-90	2.9054	100.2906	63.4209	4.5945	2951.2	3294.6	89.5769
Nov-90	2.9278	99.7094	65.1048	4.4840	2740.0	2938.6	93.2417
Dic-90	2.9409	98.5471	67.1567	4.3155	2524.0	3121.1	80.8669
Ene-91	2.9532	98.7962	68.8685	4.2366	3256.4	3663.4	88.8901
Feb-91	2.9650	97.3018	70.0707	4.1173	3133.3	3557.5	88.0759
Mar-91	2.9769	96.4716	71.0700	4.0409	3386.7	3517.5	96.2814
Abr-91	2.9890	96.3055	71.8145	4.0083	3713.1	4207.0	88.2600
May-91	3.0012	96.7206	72.5165	4.0029	3680.4	4186.4	87.9132
Jun-91	3.0134	96.6376	73.2774	3.9740	3477.8	3996.2	87.0277
Jul-91	3.0256	96.3885	73.9250	3.9450	3648.7	4439.0	82.1964
Ago-91	3.0380	96.4716	74.4395	3.9372	3497.1	4218.7	82.8952
Sep-91	3.0502	96.3885	75.1810	3.9106	3576.0	4195.8	85.2281
Oct-91	3.0624	96.6376	76.0554	3.8912	4056.0	4764.1	85.1368
Nov-91	3.0698	96.6376	77.9439	3.8060	3705.9	4669.0	79.3725
Dic-91	3.0700	96.2225	79.7786	3.7028	3556.1	4552.0	78.1217
Ene-92	3.0685	95.9734	81.2285	3.6255	3169.7	4261.3	74.3834
Feb-92	3.0636	96.3055	82.1909	3.5897	3358.7	4469.1	75.1538
Mar-92	3.0664	96.3885	83.0274	3.5599	4043.4	5217.6	77.4954
Abr-92	3.0680	96.5546	83.7675	3.5363	3701.6	4945.6	74.8463
May-92	3.0980	97.3018	84.3199	3.5750	3756.7	5070.2	74.0937
Jun-92	3.1185	97.9660	84.8906	3.5988	4118.5	5546.1	74.2594
Jul-92	3.1165	97.8829	85.4266	3.5709	3857.9	5478.8	70.4151
Ago-92	3.0913	97.7169	85.9514	3.5145	3858.4	4992.9	77.2777
Sep-92	3.0862	97.9660	86.6911	3.4873	4003.7	5331.7	75.0924
Oct-92	3.1185	98.0490	87.3233	3.5015	4316.0	5767.3	74.8357
Nov-92	3.1198	97.9999	88.0489	3.4653	3914.3	5365.4	72.9545
Dic-92	3.1182	97.6339	89.3026	3.4091	4096.7	5683.3	72.0831
Ene-93	3.1100	97.9660	90.4228	3.3694	3491.0	4615.9	75.6299
Feb-93	3.0989	98.2980	91.1615	3.3415	3824.2	5052.1	75.6953
Mar-93	3.1083	98.5471	91.6928	3.3407	4454.2	5716.7	77.9156
Abr-93	3.0955	99.0452	92.2216	3.3245	4131.1	5189.9	79.5988
May-93	3.1227	99.3773	92.7487	3.3459	4125.5	5200.4	79.3304
Jun-93	3.1213	99.2113	93.2690	3.3202	4692.9	5929.2	79.1490
Jul-93	3.1236	98.9622	93.7172	3.2984	4151.9	5537.4	74.9792
Ago-93	3.1126	98.5471	94.2188	3.2556	4316.5	5286.1	81.6576
Sep-93	3.1127	98.5471	94.9166	3.2318	4446.9	5502.7	80.8131
Oct-93	3.1142	98.8792	95.3048	3.2310	4923.7	5705.3	86.3005
Nov-93	3.1553	98.7962	95.7251	3.2565	4649.2	5732.1	81.1081
Dic-93	3.1077	98.4641	96.4550	3.1724	4679.0	5898.7	79.3226
Ene-94	3.1075	98.8792	97.2028	3.1611	4089.1	5552.0	73.6509
Feb-94	3.1115	99.0452	97.7027	3.1543	4531.3	6035.6	75.0762
Mar-94	3.2841	99.3773	98.2051	3.3233	5155.5	6485.5	79.4927
Abr-94	3.3336	99.3773	98.6861	3.3771	4655.1	6074.3	76.6360
May-94	3.3120	99.5434	99.1649	3.3247	5096.7	6607.1	77.1397
Jun-94	3.3607	100.0415	99.6591	3.3736	5316.0	6936.6	76.6370
Jul-94	3.4009	100.2076	100.1010	3.4045	4757.6	6302.6	75.4863
Ago-94	3.3821	100.6227	100.5676	3.3840	5271.4	6988.7	75.4275
Sep-94	3.3998	100.4566	101.2828	3.3721	5035.1	6567.2	76.6704
Oct-94	3.4158	100.3736	101.8145	3.3675	5555.6	7190.1	77.2674
Nov-94	3.4426	100.8717	102.3588	3.3926	6108.4	7607.4	80.2955
Dic-94	3.9308	101.2038	103.2566	3.8527	5310.4	6998.8	75.8759
Ene-95	5.5133	102.0340	107.1431	5.2504	5932.4	6240.1	95.0690
Feb-95	5.6854	102.5322	111.6841	5.2195	6066.2	5595.9	108.4044
Mar-95	6.7019	102.8643	118.2680	5.8290	6788.2	6354.0	106.8335

