

ME. 100
(40)
1996

U 3252 c.0

UNIVERSIDAD GABRIELA MISTRAL
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS

TIPO DE CAMBIO REAL: PARIDAD DE PODER DE COMPRA Y
EQUILIBRIO CON MACROFUNDAMENTOS

TESIS DE GRADO PARA OPTAR AL TÍTULO DE INGENIERO
COMERCIAL CON MENCIÓN EN ECONOMÍA

PROFESOR GUÍA: ERICK HAINDL R.



VERÓNICA VELÁSQUEZ PORTILLA

MARZO, 1996

Dedicada a mis padres y hermano.
Agradecida del cariño y comprensión,
mamá; y de tu constante apoyo y confianza,
papá.



ÍNDICE

I.	Introducción.....	2
II.	Modelos de Tipo de Cambio Real de Equilibrio.....	4
	1. Paridad del Poder de Compra.....	4
	2. Modelos de Equilibrio General.....	6
III.	Medición del Tipo de Cambio Real.....	10
	1. El Modelo 1-2-3: Un País, Dos Sectores, Tres Bienes.....	11
	1.1 Determinación del Índice de Precios Doméstico.....	19
	1.2 Estimación de las Elasticidad de Sustitución y Transformación.....	21
	2. Analítica del Tipo de Cambio Real de Equilibrio.....	22
	2.1 Impacto del Flujo de Capital Internacional.....	26
	2.2 Efectos de los Términos de Intercambio.....	27
IV.	El Tipo de Cambio Real y la Paridad de Poder de Compra.....	28
	1. Análisis Gráfico.....	29
	2. Análisis Econométrico.....	31
	2.1 Prueba de Ruido Blanco (Corto Plazo).....	31
	2.2 Prueba de Raíz Unitaria.....	35
	2.3 Prueba de Razón de Varianzas.....	39
	2.3.1 Estimación del Multiplicador de Largo Plazo.....	41
	3. Modelamiento ARIMA.....	43
	3.1 Modelamiento para TCRX.....	43
	3.2 Modelamiento para TCRIM.....	47
	4. Cointegración.....	50
	4.1 Estudio sobre PPP.....	50
	5. Conclusiones.....	52
V.	Testeo Empírico del Modelo.....	54
	1. Estimación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio.....	54
	2. Comparación entre T.C.R. de Equilibrio y Efectivo.....	56
	3. Dinámica del Tipo de Cambio Real.....	58
	3.1 Ecuación de Dinámica.....	60
VI.	Comentarios Finales.....	66
VII.	Bibliografía.....	67
	Anexo 1: Introducción al Análisis de Series de Tiempo.....	69
	Anexo 2: Estudio sobre Variables de Política.....	77
	Anexo 3: Datos Utilizados.....	80

I. Introducción

Enfrentados a aumentos en las tasas de interés externas, deterioro de sus términos de intercambio, restricciones a fondos frescos; los países en vías de desarrollo han tenido que modificar su comportamiento comercial hacia el resto del mundo, pasando desde situaciones con cuentas corrientes deficitarias a disminuciones de déficit e incluso manteniendo cuentas corrientes superavitarias. Para ello se han visto obligados a realizar cambios estructurales y a una orientación cambiaria que mejore la competitividad de sus exportaciones.

El eje de esta política, ha sido la devaluación de los tipos de cambios mantenidos por estas economías, sosteniendo que éstos se encontraban fuera de equilibrio, con el consiguiente supuesto de discrecionalidad de parte de la autoridad sobre el tipo de cambio real. Una definición adecuada de ésta política, así como la posible reacción de la autoridad ante shocks externos, exige determinar las variables que están detrás del Tipo de Cambio Real.

Existe en la literatura una amplia y variada gama de modelos que intentan lograr aproximaciones sobre los "fundamentos" del tipo de cambio. Cada uno de ellos contiene en sí mismo una definición particular y, por lo tanto, determina un nivel de equilibrio para el Tipo de Cambio Real, así como sus implicancias económicas. En la sección siguiente se describen algunos de ellos, haciendo mención de su capacidad explicativa y predictiva así como sus dificultades empíricas y teóricas. Así, se identificarán algunos conceptos, los que serán desarrollados en el modelo definitivo propuesto en este trabajo.

En la sección III se analizan aspectos relacionados con la medición del tipo de cambio real. Problemas como la determinación de los índices internos y externos a usar; serán tomados en cuenta antes de trabajar con un modelo definitivo. Se presenta un modelo teórico de reciente aparición en la literatura, que no ha sido aplicado en Chile, que adhiere la ventaja de basarse en información de cuentas nacionales para calcular índices de precios y cantidad de importaciones y

exportaciones, así como elasticidades de sustitución y transformación entre bienes transables y bien doméstico. Mediante la analítica del modelo, se señalan algunos "fundamentos" tras el tipo de cambio real y se deducen respuestas ante variaciones en condiciones reales, las que tienen efectos de largo plazo, y otras de carácter nominal que pueden considerarse ajustes o efectos de corto plazo. Con ello se pretende definir un tipo de cambio real de equilibrio susceptible de ser comparado con el tipo de cambio real efectivo u observado que también define.

En la sección IV, usando técnicas de series de tiempo, se intenta validar o refutar la hipótesis de la Paridad de Poder de Compra analizando estacionariedad, raíces unitarias y otras propiedades de la serie obtenida con el modelamiento anterior, así como se modela su comportamiento histórico en un contexto ARIMA.. En la sección siguiente, utilizando el modelo general, se estima un tipo de cambio real de equilibrio, se analizan consideraciones de política, así como se determina el "peso relativo de sus distintos fundamentos" en forma empírica. Para mejorar el análisis, la capacidad explicativa y predictiva del modelo, se cierra el trabajo con la estimación econométrica de los fundamentos, basados en ajuste parcial; lo que permite obtener *lo mejor de los dos mundos*: análisis econométrico clásico y el de series de tiempo.