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

	TC	IPP	INPC	TCR	EXPO	IMPO	TERM
Abr-95	6.2996	103.4454	127.6920	5.1034	5864.5	4969.0	118.0217
May-95	5.9627	103.6945	133.0290	4.6479	7027.8	6036.8	116.4160
Jun-95	6.2232	104.0266	137.2510	4.7167	6739.1	6026.8	111.8189
Jul-95	6.1394	104.0266	140.0490	4.5603	6048.6	5388.9	112.2418
Ago-95	6.1909	103.8605	142.3720	4.5163	7099.2	6407.2	110.8003
Sep-95	6.3025	103.9435	145.3170	4.5081	6939.4	6076.5	114.2006
Oct-95	6.6911	104.0266	148.3070	4.6933	7346.4	6628.1	110.8372
Nov-95	7.5684	104.1096	151.9640	5.2467	6909.2	6438.2	107.3157
Dic-95	7.6597	104.3587	156.9150	5.0942	6780.6	6291.5	107.7740
Ene-96	7.5048	104.8568	162.5560	4.8410	7142.8	6475.3	110.3084
Feb-96	7.5042	104.7738	166.3500	4.7264	7112.5	6622.0	107.4071
Mar-96	7.5736	104.9398	170.0120	4.6748	7615.1	6838.7	111.3530
Abr-96	7.4713	105.7700	174.8450	4.5197	7915.5	7077.1	111.8467
May-96	7.4345	106.3512	178.0320	4.4412	8005.4	7482.8	107.9195
Jun-96	7.5425	106.2682	180.9310	4.4300	7615.9	6849.6	111.1875
Jul-96	7.6229	106.2682	183.5030	4.4145	8003.3	7617.6	105.0633
Ago-96	7.5141	106.5172	185.9420	4.3045	7857.7	7526.4	104.4018
Sep-96	7.5447	106.4342	186.9150	4.2507	8386.1	7691.2	108.0350
Oct-96	7.6851	106.2682	191.2730	4.2697	9299.1	9031.3	102.9652
Nov-96	7.9189	106.4342	194.1710	4.3407	8467.3	8258.3	102.5308
Dic-96	7.8767	107.1814	200.3880	4.2130	8509.0	7998.5	106.3824
Ene-97	7.8299	107.6795	205.5410	4.1020	8182.0	7664.8	106.7477
Feb-97	7.7926	106.6833	208.9950	3.9778	8068.3	7685.7	104.9781
Mar-97	7.9628	105.6870	211.5960	3.9772	8848.3	8178.5	108.1898
Abr-97	7.9037	105.4379	213.8820	3.8963	9220.5	9096.1	101.3676
May-97	7.9057	105.7700	215.8340	3.8742	8835.7	8591.1	102.8471
Jun-97	7.9465	105.6040	217.7490	3.8539	9384.2	9112.3	102.9839
Jul-97	7.8857	105.3549	219.6460	3.7824	9361.0	9422.3	99.3494
Ago-97	7.7843	105.6040	221.5990	3.7096	8950.1	9074.4	98.6302
Sep-97	7.7792	105.8531	224.3590	3.6702	9865.0	9988.2	98.7665
Oct-97	7.8114	106.1021	226.1520	3.6648	10289.0	10447.6	98.4819
Nov-97	8.2837	106.1851	228.6820	3.8464	9559.2	9945.3	96.1178
Dic-97	8.1360	105.2719	231.8860	3.6936	9868.0	10601.3	93.0829
Ene-98	8.1798	104.1096	236.9310	3.5943	8547.7	9217.8	92.7504
Feb-98	8.4922	103.7775	241.0790	3.6561	8908.9	9495.4	93.8123
Mar-98	8.5689	103.5284	243.9030	3.6372	10684.0	11161.0	95.7262
Abr-98	8.4996	103.6945	246.1850	3.5801	9758.4	10049.7	97.1014
May-98	8.5612	103.8605	248.1460	3.5833	9772.4	10089.8	96.8542
Jun-98	8.8948	103.6115	251.0790	3.6706	10306.3	10883.2	94.6992
Jul-98	8.9040	103.6945	253.5000	3.6422	9126.2	10049.1	90.8161
Ago-98	9.2596	103.1133	255.9370	3.7306	9236.8	10042.1	91.9808
Sep-98	10.2154	102.7812	260.0880	4.0369	10223.6	10934.1	93.5020
Oct-98	10.1523	102.9473	263.8150	3.9617	10324.8	11100.2	93.0145
Nov-98	9.9874	102.6152	268.4870	3.8172	10221.4	11170.5	91.5035
Dic-98	9.9117	101.9510	275.0380	3.6741	10348.9	11180.1	92.5654
Ene-99	10.1104	102.0340	281.9830	3.6584	8645.4	9211.3	93.8565
Feb-99	10.0150	101.5359	285.7730	3.5584	9613.2	9936.4	96.7473
Mar-99	9.7694	101.7850	288.4280	3.4476	11166.3	11999.2	97.2040
Abr-99	9.4461	102.6152	291.0750	3.3301	10533.4	10946.2	96.2288
May-99	9.3623	103.5284	292.8260	3.3100	11069.0	11320.3	97.7801
Jun-99	9.5418	103.9435	294.7500	3.3649	12038.7	12351.1	97.4707
Jul-99	9.3671	104.3587	296.6980	3.2947	11050.3	11280.9	97.9558
Ago-99	9.3981	105.3549	298.3680	3.2185	12285.0	12718.2	96.5939
Sep-99	9.3403	106.2682	301.2510	3.2948	11957.7	12255.9	97.5669
Oct-99	9.5403	106.0191	303.1590	3.3364	12329.2	12926.0	95.3829
Nov-99	9.4205	106.5172	305.8550	3.2808	12038.6	13849.6	94.1442
Dic-99	9.4151	106.1021	308.9190	3.2337	12166.9	13179.6	92.3162
Ene-00	9.4793	106.5172	313.0670	3.2252	11285.8	11858.7	95.1689
Feb-00	9.4456	107.7626	315.8440	3.2227	13338.7	13439.1	98.5088
Mar-00	9.2959	108.5928	317.5950	3.1785	13547.8	13921.2	97.3178
Abr-00	9.3748	108.5098	319.4020	3.1849	12390.1	12717.9	97.4225
May-00	9.5081	109.2570	320.5960	3.2403	14707.0	15192.8	96.8024
Jun-00	9.7978	111.0834	322.4950	3.3749	14012.7	14567.3	96.1928
Jul-00	9.4688	111.0004	323.7530	3.2464	13555.7	13993.0	96.8749
Ago-00	9.2846	110.3362	325.5320	3.1469	15328.8	16102.8	95.1934
Sep-00	9.3319	111.8306	327.9100	3.1826	14143.3	14781.6	95.6818
Oct-00	9.5182	112.4118	330.1680	3.2406	15971.6	16841.3	94.8359
Nov-00	9.5179	112.0797	332.9910	3.2036	14664.4	15966.4	91.8454
Dic-00	9.4439	113.0760	336.5960	3.1726	13609.0	15075.7	90.2711

Fuente	BANXICO	BANXICO		INEGI	INEGI	
Año base				1994=100	1994=100	
Unidad	millones de pesos	millones de pesos	millones de pesos	indice por hrs.	hombre trabajadas	
	GASTO REAL	M1	M1 REAL	PROD EU	PROD MEX	PROD REL
Ene-90	300.1	27105.1100	500.2650	78.2429	54.0985	69.1417
Feb-90	563.6	27673.0860	498.8970	78.6216	59.4727	75.6443
Mar-90	874.1	28783.0150	510.5420	79.0014	62.9123	79.6344
Abr-90	1117.4	30062.9240	525.1771	79.3824	61.4539	77.4150
May-90	1374.4	32642.1740	560.4548	79.7647	62.7381	78.6539
Jun-90	1607.1	33694.0130	566.0471	80.1482	63.8857	79.7095
Jul-90	1869.9	33281.4400	549.1017	80.5329	60.2783	74.8893
Ago-90	2090.0	33187.5430	538.3795	80.9188	62.1335	76.7851
Sep-90	2299.8	33767.6120	540.0908	81.3059	64.1960	78.9561
Oct-90	2567.8	39986.6450	614.7287	81.6942	65.1392	79.7355
Nov-90	2753.0	43351.7120	665.8758	82.0837	67.9575	82.7905
Dic-90	3029.5	50958.0410	758.7931	82.4745	70.6542	85.6679
Ene-91	264.0	46499.1260	675.1871	82.8664	61.4818	77.8141
Feb-91	487.9	47449.3050	677.1633	83.2596	69.7981	83.8318
Mar-91	733.7	49337.0370	694.2034	83.6540	73.1798	87.4791
Abr-91	969.2	50914.4780	708.9721	84.0496	71.6635	85.2633
May-91	1199.5	53398.8730	736.3686	84.4664	72.8897	86.3147
Jun-91	1411.6	54194.6040	739.5814	84.8444	73.9795	87.1942
Jul-91	1659.2	52222.3860	706.4239	85.2437	70.3142	82.4861
Ago-91	1880.3	56716.5480	761.9147	85.6441	72.1115	84.1989
Sep-91	2107.0	64265.8270	854.8147	86.0458	74.1160	86.1356
Oct-91	2347.1	92242.5330	1212.8334	86.4487	75.0014	86.7583
Nov-91	2508.5	99014.5430	1270.3309	86.8528	77.7618	89.5329
Dic-91	2837.5	113633.6590	1424.3627	87.2551	80.4005	92.1411
Ene-92	221.7	100564.2730	1311.9074	87.6646	74.1702	84.6068
Feb-92	398.8	104972.7140	1277.1817	88.0723	79.4286	90.1857
Mar-92	658.8	102849.2720	1238.7389	88.4813	82.7524	93.5253
Abr-92	866.0	104888.1900	1252.1347	88.8914	81.1782	91.3279
May-92	1073.0	109009.2820	1282.8061	89.3028	82.3465	92.2105
Jun-92	1295.3	109984.0880	1295.5980	89.7154	83.3784	92.9366
Jul-92	1570.0	109564.1200	1282.5527	90.1291	79.6552	88.3789
Ago-92	1778.4	101786.6770	1247.0614	90.5441	81.3946	89.8949
Sep-92	2001.3	105678.7490	1218.9140	90.9604	83.3412	91.6237
Oct-92	2218.7	116725.0040	1336.6994	91.3778	84.1687	92.1106
Nov-92	2453.1	120376.4130	1367.1541	91.7964	86.8712	94.6346
Dic-92	2802.4	131731.8600	1475.1179	92.2163	89.4520	97.0024
Ene-93	209.4	125921.0530	1392.5808	95.6634	86.1562	90.0618
Feb-93	411.9	126283.4530	1385.2718	95.7601	88.9765	92.9160
Mar-93	686.5	124416.9220	1356.8887	96.4372	91.6149	94.9995
Abr-93	887.9	124494.3330	1349.9477	96.4372	89.9773	93.3014
May-93	1105.6	128192.9270	1382.1534	96.4372	90.0682	93.3957
Jun-93	1378.6	130905.7760	1403.5293	96.9208	90.7051	93.5868
Jul-93	1654.2	132109.1630	1409.6576	96.8241	87.3389	90.2037
Ago-93	1878.6	130677.3930	1386.9567	96.2438	89.6133	93.1108
Sep-93	2107.2	131300.7000	1383.3270	97.2110	92.0697	94.7112
Oct-93	2344.6	134861.6150	1415.0559	97.2110	92.6156	95.2727
Nov-93	2575.6	137850.3990	1440.0653	97.4045	95.0702	97.6054
Dic-93	2925.5	157044.1030	1628.1593	98.1783	97.5284	99.3381
Ene-94	259.0	151806.5360	1561.7506	98.0816	93.6164	95.4475
Feb-94	486.1	150928.2330	1544.7703	99.3390	97.0735	97.7194
Mar-94	770.7	149959.4070	1527.0022	98.2750	99.9848	101.7398
Abr-94	983.2	143410.0120	1453.1936	98.6619	100.3487	101.7097
May-94	1225.4	144463.1080	1458.8490	99.7359	98.8021	99.0736
Jun-94	1501.0	145862.3960	1463.6134	99.7259	99.8939	100.1684
Jul-94	1789.1	146132.0850	1459.8464	100.1128	97.4375	97.3276
Ago-94	2057.7	143984.2260	1431.7158	100.4030	99.7119	99.3116
Sep-94	2296.0	144181.0910	1423.5496	100.4030	100.8036	100.3990
Oct-94	2558.7	146145.1070	1435.4056	101.0801	102.1683	101.0766
Nov-94	2830.6	152572.3500	1490.5641	101.6605	104.5337	102.8263
Dic-94	3178.4	163827.8950	1586.6094	102.5310	105.6255	103.0181
Ene-95	248.8	144762.2770	1351.1115	102.7245	100.1668	97.5101
Feb-95	461.6	138148.0930	1236.9540	102.8212	102.9871	100.1613
Mar-95	714.2	128814.8110	1089.1772	103.3049	105.0796	101.7180