Las conclusiones generales indican que al menos para el período estudiado, la hipótesis de la paridad de poder de compra puede rechazarse., lo que no significa ausencia de componentes permanentes, como se demuestra. Por otro lado, el tipo de cambio real efectivo, definido por el modelo (que considera dos tipos de cambio, uno para las exportaciones y otro para las importaciones), sí experimenta una fuerte caída durante todo el período, sin embargo, la dinámica de su trayectoria no se aparta demasiado del tipo de cambio real de equilibrio sugerido en este trabajo.

II. Modelos de Tipo de Cambio Real de Equilibrio

1. Paridad del Poder de Compra

La aproximación más común para definir el Tipo de Cambio Real es la del equilibrio de la paridad del poder de compra o PPP (Purchasing Power Parity). Lo que representa el Tipo de Cambio Real según PPP, es el precio foráneo de una canasta en relación al precio doméstico; o, equivalentemente, el poder de compra de la moneda nacional en relación a la extranjera. Esta relación surge de la extensión de la "ley de un sólo precio". Según esta ley, en la medida que existe comercio y dejando de lado las restricciones impuesta a éste, debe cumplirse (por arbitraje) que para un mismo bien, el precio en un país sea igual al precio en el otro, multiplicado por el Tipo de Cambio Nominal respectivo.¹ Aunque la ley del precio único no se cumple para todos los productos, el principio que sigue opera. Los precios y los tipos de cambio nominales no deben apartarse demasiado de la relación sostenida por la PPP; las fuerzas económicas que operan tras de ella, ayudarán con el tiempo a igualar el poder adquisitivo de una moneda con las demás divisas. Esta versión, conocida como absoluta, no incorpora las tarifas al comercio ni los costos de transporte, los que evidentemente significan el no cumplimiento de la teoría.

Dornbush, (1987), sostiene que el Tipo de Cambio Real es aquel presente en un año en que la cuenta corriente se presenta en equilibrio. El Tipo de Cambio Real de ese año se asume como el deseado en años posteriores. Como por definición, la variación del tipo de cambio real es cero, se formula entonces la versión relativa, donde la igualdad que debe cumplirse es la de los cambios en los niveles de precios.

¹ Expresando en símbolos, el precio en pesos de una canasta de referencia, PS; sobre el precio en dólares de la misma canasta, PUS; sostiene que el tipo de cambio del peso respecto al dólar sea de $R = P\$/PUS$, o el Precio en pesos es $PS = R * PU\$$. Esto indica que los índices de precios de todos los países son iguales cuando se expresan en términos de una misma moneda.

Esta definición permite una mejor respuesta frente a las innovaciones que la arrojada por la versión absoluta.²

El Tipo de Cambio Real es :

$$(1) \quad e = E \pi^* / \pi,$$

donde E es el Tipo de Cambio Nominal; π^* , un índice de precios externos apropiado y π , un índice de precios internos³. Dado que la tasa de variación del Tipo de Cambio Real es igual a cero, entonces $\hat{e} = 0$. Mediante sustituciones convenientes, esto implica que la depreciación requerida es:

$\hat{E} = \hat{\pi} - \hat{\pi}^*$, donde el *gorro* sobre las variables indica que se trata sus tasas de cambio. El equilibrio del Tipo de Cambio Nominal se calcula mediante la diferencia entre la variación de los precios internos y externos, desde el año escogido como base.

La aproximación de la PPP ha sido criticada tanto en el frente teórico como empírico. La crítica conceptual se basa en el desconocimiento de los determinantes reales del Tipo de Cambio Real, por lo que esta teoría lo supone constante. Elementos como el crecimiento del producto, precios de bienes no transables y la productividad relativa de factores, son elementos que debieran estar presentes en la determinación de un precio relativo como éste.

² En el caso de shocks monetarios, y si se acepta la neutralidad del dinero, se cumple la relación, aún sin que se de la ley de un solo precio, lo que no ocurre en la versión absoluta.

³ Comúnmente se utiliza el IPC o el IPM o el deflactor implícito del PGB.

2. Modelos de Equilibrio General

Estos modelos caracterizan la economía en un esquema de dos factores, generalmente capital y trabajo; y dos bienes, transables y no transables.⁴ El Tipo de Cambio Real es el precio relativo entre ambos (P_t/P_n), donde P_t representa el precio de los transables y P_n el de los no transables. Para un país pequeño, por definición, el precio de los transables viene dado por el precio internacional de ellos, multiplicado por el Tipo de Cambio Nominal pertinente; mientras que P_n se determina domésticamente, mediante oferta y demanda. Luego, mediante P_n se alcanza el equilibrio en ambos sectores.

Estos modelos pueden resolverse para e^* , tipo de cambio real de equilibrio, permitiendo determinar las principales variables reales tras este precio relativo. El e^* de equilibrio será función de aspectos tecnológicos, de elasticidades de sustitución entre consumo y producción, del nivel de producto y de funciones de utilidad que se defina. Un punto interesante, es que se deduce un Tipo de Cambio Real de equilibrio, que en presencia de flexibilidad de precios, permite determinar cual deba ser el Tipo de Cambio Real de equilibrio en un momento dado. Por otra parte, agregando al modelo ciertas inflexibilidades o restricciones, puede proveer una buena explicación del Tipo de Cambio Real observado. Lo anterior significa que presentan una capacidad explicativa mayor que los análisis basados en la PPP.

Gran parte de estos modelos se basan en los trabajos de Salter(1959) y Swan (1960), en los que no se utilizan índices agregados, sino que definen índice separados para bienes transables y no transables producidos o comprados por el país. El problema aquí, es que no se hace una diferencia entre importaciones y exportaciones, pasando por alto los alcances estructurales que tiene la composición del intercambio comercial en los países en vías de desarrollo. Éstos concentran sus

⁴ Para un completo resumen de modelos Neoclásicos, véase Castillo(1992)

exportaciones en recursos naturales y algunas manufacturas, mientras importan principalmente bienes intermedios o de capital. En el caso de Chile, se observa que alrededor de un 35% del total de exportaciones se concentra en Cobre y cerca de un 40% en otros recursos naturales (alimentos no procesados, materias primas agrícolas, industria forestal.). Por su parte, un 57,6% del total de importaciones corresponde a bienes intermedios y un 25,2% a bienes de capital⁵. Agregar los transables en un sólo grupo, distorsionaría los ajustes que mostraría el país ante, por ejemplo, un cambio en sus términos de intercambio al traspasar recursos de un sector a otro.

Mientras que el Tipo de Cambio Real es el precio relativo de los bienes transables respecto a los no transables, indicando la asignación óptima de recursos entre estos sectores, los términos de intercambio se refieren al valor de exportaciones en relación a las importaciones. Si no se incluye en el modelo dos tipos de bienes transables, además de un sector de bienes domésticos, ambos conceptos se confunden. Como señala Repetto,(1994.):

"es interesante determinar cómo variaciones de los términos de intercambio, transitorias como permanentes, afectan al Tipo de Cambio Real de equilibrio y la competitividad internacional de los productos transables, lo que es especialmente relevante en economías como la chilena, que es frecuentemente afectada por shocks sobre sus términos de intercambio. Si se incluyese sólo un bien compuesto, se está suponiendo que éstos permanecen constantes."

Se presentan también en la literatura, modelos reales de un sólo período que tienen la desventaja de no incluir la posibilidad de sustituir consumo presente por

⁵ Fuente: Informe BID (1995)

consumo futuro, por lo tanto no es posible endeudarse o ahorrar, desestimando la relación entre deuda externa y Tipo de Cambio Real. Tampoco existe la posibilidad de incluir dinero u otros activos financieros, lo que en el contexto de cuenta de capitales abierta (o incluso con dicha cuenta cerrada), desestima la posibilidad de incluir shocks de tipo monetario.

Por ello que un modelo que intente determinar el tipo de cambio de equilibrio en una economía como la chilena, debe responder a variaciones en los flujos internacionales de capital y a los movimientos internacionales en los términos de intercambio.

Existe en la literatura un modelo de equilibrio general, bastante difundido basado en Edwards (1989), que ha sido utilizado en Repetto (ibid.) y Castillo (1992); de equilibrio intertemporal, sin dinero; que presenta el inconveniente de ser poco manejable, en el sentido de que arroja resultados difíciles de interpretar y supuestos demasiados rígidos. Como complemento a los resultados que de él se derivan, se presentan en la literatura otros modelos de equilibrio que explican, por ejemplo, los efectos de políticas macroeconómicas sobre el TCR en un contexto de Crisis de Balanza de Pagos⁶, o, alternativamente, en el modelo IS-LM extendido, en que las acciones del gobierno afectan la tasa de interés doméstica, creando un desalineamiento con la tasas de interés externa, lo que conlleva un mayor (menor) flujo de capitales internacionales⁷.

El modelo utilizado en este trabajo es conocido como el modelo 1-2-3, de un país, dos sectores y tres bienes. Es un modelo real de equilibrio general que permite determinar un tipo de cambio de equilibrio y modelar respuestas ante flujos de capital externo y shocks de términos de intercambio. Es bastante manejable y puede ser ampliado, por ejemplo, para analizar escenarios de gasto y financiamiento fiscal, consideraciones monetarias, salariales y presiones inflacionarias.

⁶ En este modelo, las políticas afectan al TCR mediante cambios en la demanda por no transables.

⁷ Al respecto, véase Repetto (1992c).

Es importante señalar que en la medida que la autoridad tenga capacidad discrecional sobre la mantención de un tipo de cambio real efectivo, éste intentará ajustarse en forma natural a su nivel de equilibrio, provocando cambios en el precio de los no transables. Por lo tanto, el desalineamiento provocado por la regla cambiaria, puede causar inflación endógenamente; haciéndola difícil de controlar por parte de la autoridad. El Tipo de Cambio Real de equilibrio es aquel, que dadas otras variables, permite alcanzar simultáneamente el equilibrio interno y externo.

III. Medición del Tipo de Cambio Real

Las anteriores definiciones buscan dar una medida de la competitividad internacional de los productos domésticos, pero sólo la definición neoclásica es un indicador de los incentivos a la asignación de recursos entre el sector transable y el no transable. Sin embargo, se presenta aquí un problema derivado de la falta de información sobre el precio internacional de los bienes transables y el precio de los no transables. Además, la composición de transables y no transables también varía, lo que obliga a utilizar una relación como la dada por la PPP, $e = E \pi^* / \pi$, para poder construir series de Tipo de Cambio Real, y a escoger índices de precios internos y externos.

En la literatura no existe consenso respecto a cuales variables utilizar. En cuanto al índice doméstico, normalmente se utiliza el IPC debido a que tiene un mayor componente de bienes no transables⁸, y es de amplia disponibilidad. Para el caso del índice de precios externos, se opta, en general, por dos alternativas. La elección se basa fundamentalmente en que el índice:

- a) refleje los precios externos relevantes enfrentados por Chile, dada la composición de su comercio, y
- b) tenga un importante componente de bienes transables.

El de mayor disponibilidad, es el índice IPM de Estados Unidos. Sin embargo, éste tiene la deficiencia de no representar muy bien la composición del comercio exterior chileno. El comercio de Chile con Estados Unidos ha disminuido, lo que hace que la utilización del IPM pierda relevancia en la determinación de la evolución del Tipo de Cambio Real efectivo. Si se reconoce que Chile comercia con una diversidad de países, variaciones en el valor de las monedas de tales países en los mercados internacionales y en su inflación, llevan a que un índice de TCR que

⁸ Cerca de un 53% corresponde a bienes no transables dentro de la canasta del IPC. (Claro y Asociados).

sólo considere a los Estados Unidos no reconozca que el valor real de la moneda chilena sí ha cambiado.

Para considerar el patrón más amplio de comercio, a menudo se utiliza el índice de precios externos (IPE), construido por French-Davis (1984). Este es un promedio ponderado de los índices de las exportaciones a los Estados Unidos, Francia, Japón, Reino Unido y Alemania, expresados en dólares y ponderados por la participación de cada uno de ellos en el comercio con Chile cada año. Obviamente, presenta el problema de que al introducir ponderaciones variables, aumenta considerablemente y de forma innecesaria la varianza de la serie de Tipo de Cambio Real. Sin embargo, es un indicador bastante más cercano de la inflación externa enfrentada por Chile.