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

	GASTO REAL	M1	M1 REAL	PROD EU	PROD MEX	PROD REL
Abr-95	869.8	125845.0510	985.5359	104.1754	103.7600	99.1313
May-95	1070.2	126326.7240	949.6179	104.4656	104.0788	99.6298
Jun-95	1321.4	128233.7580	934.3011	105.0459	101.4405	96.5677
Jul-95	1535.3	133101.7060	950.3938	104.9492	101.3495	96.5700
Ago-95	1699.3	132852.7450	933.1382	105.6263	103.8059	98.2766
Sep-95	1867.0	135264.2020	930.8216	106.4969	104.7157	98.3275
Oct-95	2078.6	142980.6970	964.0860	106.8838	107.1721	100.2698
Nov-95	2276.4	149977.6320	986.9287	106.8838	109.6285	102.5680
Dic-95	2689.7	171638.4980	1093.8310	107.6576	114.9052	106.7321
Ene-96	228.6	164646.8610	1012.8624	110.7529	109.7195	99.0670
Feb-96	448.2	166416.0490	1000.3970	108.1412	113.9955	105.4135
Mar-96	714.2	172326.4460	1013.6134	108.3347	116.5428	107.5767
Abr-96	893.0	174278.7190	996.7612	109.1085	113.8135	104.3122
May-96	1086.0	179958.9620	1010.8237	109.4954	115.4511	105.4392
Jun-96	1302.7	186764.2140	1032.2400	110.1725	114.0864	103.5525
Jul-96	1542.2	188997.6230	1029.9430	111.3989	110.9022	99.7862
Ago-96	1754.7	189095.7510	1016.9609	111.3332	111.8120	100.4300
Sep-96	1973.0	197633.3590	1046.1496	112.1070	112.0849	99.9803
Oct-96	2203.1	200323.9330	1047.3194	111.9136	114.3594	102.1854
Nov-96	2438.8	212752.9740	1095.6990	113.0743	117.3616	103.7916
Dic-96	2914.3	245260.3680	1223.9274	112.9776	122.5474	108.4705
Ene-97	240.5	233233.3710	1134.7292	113.9449	112.7218	98.9266
Feb-97	478.5	235617.0040	1127.3811	114.9121	119.9010	104.3484
Mar-97	729.5	246309.5450	1164.0558	114.5252	120.3639	105.0982
Abr-97	950.0	245722.5660	1148.8698	115.1056	118.7263	103.1456
May-97	1159.6	254642.3700	1179.8066	115.6860	117.7255	101.7630
Jun-97	1464.9	264506.2750	1214.7301	116.6532	122.2745	104.8187
Jul-97	1701.3	270368.7950	1230.9297	117.2336	115.2691	98.3243
Ago-97	1914.4	275212.8200	1241.9407	118.2976	116.9067	98.8243
Sep-97	2159.6	274030.1940	1221.3916	118.9747	119.3632	100.3265
Oct-97	2401.8	282172.9790	1247.7138	119.1681	118.4534	99.4002
Nov-97	2633.3	298076.9930	1303.4563	119.4583	121.4556	101.6720
Dic-97	3240.9	325390.6520	1403.2354	119.3616	125.6406	105.2605
Ene-98	251.9	308004.4650	1299.9754	120.6191	119.6361	99.1851
Feb-98	482.6	308806.5860	1289.9352	120.8125	123.1842	101.9631
Mar-98	754.8	312078.8800	1279.5180	121.6831	127.4602	104.7477
Abr-98	970.4	309911.5670	1258.8564	123.6176	124.0940	100.3854
May-98	1184.1	321653.9080	1296.2285	122.7471	125.3677	102.1350
Jun-98	1451.4	325903.2840	1298.0109	122.0700	124.2760	101.8072
Jul-98	1683.7	328169.4340	1294.5540	123.2307	120.1820	97.5260
Ago-98	1897.9	334726.2410	1306.0880	125.0685	122.0015	97.5477
Sep-98	2170.5	326339.1010	1254.7257	125.1652	124.6399	99.5803
Oct-98	2394.9	333592.2750	1264.4932	126.1325	122.6384	97.2298
Nov-98	2618.1	348788.4360	1299.0887	126.2292	126.7324	100.3986
Dic-98	3020.0	387897.3170	1410.3408	126.5194	129.0978	102.0379
Ene-99	263.9	367404.7490	1302.9323	127.6802	120.5459	94.4124
Feb-99	495.3	365180.8380	1277.8703	128.4540	125.0948	97.3849
Mar-99	777.3	366014.6780	1268.9984	129.2278	127.0963	98.3506
Abr-99	995.3	364554.8010	1252.4428	129.3245	125.6406	97.1514
May-99	1232.4	382398.6040	1305.8902	129.8082	128.0970	98.6818
Jun-99	1514.6	383633.5250	1301.5556	130.2918	130.0076	99.7819
Jul-99	1785.1	389529.5110	1312.8822	130.0016	122.2745	94.0561
Ago-99	2017.7	393475.1000	1318.7577	131.4535	124.8218	94.9558
Sep-99	2307.3	398421.8740	1322.5578	131.6460	126.2775	95.9220
Oct-99	2569.5	411619.3730	1357.7673	132.7100	127.5512	96.1127
Nov-99	2808.1	425227.1180	1390.2899	133.7740	130.1895	97.3205
Dic-99	3267.3	489135.8910	1583.3791	134.6445	130.3715	96.8264
Ene-00	322.9	450680.7270	1439.5664	134.9347	124.2760	92.1008
Feb-00	598.3	445362.0950	1410.0698	135.4183	129.7346	95.8029
Mar-00	888.4	454189.1790	1430.0892	136.8693	133.4647	97.5126
Abr-00	1149.2	456991.8170	1430.7732	135.7085	132.4640	97.6092
May-00	1412.5	463116.2130	1444.5477	138.7071	134.4655	96.9421
Jun-00	1700.3	486012.2790	1507.0382	138.8038	134.1016	96.6123
Jul-00	2045.0	486978.4570	1504.1666	137.7398	131.6452	95.5753
Ago-00	2326.6	476265.6720	1463.0380	139.2874	132.0091	94.7746
Sep-00	2628.3	482514.6860	1471.4851	139.9645	134.4655	96.0711
Oct-00	2909.6	483526.4940	1464.4862	139.3842	135.2843	97.0586
Nov-00	3247.3	510045.0390	1531.7082	139.3842	134.7384	96.6670
Dic-00	3708.2	564232.9840	1676.2914	140.7384	133.9196	95.1510

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

Fuente	INEGI		HP = Filtro			
Año base						
Unidad	millones de pesos		Hodrick-Prescott			
	IE total	HPCTCR	HPGASTOREAL	HPTERM	HPM1REAL	HPPRODRE
Ene-90	1632.4214	4.6461	1345.7870	88.7717	431.5198	75.5441
Feb-90	1650.5840	4.6043	1360.9850	88.3396	460.2151	76.1231
Mar-90	1668.6852	4.5626	1376.1100	87.9083	488.9151	76.7016
Abr-90	1357.6821	4.5209	1391.0350	87.4792	517.6273	77.2792
May-90	1372.5908	4.4791	1405.5960	87.0538	546.3608	77.8556
Jun-90	1385.9198	4.4374	1419.6120	86.6335	575.1249	78.4306
Jul-90	1249.3460	4.3958	1432.8990	86.2183	603.9392	79.0038
Ago-90	1260.2878	4.3541	1445.2850	85.8071	632.7864	79.5753
Sep-90	1271.0972	4.3125	1456.6300	85.3992	661.6997	80.1446
Oct-90	1315.4683	4.2710	1466.8380	84.9917	690.6694	80.7111
Nov-90	1325.6102	4.2296	1475.8730	84.5840	719.6867	81.2741
Dic-90	1331.5415	4.1884	1483.7720	84.1754	748.7372	81.8328
Ene-91	4690.3707	4.1475	1490.6630	83.7659	777.8029	82.3867
Feb-91	4709.1118	4.1069	1496.7830	83.3554	806.8667	82.9353
Mar-91	4728.0118	4.0667	1502.2810	82.9438	835.9041	83.4779
Abr-91	5399.4292	4.0271	1507.2360	82.5317	864.8816	84.0139
May-91	5421.4677	3.9881	1511.6760	82.1203	893.7560	84.5429
Jun-91	5443.5062	3.9499	1515.5890	81.7115	922.4732	85.0648
Jul-91	3078.8506	3.9125	1518.9430	81.3073	950.9682	85.5792
Ago-91	3091.4688	3.8760	1521.6980	80.9104	979.1633	86.0862
Sep-91	3103.8835	3.8405	1523.8250	80.5232	1006.9640	86.5857
Oct-91	4366.7782	3.8061	1525.3180	80.1486	1034.2600	87.0771
Nov-91	4377.3301	3.7730	1526.2120	79.7896	1060.9310	87.5603
Dic-91	4377.6153	3.7412	1526.6010	79.4496	1086.8700	88.0347
Ene-92	4949.5928	3.7108	1526.6440	79.1319	1111.9820	88.5001
Feb-92	4941.6889	3.6820	1526.5940	78.8308	1135.1980	88.9566
Mar-92	4946.2054	3.6549	1526.6120	78.5764	1159.4630	89.4039
Abr-92	4515.7892	3.6296	1526.7800	78.3442	1181.7280	89.8417
May-92	4559.9462	3.6061	1527.1.10	78.1459	1202.9550	90.2703
Jun-92	4590.1202	3.5846	1527.6110	77.9838	1223.1060	90.6899
Jul-92	7056.2754	3.5651	1528.1960	77.8602	1242.1520	91.1008
Ago-92	6999.2184	3.5477	1528.8050	77.7767	1260.0690	91.5035
Sep-92	6987.6712	3.5326	1529.3700	77.7347	1276.8350	91.8984
Oct-92	6638.8707	3.5197	1529.8390	77.7355	1292.4270	92.2857
Nov-92	6641.6382	3.5092	1530.1950	77.7802	1306.8180	92.6656
Dic-92	6638.2320	3.5012	1530.4670	77.8697	1319.9840	93.0382
Ene-93	7903.8577	3.4957	1530.7500	78.0046	1331.9060	93.4039
Feb-93	7875.6478	3.4927	1531.2260	78.1849	1342.5760	93.7634
Mar-93	7899.5372	3.4925	1531.9850	78.4108	1351.9890	94.1168
Abr-93	7379.7752	3.4949	1533.0400	78.6820	1360.1430	94.4646
May-93	7444.6209	3.5002	1534.3440	78.9984	1367.0370	94.8072
Jun-93	7441.2832	3.5081	1535.8080	79.3597	1372.6690	95.1447
Jul-93	7829.5116	3.5189	1537.3110	79.7659	1377.0390	95.4775
Ago-93	7801.9394	3.5325	1538.7200	80.2167	1380.1470	95.8055
Sep-93	7802.1901	3.5489	1539.9140	80.7119	1381.9380	96.1285
Oct-93	11431.1901	3.5681	1540.7920	81.2509	1382.5950	96.4461
Nov-93	11582.0545	3.5899	1541.2930	81.8334	1381.9420	96.7575
Dic-93	11407.3308	3.6144	1541.4140	82.4594	1380.0460	97.0623
Ene-94	12189.4795	3.6414	1541.2210	83.1288	1376.9170	97.3598
Feb-94	12205.1699	3.6708	1540.8780	83.8413	1372.5830	97.6495
Mar-94	12882.2107	3.7025	1540.4590	84.5961	1367.0850	97.9309
Abr-94	5275.3246	3.7362	1539.9660	85.3915	1360.4730	98.2035
May-94	5209.8864	3.7718	1539.3460	86.2257	1352.8140	98.4669
Jun-94	5286.4931	3.8089	1538.5080	87.0961	1341.1750	98.7210
Jul-94	7323.1580	3.8473	1537.3390	87.9997	1334.6350	98.9659
Ago-94	7282.6759	3.8867	1535.7250	88.9324	1324.2790	99.2017
Sep-94	7320.7893	3.9267	1533.5660	89.8897	1313.2020	99.4283
Oct-94	-4317.6851	3.9670	1530.8020	90.8658	1301.5050	99.6456
Nov-94	-4351.5612	-0.0071	1527.4230	91.8541	1289.2980	99.8538
Dic-94	-4968.6622	4.0466	1523.4930	92.8471	1276.7000	100.0530
Ene-95	-9873.0339	4.0850	1519.1640	93.8364	1263.8430	100.2436
Feb-95	-10181.2248	4.1218	1514.7040	94.8126	1250.8810	100.4260
Mar-95	-12001.5391	4.1565	1510.2940	95.7661	1237.9750	100.6008