Otra fuente de críticas se ha centrado en la definición empírica del Tipo de Cambio Real. El problema, como es obvio, es que los índices internos incluyen no sólo bienes no transables, sino que tienen un componente transable; así como en los índices externos no sólo están incluidos bienes transables.

1. El modelo 1-2-3: Un País, Dos Sectores, Tres Bienes

El enfoque utilizado en este trabajo, basado en Devarajan, Lewis y Robinson (1993), extiende el modelo de Salter-Swan (1965) para incorporar imperfectos sustitutos a las importaciones y exportaciones, añadiendo un bien doméstico. Se trata de un modelo real, sin aspectos monetarios, que sólo determina precios relativos de tres bienes: un importable, M ; un exportable, E , y un bien doméstico, D ; cuyos precios son P^m , P^x , P^d , respectivamente. Se supone que el país no consume el exportable⁹, sino sólo el bien doméstico y el importable; y produce sólo el exportable y el bien doméstico.

⁹ Este supuesto no es restrictivo, ya que si el país consumiera el exportable, éste se incluiría en el consumo del bien doméstico.

Los bienes producidos se suponen imperfectos sustitutos, existiendo un costo al cambiar su asignación desde el mercado doméstico al de exportación. La imperfecta sustitución es capturada por la frontera de posibilidades de producción de la economía, que por conveniencia se supone de elasticidad constante de transformación (CET). (Ecuación 1).

$$(1) Q=G(X,D; \Omega) \text{ con } \begin{aligned} Q &= \text{Producto Agregado o PGB} \\ X &= \text{Exportaciones} \\ D &= \text{Bien Doméstico vendido en el mercado} \\ &\quad \text{doméstico.} \\ \Omega &= \text{Elasticidad de Transformación en oferta.} \end{aligned}$$

Alternativamente, ambos bienes pueden considerarse producidos por dos sectores que compiten por los mismos factores, en dotación fija. Si las funciones de producción de ambos sectores se suponen del tipo Cobb-Douglas, entonces la frontera de posibilidades de producción de la economía resultará con elasticidad de transformación constante.

La maximización de utilidades de parte de las empresas, lleva a la ecuación de condición de primer orden, (3).

$$(3) X/D=g(P^x, P^d; \Omega), \text{ con } \begin{aligned} P^x &= \text{Precio del Exportable} \\ P^d &= \text{Precio del Bien Doméstico} \\ \Omega &= \text{Elasticidad de Transformación en oferta.} \end{aligned}$$

Esta ecuación indica que la oferta relativa del bien D con respecto al bien X, depende de sus precios y de la elasticidad de transformación.

Los bienes consumidos también son tratados como imperfectos sustitutos, mediante una función de importación agregada con elasticidad de sustitución constante (CES).

- (2) $A = F(IM, D; \sigma)$, con
- $A =$ Absorción (C+I+G)
 - $IM =$ Importaciones
 - $D =$ Bien Doméstico vendido en el mercado doméstico.
 - $\sigma =$ Elasticidad de sustitución en Demanda

La condición de primer orden para satisfacer la maximización de utilidades de los consumidores, está dada por la ecuación (4), la que define la demanda por importaciones:

$$(4) \quad IM/D = f(P^{im}, P^d, \sigma).$$

En este modelo, el bien doméstico es tanto el no transable de los modelos tipo Salter-Swan, como el sustituidor de importaciones. Los precios domésticos de los bienes transables son exógenos, pues se trata de un país pequeño. Tomamos π^x y π^{im} como los precios mundiales de las exportaciones e importaciones, respectivamente. Y E como el tipo de cambio nominal. (Ecuaciones 5 y 6).

$$(5) \quad P^{im} = E \cdot \pi^{im}$$

$$(6) \quad P^x = E \cdot \pi^x$$

Finalmente se impone la restricción de equilibrio de la balanza comercial, (Ecuación 7), escrita como importaciones menos exportaciones y fijada exógenamente en B .

$$(7) \quad \pi^{im} \cdot IM - \pi^x \cdot X = B, \text{ con} \quad B = \text{Balanza Comercial}$$

Este sistema de siete ecuaciones contiene 7 incógnitas:

X	Exportaciones	(1)	$Q = G(X, D; \Omega)$
IM	Importaciones	(2)	$A = F(M, D; \sigma)$
D	Bien doméstico vendido en el mercado doméstico	(3)	$X/D = g(P^x, P^d; \Omega)$
A	Gasto Agregado (Absorción) (C+I+G)	(4)	$IM/D = f(P^{im}, P^d; \sigma)$
P^x	Precio Doméstico de las Exportaciones	(5)	$P^{im} = E \cdot \pi^{im}$
P^{im}	Precio Doméstico de las Importaciones	(6)	$P^x = E \cdot \pi^x$
P^d	Precio Doméstico del Bien Doméstico	(7)	$\pi^{im} \cdot IM - \pi^x \cdot X = B$

Es importante señalar que cualquier solución a este sistema, depende sólo de precios relativos. Además, éste sistema satisface la ley de Walras, pues es posible demostrar que $P^x \cdot X + P^d \cdot D + E \cdot B = P^{im} \cdot IM + P^d \cdot D$, que es equivalente a decir que el ingreso es igual al gasto.¹⁰

Reescribiendo las condiciones de primer orden: (Ecuaciones 3 y 4)

$$(8) \quad IM/D = k_1 (P^d/P^{im})^\sigma$$

$$(9) \quad X/D = k_2 (P^x/P^d)^\Omega,$$

donde k_1 y k_2 resumen parámetros compartidos de las funciones CET y CES. Estas ecuaciones pueden ser vistas como aproximaciones locales de funciones arbitrarias de demanda por importaciones y oferta de exportaciones. Con ellas procedemos a calcular las elasticidades de sustitución y transformación, generando las siguientes series:

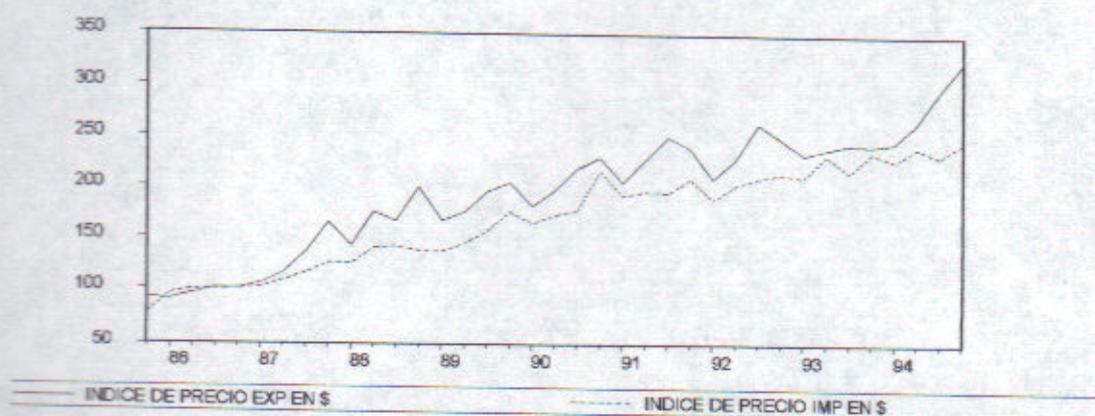
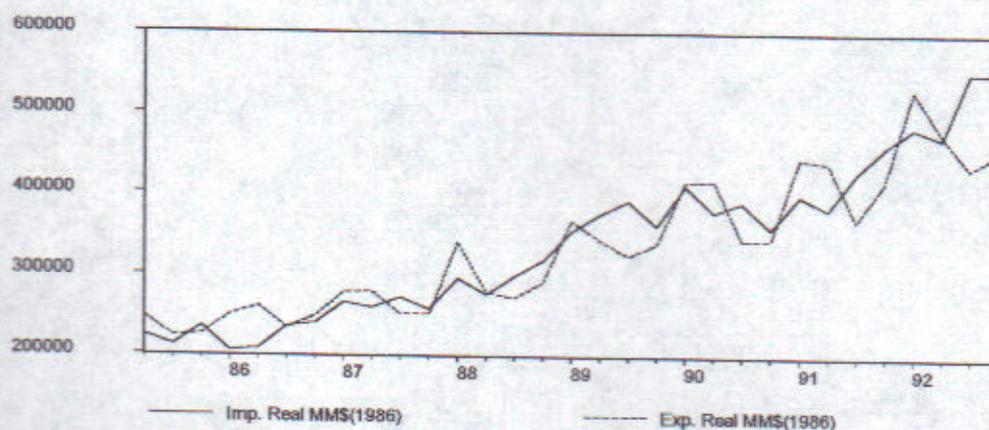
¹⁰ Este resultado se obtiene de premultiplicar la ecuación 7 por R y agregar $P^d \cdot D$ a ambos lados.

IPIM, IPEX: índices de precios de importaciones y exportaciones, respectivamente. Para ello se calcula un índice de precios de Paasche, tomando los valores reales y nominales, en pesos, de las distintas series, en datos trimestrales a partir del año 1985 hasta 1994. Las series IPIM e IPEX se calculan directamente a partir de los datos de cuentas nacionales. También se obtiene directamente un índice de valor.

Dado que un índice de precios de Paasche multiplicado por uno de cantidad de Laspeyres entrega un índice de valor, se obtienen por cancelación:

IM, D, X: índices de quantum de importaciones, del bien doméstico y exportaciones, medido en unidades físicas; en la forma de un índice de cantidad de Laspeyres. Esto es equivalente a utilizar el valor de importaciones y exportaciones en términos constantes, para de esa forma obtener variaciones en la cantidad física, ya que los precios permanecen fijos.

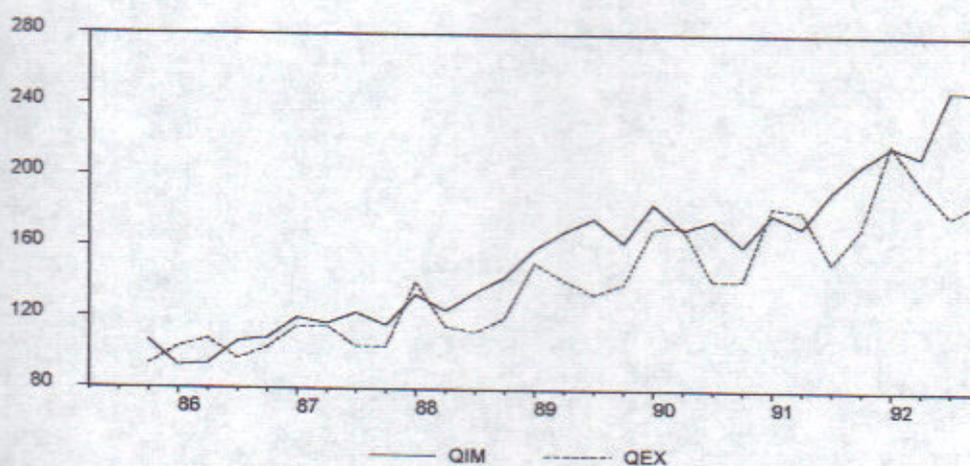
Los siguientes gráficos muestran las evoluciones de exportaciones, importaciones y los índices de precios de ambas.

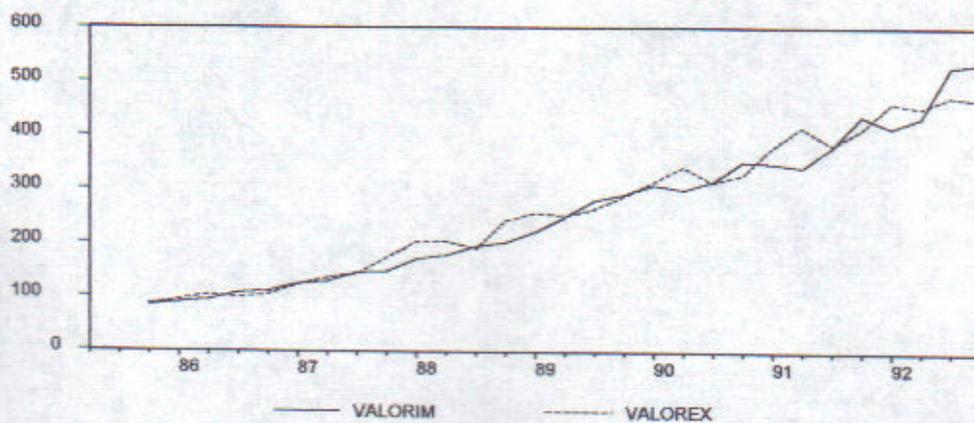


De lo anterior se desprende una clara tendencia alcista tanto en las exportaciones como en las importaciones; así como en las series de precios, manteniéndose el índice correspondiente a las exportaciones por sobre el de importaciones en casi todo el período analizado. Además se observa una mayor variabilidad en el caso de las series referidas a las exportaciones.