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

	IE total	HPTCR	HPGASTOREAL	HPTERM	HPM1REA	HPPRODRE
Abr-95	-1929.7775	4.1888	1506.0400	96.6886	1225.2850	100.7681
May-95	-1826.5738	4.2185	1501.9940	97.5723	1212.9580	100.9285
Jun-95	-1906.3736	4.2453	1498.1620	98.4109	1201.1280	101.0823
Jul-95	4105.8261	4.2692	1494.5230	99.1995	1189.9090	101.2286
Ago-95	4140.2676	4.2900	1491.0410	99.9341	1179.3960	101.3705
Sep-95	4214.9019	4.3076	1487.6830	100.6117	1169.6680	101.5045
Oct-95	9136.9201	4.3219	1484.4330	101.2298	1160.7880	101.6309
Nov-95	10457.8005	4.3329	1481.2990	101.7872	1152.7990	101.7489
Dic-95	10459.5757	4.3406	1478.3300	102.2830	1145.7340	101.8576
Ene-96	8785.1189	4.3449	1475.6330	102.7169	1139.6120	101.9561
Feb-96	8784.4165	4.3460	1473.3950	103.0869	1134.4510	102.0438
Mar-96	8865.6562	4.3439	1471.7210	103.3997	1130.2580	102.1200
Abr-96	10197.5774	4.3389	1470.6400	103.6501	1127.0310	102.1842
May-96	10147.3491	4.3309	1470.1330	103.8414	1124.7600	102.2362
Jun-96	10294.7583	4.3204	1470.1370	103.9758	1123.4270	102.2761
Jul-96	28422.4908	4.3073	1470.5650	104.0553	1123.0050	102.3040
Ago-96	28016.8228	4.2919	1471.3180	104.0829	1123.4610	102.3204
Sep-96	28130.9169	4.2744	1472.3000	104.0614	1124.7550	102.3253
Oct-96	9764.4319	4.2551	1473.4360	103.9936	1126.8400	102.3188
Nov-96	10061.4904	4.2340	1474.6880	103.8827	1129.6640	102.3007
Dic-96	10007.9725	4.2114	1476.0640	103.7319	1132.7060	102.2710
Ene-97	12608.2270	4.1875	1477.6430	103.5441	1137.2960	102.2294
Feb-97	12548.1640	4.1625	1479.6020	103.3227	1141.9890	102.1764
Mar-97	12822.2314	4.1366	1482.0320	103.0711	1147.1950	102.1122
Abr-97	24822.8871	4.1100	1484.9560	102.7928	1152.8580	102.0370
May-97	24829.1685	4.0829	1488.3420	102.4918	1158.9250	101.9514
Jun-97	24957.3077	4.0553	1492.1240	102.1719	1165.3420	101.8560
Jul-97	6431.0512	4.0276	1496.2110	101.8369	1172.0550	101.7513
Ago-97	6348.3561	3.9997	1500.5110	101.4907	1179.0150	101.6380
Sep-97	6344.1969	3.9719	1504.9450	101.1370	1186.1770	101.5169
Oct-97	3039.4157	3.9441	1509.4660	100.7795	1193.5000	101.3881
Nov-97	3223.1877	3.9166	1514.0680	100.4214	1200.9460	101.2519
Dic-97	3165.7176	3.8892	1518.8100	100.0659	1208.4790	101.1085
Ene-98	15285.0469	3.8622	1523.8280	99.7160	1216.0720	100.9580
Feb-98	15870.6766	3.8355	1529.3780	99.3741	1223.7120	100.8009
Mar-98	16012.1322	3.8091	1535.6270	99.0420	1231.3900	100.6375
Abr-98	8888.8817	3.7830	1542.6690	98.7215	1239.1010	100.4681
May-98	8953.3030	3.7573	1550.5440	98.4137	1246.8150	100.2935
Jun-98	9302.1818	3.7319	1559.2540	98.1200	1254.6220	100.1144
Jul-98	-454.6976	3.7068	1568.7750	97.8413	1262.4370	99.9315
Ago-98	-472.8569	3.6819	1579.0730	97.5786	1270.2950	99.7458
Sep-98	-521.6664	3.6572	1590.1260	97.3322	1278.2060	99.5580
Oct-98	14793.9316	3.6327	1601.9300	97.1021	1286.1820	99.3687
Nov-98	14553.6393	3.6083	1614.5250	96.8881	1294.2330	99.1786
Dic-98	14443.3292	3.5841	1628.0040	96.6895	1302.3670	98.9881
Ene-99	16541.6254	3.5600	1642.5290	96.5055	1310.5930	98.7977
Feb-99	16385.5415	3.5362	1658.3620	96.3347	1318.9270	98.6082
Mar-99	15983.7153	3.5126	1675.6650	96.1759	1327.3850	98.4201
Abr-99	25962.9207	3.4894	1694.5220	96.0276	1335.9810	98.2336
May-99	25732.5936	3.4664	1714.9550	95.8885	1344.7220	98.0492
Jun-99	26225.9554	3.4438	1736.9340	95.7573	1353.6120	97.8672
Jul-99	19839.2056	3.4216	1760.4000	95.6329	1362.6510	97.6879
Ago-99	19904.8625	3.3997	1785.2750	95.5141	1371.8360	97.5117
Sep-99	19782.4441	3.3782	1811.4850	95.4002	1381.1610	97.3388
Oct-99	16000.3551	3.3570	1838.9700	95.2903	1390.6140	97.1693
Nov-99	15799.4346	3.3362	1867.7080	95.1838	1400.1830	97.0032
Dic-99	15790.3780	3.3158	1897.7230	95.0800	1409.8490	96.8402
Ene-00	23276.1052	3.2956	1929.1080	94.9762	1419.5950	96.6802
Feb-00	23193.3559	3.2758	1962.0490	94.8774	1429.4160	96.5232
Mar-00	22825.7726	3.2562	1996.6220	94.7768	1439.3090	96.3687
Abr-00	14770.9359	3.2368	2032.8070	94.6758	1449.2670	96.2162
May-00	14930.2525	3.2177	2070.5090	94.5737	1459.2840	96.0654
Jun-00	15385.1587	3.1987	2109.5680	94.4705	1469.3540	95.9158
Jul-00	6702.0166	3.1798	2149.7830	94.3658	1479.4690	95.7672
Ago-00	6571.6399	3.1610	2190.9200	94.2598	1489.6220	95.6195
Sep-00	6605.1188	3.1422	2232.7410	94.1526	1499.8090	95.4724
Oct-00	870.5980	3.1235	2275.0160	94.0444	1510.0260	95.3257
Nov-00	870.5706	3.1048	2317.5430	93.9356	1520.2630	95.1791
Dic-00	863.8021	3.0862	2360.1630	93.8265	1530.5100	95.0325

Fuente				
Año base				
Unidad				(%)
	HPIE	TCROF	TCR	EQUILIBRIO DESALINEAMIENTO
Ene-90	1174.4630	4.6839	4.6461	0.8139
Feb-90	1348.8700	4.6110	4.6043	0.1446
Mar-90	1523.3100	4.5728	4.5626	0.2235
Abr-90	1697.8340	4.4417	4.5209	-1.7515
May-90	1872.5050	4.3161	4.4792	-3.6417
Jun-90	2047.3630	4.2625	4.4376	-3.9459
Jul-90	2222.4120	4.1931	4.3959	-4.6126
Ago-90	2397.6110	4.1591	4.3542	-4.4814
Sep-90	2572.8500	4.1384	4.3125	-4.0362
Oct-90	2747.9430	4.1154	4.2709	-3.6397
Nov-90	2922.6090	4.0941	4.2293	-3.1979
Dic-90	3096.4730	4.0740	4.1880	-2.7209
Ene-91	3269.0440	4.0545	4.1469	-2.2280
Feb-91	3439.7110	4.0363	4.1062	-1.7034
Mar-91	3607.9620	4.0207	4.0660	-1.1146
Abr-91	3773.3730	4.0072	4.0263	-0.4750
May-91	3935.5960	3.9951	3.9874	0.1944
Jun-91	4094.3990	3.9840	3.9491	0.8831
Jul-91	4249.6490	3.9734	3.9117	1.5778
Ago-91	4401.3110	3.9631	3.8752	2.2667
Sep-91	4549.2670	3.9529	3.8398	2.9452
Oct-91	4693.3060	3.9428	3.8054	3.6112
Nov-91	4833.1200	3.9330	3.7722	4.2617
Dic-91	4968.3770	3.9233	3.7403	4.8933
Ene-92	5098.7120	3.9139	3.7098	5.5015
Feb-92	5223.7200	3.9046	3.6808	6.0809
Mar-92	5342.9870	3.8954	3.6534	6.6252
Abr-92	5456.0780	3.8863	3.6277	7.1282
May-92	5562.5300	3.8773	3.6040	7.5839
Jun-92	5661.8150	3.8683	3.5822	7.9866
Jul-92	5753.3370	3.8594	3.5626	8.3308
Ago-92	5836.4230	3.8505	3.5452	8.6113
Sep-92	5910.4920	3.8417	3.5302	8.8235
Oct-92	5975.0440	3.8328	3.5176	9.0630
Nov-92	6029.6540	3.8241	3.5075	9.2261
Dic-92	6073.9400	3.8153	3.5000	9.0096
Ene-93	6107.5680	3.8066	3.4951	8.9112
Feb-93	6130.2370	3.7979	3.4930	8.7293
Mar-93	6141.7760	3.7892	3.4936	8.4627
Abr-93	6142.1330	3.7806	3.4969	8.1116
May-93	6131.3770	3.7719	3.5030	7.6766
Jun-93	6109.6640	3.7633	3.5119	7.1590
Jul-93	6077.2430	3.7547	3.5236	6.5611
Ago-93	6034.4520	3.7462	3.5379	5.8857
Sep-93	5981.7520	3.7376	3.5550	5.1365
Oct-93	5919.7300	3.7291	3.5747	4.3178
Nov-93	5849.0930	3.7206	3.5970	3.4347
Dic-93	5770.9370	3.7121	3.6218	2.4929
Ene-94	5686.7530	3.7036	3.6490	1.4988
Feb-94	5598.4230	3.6952	3.6783	0.4459
Mar-94	5508.2810	3.6868	3.7097	-0.6183
Abr-94	5419.1220	3.6784	3.7430	-1.7260
May-94	5334.2500	3.6700	3.7779	-2.8555
Jun-94	5256.9610	3.6616	3.8141	-3.9987
Jul-94	5190.5410	3.6533	3.8515	-5.1471
Ago-94	5138.2790	3.6449	3.8897	-6.2923
Sep-94	5103.6120	3.6366	3.9283	-7.4262
Oct-94	5090.1260	3.6283	3.9671	-8.5408
Nov-94	5101.5610	3.6200	4.0058	-9.6289
Dic-94	5141.0020	3.6118	4.0438	-10.6833
Ene-95	5210.8810	3.6036	4.0809	-11.6977
Feb-95	5312.9240	3.5953	4.1168	-12.6664
Mar-95	5447.8120	3.5871	4.1510	-13.5842

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

	HPYE	TCROF	TCR	EQUILIBRIO	DESALINEAMIENTO
Abr-95	5615.1500	3.5790	4.1833		-14.4467
May-95	5813.3290	3.5708	4.2134		-15.2504
Jun-95	6040.2200	3.5627	4.2409		-15.9921
Jul-95	6293.1600	3.5545	4.2656		-16.6695
Ago-95	6568.9350	3.5464	4.2873		-17.2810
Sep-95	6864.1800	3.5383	4.3059		-17.8255
Oct-95	7175.3600	3.5303	4.3212		-18.3026
Nov-95	7498.7580	3.5222	4.3331		-18.7125
Dic-95	7830.7910	3.5142	4.3415		-19.0558
Ene-96	8168.0820	3.5062	4.3465		-19.3337
Feb-96	8507.4380	3.4982	4.3482		-19.5477
Mar-96	8845.7080	3.4902	4.3465		-19.7001
Abr-96	9179.7600	3.4823	4.3416		-19.7932
May-96	9506.4620	3.4743	4.3337		-19.8298
Jun-96	9822.7570	3.4664	4.3229		-19.8130
Jul-96	10125.6300	3.4585	4.3094		-19.7461
Ago-96	10412.0900	3.4506	4.2935		-19.6327
Sep-96	10680.4400	3.4427	4.2754		-19.4765
Oct-96	10930.1700	3.4349	4.2554		-19.2813
Nov-96	11162.0300	3.4271	4.2336		-19.0510
Dic-96	11376.6400	3.4192	4.2103		-18.7893
Ene-97	11574.4300	3.4114	4.1858		-18.5001
Feb-97	11756.2900	3.4037	4.1603		-18.1870
Mar-97	11922.3400	3.3959	4.1340		-17.8535
Abr-97	12073.3300	3.3882	4.1070		-17.5029
May-97	12209.9000	3.3804	4.0796		-17.1383
Jun-97	12333.6100	3.3727	4.0519		-16.7623
Jul-97	12446.8700	3.3650	4.0241		-16.3775
Ago-97	12552.9900	3.3574	3.9962		-15.9861
Sep-97	12654.8400	3.3497	3.9684		-15.5898
Oct-97	12754.8700	3.3421	3.9407		-15.1903
Nov-97	12855.0900	3.3345	3.9132		-14.7888
Dic-97	12956.8400	3.3268	3.8859		-14.3862
Ene-98	13060.7900	3.3193	3.8589		-13.9833
Feb-98	13166.9200	3.3117	3.8321		-13.5805
Mar-98	13275.3700	3.3041	3.8057		-13.1781
Abr-98	13386.4800	3.2966	3.7795		-12.7763
May-98	13500.7600	3.2891	3.7536		-12.3750
Jun-98	13618.4300	3.2816	3.7280		-11.9742
Jul-98	13739.3600	3.2741	3.7026		-11.5736
Ago-98	13863.1500	3.2666	3.6775		-11.1732
Sep-98	13988.4300	3.2592	3.6527		-10.7726
Oct-98	14112.7900	3.2518	3.6281		-10.3719
Nov-98	14232.8200	3.2444	3.6037		-9.9710
Dic-98	14345.1900	3.2370	3.5795		-9.5698
Ene-99	14446.5600	3.2296	3.5556		-9.1683
Feb-99	14533.6200	3.2222	3.5318		-8.7670
Mar-99	14603.1900	3.2149	3.5084		-8.3660
Abr-99	14652.2300	3.2075	3.4851		-7.9657
May-99	14677.7700	3.2002	3.4622		-7.5667
Jun-99	14677.6600	3.1929	3.4395		-7.1694
Jul-99	14650.5000	3.1856	3.4171		-6.7746
Ago-99	14595.7000	3.1784	3.3951		-6.3827
Sep-99	14513.0100	3.1711	3.3733		-5.9946
Oct-99	14402.5800	3.1639	3.3520		-5.6106
Nov-99	14264.8900	3.1567	3.3309		-5.2314
Dic-99	14100.5700	3.1495	3.3103		-4.8574
Ene-00	13910.3200	3.1423	3.2900		-4.4888
Feb-00	13694.9800	3.1351	3.2701		-4.1257
Mar-00	13456.0400	3.1280	3.2505		-3.7679
Abr-00	13195.6400	3.1209	3.2312		-3.4150
May-00	12916.5800	3.1137	3.2122		-3.0665
Jun-00	12621.7500	3.1066	3.1936		-2.7214
Jul-00	12314.2000	3.0996	3.1751		-2.3785
Ago-00	11997.1600	3.0925	3.1568		-2.0365
Sep-00	11673.4700	3.0854	3.1386		-1.6937
Oct-00	11345.5900	3.0784	3.1205		-1.3480
Nov-00	11015.6500	3.0714	3.1023		-0.9974
Dic-00	10685.0200	3.0644	3.0841		-0.6396