A continuación se adjuntan gráficos con la evolución del quantum (cantidades) de importaciones (QIM) y exportaciones (QEX), así como sus índices de valor (VALORIM), (VALOREX), respectivamente. Se aprecia también una tendencia alcista, no tan pronunciada como en los casos anteriores, lo que significa que el alza en ambas series se explica más bien por el lado de los precios que por las unidades físicas totales.

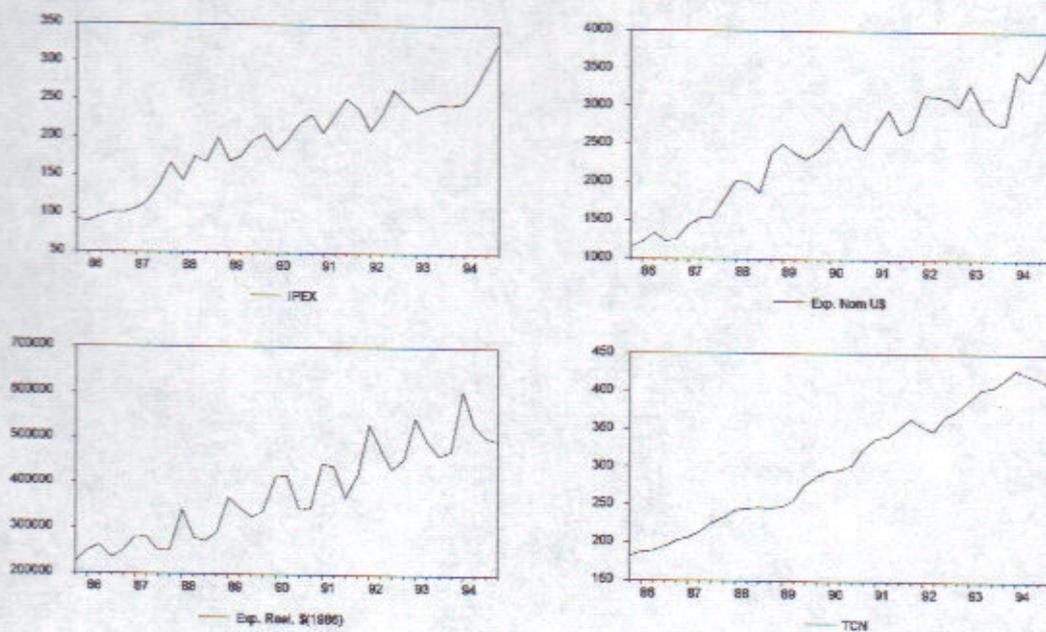
Por su parte los índices de valor, señalan, como cabría de esperarse, aumentos considerables en todo el período. En ambos casos, dicho índice se multiplica aproximadamente cinco veces.



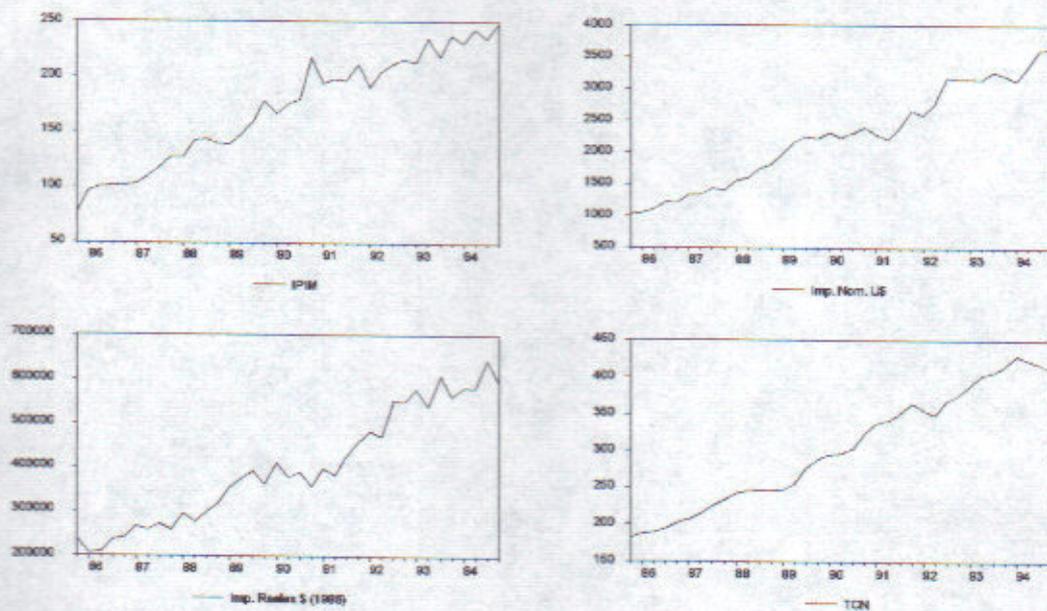


Finalmente, se presentan grupos de gráficos donde se aprecian los índices de precios correspondientes, junto con los valores nominales en dólares, reales en pesos de 1986 de importaciones y exportaciones, y el tipo de cambio nominal.