TESIS CON
FALLA DE ORIGEN

BIBLIOGRAFÍA

- ABOAL, Diego. Tipo de Cambio Real en Uruguay. Facultad de Ciencias Económicas y Administración de la Universidad de la República de Uruguay, Junio de 2002, 46p.
- BLANCHARD, Olivier. Macroeconomía. Madrid, Prentice Hall, 1997, 589p.
- CASTILLO, Ramón. "Variaciones nominales y reales del tipo de cambio bilateral México-Estados Unidos" en Momento Económico, UNAM, N° 118, Noviembre-Diciembre de 2001, pp. 39-46.
- CERDA Norambuena, Rodrigo et al. Tipo de Cambio Real en Chile: Fundamentos y desalineamientos. Centro de Investigación en Economía y Finanzas de la Universidad Andrés Bello. Noviembre de 2000, 26p.
- CÉSPEDES, Luis Felipe et al. Tipo de Cambio Real, desalineamiento y devaluaciones: teoría y evidencia para Chile. Centro de Economía aplicada de la Universidad de Chile. Marzo de 1999, 47p.
- DABÓS, Marcelo et al. Real Exchange Rate response to capital flows in Mexico: An empirical analysis. IMF Working Paper, June 2000, 33p.
- DÉLANO, Valentín et al. Productividad y tipo de cambio real en Chile. Documentos de trabajo del Banco Central, N° 38, Diciembre de 1998, 31p.
- DIEBOLD, Francis X. Elementos de Pronósticos. México, International Thomson Editores, 1999, 330p.
- DORNBUSCH y FISHER. MACROECONOMÍA. Madrid, Mc Graw Hill, 6ª edición, 1994, 785p.
- DORNBUSCH, Rudiger. La macroeconomía de una economía abierta. Barcelona, Antoni Bosch editor, 1980, 316p.
- DORNBUSCH, Rudiger. *The theory of flexible exchange rate regimes and macroeconomic policy* en Flexible exchange rates and stabilization policy. Edited by Jan Erin, Assar Lindbeck and Johan Myrman. 1977, Mc Millan press LTD, pp. 123-143.
- EDWARDS, Sebastián. "Apéndice A: Cálculo del tipo de cambio real para Guatemala", en La situación macroeconómica en Guatemala: evaluación y recomendaciones sobre política monetaria y cambiaria. Publicaciones del Banco de Guatemala, julio de 2000, pp. 65-83.
- _____ "Determinantes reales y monetarios del comportamiento del tipo de cambio real: teoría y pruebas en los países en desarrollo" en El trimestre económico, Vol. LVI, julio de 1989, número especial, pp. 75-110.
- _____ Introduction to real exchange rates, devaluation and adjustment, chapter 1, UCLA working paper, Number 507, September 1988, 20p.
- ENGLE y GRANGER. "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing" en Econometrica, Vol. 55, N° 2, March 1987, pp. 251-276.

ESCUDE, Guillermo et al. Evolución del Tipo de Cambio Real Multilateral de Argentina en los últimos 10 años. Gerencia de Investigaciones Económico-Financieras, Banco Central de la República Argentina, Nota técnica Nº 11, Octubre de 2001, 32p.

GALINDO, Luis et al. "Los efectos de la recesión estadounidense y del tipo de cambio real sobre el crecimiento económico de México en 2001 en Momento Económico, UNAM, Nº 116, Julio-Agosto de 2001, pp. 2-9.

GAY, Alejandro et al. Tipo de Cambio Real y crisis cambiaria en Argentina (1967-2001). Argentina, Universidad Nacional de Córdoba, Agosto 2002, 23p.

GRANGER y NEWBOLD. "Spurious Regressions in Econometrics" en Journal of Econometrics, Vol. 2, 1974, pp. 111-120.

GRECO. El crecimiento económico colombiano en el siglo XX: aspectos globales. Grupo de estudios del crecimiento económico colombiano, 2000, 83p.

GREENE, William. Análisis Econométrico. Madrid, Prentice Hall, 3ª edición, 1999, 952p.

GUJARATI, Damodar. Econometría Básica. Santafé de Bogotá, Mc Graw Hill, 3ª edición, 1997, 824p.

HODRICK y PRESCOTT. Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation. En Journal of Money, Credit and Banking. Vol. 29, Nº 1, February 1997, Ohio State University Press, pp. 1-16.

IZQUIERDO, Alejandro et al. Métodos para el estudio de Series de Tiempo en Macroeconomía. Banco Mundial, Mayo de 2000, 63p.

JOHANSEN, Soren. Cointegration in the VAR Model en A course in Time Series Analysis. Edited by Daniel Peña, George C. Tiao and Ruey S. Tsay, New York, John Wiley & Sons, Inc., 2001, pp. 408-433.

KRUGMAN, Paul et al. Economía Internacional. Madrid. Mc Graw Hill, 1995, 3ª edición, p. 684.

LEVI, Maurice. Manual de Finanzas Internacionales Tomos I y II. Santafé de Bogotá, Mc Graw Hill, 1998, 454 p.

Mac DONALD, Ronald. Concepts to calculate equilibrium exchange rates: An overview. Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, July 2000, 74p.

MACIEJEWSKI, Eduard. Los índices de los tipos de cambio efectivos reales: nuevo examen de los principales aspectos conceptuales y metodológicos. FMI STAFF PAPERS, Vol. 30, Nº 3, Septiembre de 1983, 44p.

MADDALA, G. S. Introducción a la Econometría. México, Prentice Hall, 1996, 2ª edición, 715p.

MANKIW, Gregory. Macroeconomía. Buenos Aires, Ediciones Macchi, 1995, 625p.

MELO, Luis Fernando et al. El producto potencial utilizando el filtro Hodrick-Prescott con parámetro de suavización variable y ajustado por inflación: Una aplicación para Colombia. Banco de la República, subgerencia de estudios económicos, Noviembre de 1997, 16p.

MUÑOZ Salas, Evelyn et al. Pruebas Extendidas de Granger. Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigaciones Económicas, Marzo de 1995, 16p.

OTERO, José María. Econometría: series temporales y predicción. Madrid, Editorial AC, 1993, 487p.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. Eviews 4.0 User's Guide. 4th. Edition, 2002, 712p.

ROJAS, Bernardo et al. Determinantes del Tipo de Cambio Real en Paraguay (1970-2000). Banco Central de Paraguay, Departamento de Economía Internacional de la Gerencia de Estudios Económicos, Agosto de 2002, 38p.

SALVATORE, Dominick. Economía Internacional. Santafé de Bogotá, Mc Graw Hill, 4ª edición, 815p.

SOTO, Raimundo. El Tipo de Cambio Real de Equilibrio: un modelo no lineal de series de tiempo. Programa de postgrado en Economía, Georgetown University, Abril de 1998, 33p.

SURINACH, Jordi et al. Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración. Barcelona, Antoni Bosch editor, 1995, 181p.

TAYLOR, Alan. A century of purchasing power parity. NBER Working Paper Nº 8012, November 2000, 22p.

TESIS

GARCÍA Green, Fernando Martín. El tipo de cambio real en México: evidencia empírica (1987-1997) Una aplicación de raíces unitarias y cointegración. México, UNAM, ENEP Acatlán, 1999, 132p.

LÓPEZ Alanis, Carlos. Tipo de Cambio y movimientos de capital: la hipótesis de la Paridad de Poder de Compra, teoría y evidencia. México, UNAM, Facultad de Economía, 2000, 98p.

ROMERO Márquez, Indira. Algunos determinantes del Tipo de Cambio Real en México: el papel de los flujos externos de capital, 1980-1999. México, UNAM, Facultad de Economía, 2000, 119p.

SALINAS González, Ángel Nicolás. Tipo de Cambio Real en México: ¿Sigue un camino aleatorio?. México, UNAM, Facultad de Economía, 1998, 80p.



INTERNET

www.banxico.org.mx
www.bcentral.cl/Estudios/DTBC/doctrab.htm
www.econpapers.hhs.se/paper
www.forecasts.org/data/data/PPIACO.htm
www.inegi.gob.mx
www.nber.org/papers