Gráficos relevantes para Exportaciones



Gráficos Relevantes para Importaciones



1.1 Determinación del Índice de Precios Doméstico

En la práctica, es común definir un tipo de cambio real usando algún índice de precios al consumidor o mediante el deflactor implícito del PGB, en vez de un índice de precios de los bienes producidos internamente y vendidos en el país. Estos índices, como se ha señalado, incluyen bienes transables. En éste modelo, el índice de precios al consumidor (IPC) corresponde al bien *compuesto* adquirido por los consumidores, y el deflactor del PGB corresponde al producto nacional. Un índice de precios compuesto incluye las importaciones pero excluye las exportaciones; y el deflactor del PGB incluye las exportaciones pero excluye las importaciones. Así, es fácil construir un índice para los bienes producidos internamente, que son consumidos internamente, PD, basados en la contabilidad nacional. Éste puede ser

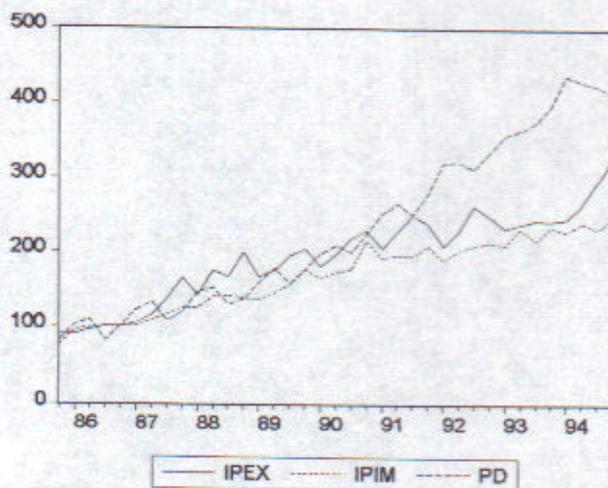
construido restando los precios de los bienes exportables del deflactor del PGB, usando la identidad del gasto:

$$(10) P^q \cdot Q = P^d \cdot D + P^x \cdot X$$

Despejando 10 se obtiene el resultado deseado:

$$P^d = (P^q - S^e \cdot P^x) / (1 - S^e),$$

donde S^e es la participación de las exportaciones en el PGB total (medido como unidades físicas). El siguiente, es un gráfico de los tres índices de precios utilizados en este trabajo.



1.2 Estimación de las Elasticidades de Sustitución y Transformación

Aplicando Log a las ecuaciones 8 y 9 y realizando las respectivas regresiones, se obtienen las elasticidades de sustitución, " Ω " y transformación, " σ ":

Ecuación a Estimar:

$$IM/D = C(1) + C(2) * P^d/P^{im}$$

Comando de Estimación:

$$LS \log(IM/D) C \log(P^d/P^{im})$$

Coefficientes:

$$IM/D = -0.85121907 + 0.72588877 * P^d/P^{im}$$

(-30.996) (8.56273)

$$R^2 = 0.68 \quad R^2 \text{ Ajustado} = 0.67$$

$$D-W = 1.36 \quad F \text{ stat} = 77.32$$

lo que arroja un valor de 0.726 para la elasticidad de sustitución, " Ω ", entre Importaciones y consumo del bien doméstico.

Repitiendo para " σ ", elasticidad de transformación entre producción de bien doméstico o bienes exportables:

Ecuación a Estimar:

$$X/D = C(1) + C(2) * P^x/P^d$$

Comando de Estimación:

$$LS \log(X/D) C \log(P^x/P^d)$$

Coefficientes:

$$X/D = -0.77056429 + 0.49634311 * P^x/P^d$$

(-39.51) (6.7769)

$$R^2 = 0.57 \quad R^2 \text{ Ajustado} = 0.55$$

$$D-W = 1.56 \quad F \text{ stat} = 45.8$$

obteniendo una elasticidad de 0.5.

2. Analítica del Tipo de Cambio Real de Equilibrio

Este modelo considera dos tipos de cambio real: el primero es el tipo de cambio real de las importaciones o de demanda, $e^{im} = E \cdot \pi^{im}/P^d = P^{im}/P^d$, que captura los incentivos a *consumir* transables versus no transables. El segundo es el de las

exportaciones o tipo de cambio real de oferta, $e^x = E \cdot \pi^x / P^d = P^x / P^d$, que captura la rentabilidad relativa de *producir* bienes para consumo doméstico o destinados al mercado mundial. Con el tipo de cambio nominal como numerario, el numerador de ambos está fijo al nivel de los precios internacionales. El precio endógeno, es el del bien doméstico y es común a ambos tipos de cambio. Eventos que no afecten los precios mundiales (como variaciones en los flujos de capital extranjero) afectarán sólo a P^d , luego afectará a ambos tipos de cambio de igual forma. Aún cuando no se tomase E como numerario, el efecto sobre ambos tipos de cambio es el mismo.

Dado que el precio del bien doméstico es relevante en la determinación de ambos precios relativos, puede ser expresado en términos de variaciones en los precios mundiales de las exportaciones ($\hat{\pi}^x$) e importaciones ($\hat{\pi}^{im}$) y alteraciones en el nivel del déficit de balanza comercial ($\hat{\lambda}$). La ecuación de balanza comercial también puede reescribirse, especificando B (balanza comercial), como una porción de los ingresos provenientes de las exportaciones ($\lambda - 1$):

$$(11) \pi^{im} \cdot M = \lambda \cdot \pi^x \cdot X, \text{ de donde}$$

$$(12) B = (\lambda - 1) \cdot \pi^x \cdot X = \pi^{im} \cdot M - \pi^x \cdot X$$

El parámetro λ puede interpretarse como el déficit de balanza comercial del país o como la proporción en que las importaciones exceden a las exportaciones. Así, un $\lambda = 1$ indica una balanza comercial saldada.

Calculando las variaciones porcentuales ($d \log(X) = \hat{X} = dX/X$) de las ecuaciones 8, 9 y 11, se obtiene:

$$(13) \hat{M} - \hat{D} = \sigma(\hat{P}^d - \hat{P}^{im})$$

$$(14) \hat{X} - \hat{D} = \Omega(\hat{P}^x - \hat{P}^d)$$

$$(15) \hat{\pi}^{im} + \hat{IM} = \hat{\lambda} + \hat{\pi}^x + \hat{X}$$

Restando la ecuación 14 de la ecuación 13 y reemplazando IM-X en la ecuación 15, manipulando un poco se obtiene el resultado central:

$$(16) \hat{P}^d = ((\sigma-1)\hat{\pi}^{im} + (1+\Omega)\hat{\pi}^x + \hat{\lambda}) / (\sigma + \Omega) + \hat{E}$$

Esta ecuación entrega el cambio de equilibrio del precio del bien doméstico para variaciones en los precios mundiales, en la balanza comercial o un flujo de capital externo.

La ecuación 16 puede reescribirse, incluyendo explícitamente la variación del tipo de cambio nominal. Reordenando los términos de la ecuación 16, el tipo de cambio deflactado por los precios domésticos, (EPD) se define como:

$$(17) \hat{E} - \hat{P}^d = - (\sigma \hat{\pi}^{im} + \Omega \hat{\pi}^x) / (\sigma + \Omega) + (\hat{\pi}^{im} - \hat{\pi}^x) / (\sigma + \Omega) - \hat{\lambda} / (\sigma + \Omega)$$

Tipo de Cambio EPD	Inflación Mundial	Términos de Intercambio	Balanza
			Comercial

El primer término de la derecha ajusta el tipo de cambio EPD de equilibrio por la inflación mundial, el segundo toma en cuenta en los términos de intercambio y el tercero los cambios en el nivel de la balanza comercial.

Para trabajar según la PPP y, a la vez tomar en cuenta los fundamentos que se obtienen del modelo, se define el tipo de cambio real de equilibrio, e^r , cuya variación, \hat{e}^r , es igual a la variación del tipo de cambio nominal menos la diferencia entre la inflación doméstica y externa. (Ecuación 18)

$$(18) \hat{e}^r = \hat{E} - \underbrace{(\hat{P}^d - (\sigma \cdot \hat{\pi}^{im} + \Omega \cdot \hat{\pi}^x))}_{\text{Diferencial de Inflación}} / (\sigma + \Omega) = \underbrace{(\hat{\pi}^{im} - \hat{\pi}^x)}_{\text{Términos de Intercambio}} / (\sigma + \Omega) - \underbrace{\hat{\lambda}}_{\text{Balanza Comercial}} / (\sigma + \Omega)$$

Como ya se ha señalado, la PPP busca el ajuste mediante las diferenciales de inflación. En la práctica, la PPP ignora los efectos de los términos de intercambio y asume que la balanza comercial permanece en equilibrio, ($\hat{\lambda}=0$). La ecuación 18 indica que el tipo de cambio real variará sólo cuando varíen los términos de intercambio o la balanza comercial. Sin embargo, hay una similitud con la PPP, pues el término entre paréntesis mide la diferencia de inflación doméstica versus la extranjera, como una suma ponderada de las tasas de crecimiento de los precios de las importaciones y exportaciones. Las ponderaciones no son participaciones relativas del total comercializado, sino elasticidades de sustitución y transformación.

Es interesante notar que en la ecuación 16, si $\hat{\pi}^{im} = \hat{\pi}^x = \hat{\pi}$, o sea, no hay alteraciones sobre los términos de intercambio y $\hat{\lambda} = \hat{E} = 0$, entonces $\hat{P}^d = \hat{\pi}^{im} = \hat{\pi}^x$. De aquí, en la ecuación 18, $\hat{e}^r = 0$ y $\hat{E} = \hat{P}^d - \hat{\pi}$. El tipo de cambio real no cambia y el tipo de cambio nominal se ajusta por la diferencia uniforme de las inflaciones interna y externa. En este caso, la PPP se cumple, suponiendo que el índice de precios domésticos sólo contiene bienes transables.¹¹ Sin el efecto de los términos de intercambio, la elección de los ponderadores para definir el tipo de cambio real (las elasticidades de sustitución y transformación), pierden relevancia; es decir, *la PPP es válida para computar cambios en el tipo de cambio de equilibrio si y sólo si no hay variaciones en los términos de intercambio o en el nivel de déficit de balanza comercial (o flujo de capitales).*

¹¹ En el caso de Chile, un 47% de los bienes incluidos en el IPC son transables, lo que debe tomarse en cuenta al seleccionar el índice correspondiente a los precios domésticos.

2.1 Impacto del Flujo de Capitales

Consideremos el impacto sólo del cambio en el flujo de capitales extranjero, manteniendo los anteriores supuestos ($\hat{E} = \hat{\pi}^{im} = \hat{\pi}^x = 0$), pero con $\hat{\lambda} < 0$. Como un aumento en el déficit de la balanza comercial, $\hat{\lambda} > 0$, siempre genera una apreciación real ($\hat{P}d > 0$) según la ecuación 16 o, en términos de la ecuación 18, $\hat{E}r < 0$; el modelo genera un escenario de síndrome holandés, en el que el tipo de cambio real se aprecia cuando la economía aumenta su posición de ahorro externo, financiando con ello el mayor déficit comercial¹².

Es importante tener presente que el modelo sugiere respuestas acordes con la teoría económica al respecto. En efecto, aún cuando no hemos introducido la tasa de interés, una afluencia de capitales exógena, origina una baja en las tasas de interés locales al inyectar liquidez, lo cual redundaría en un incremento del gasto. Se produce un ajuste: el incremento del consumo de bienes transables origina un déficit en cuenta corriente. Si eso fuera todo, serviría para hacer un ajuste directo a la afluencia de capitales.

Pero el aumento de demanda de los bienes no transables genera un exceso de demanda por ellos, lo que redundaría en un aumento de su precio y en una apreciación del tipo de cambio real. Esto, a su vez, genera incentivos para una reasignación de recursos desde el sector transable al no transable y para un viraje de los gastos desde los no transables a los transables. El resultado final es una revaluación real, un sector no transable más vasto, un sector transable más reducido y un mayor déficit en la balanza comercial.

La apreciación real ocurrirá o bien con una caída del tipo de cambio nominal si éste es libre, o bien con un aumento del precio nominal del bien no transable, si el tipo de cambio está fijo.

¹² El síndrome holandés, en este caso, se refiere no al empeoramiento de los términos de intercambio que, como se ha señalado, permanecen inalterados; sino al efecto negativo sobre el tipo de cambio real.

El mismo ajuste puede producirse por la vía de un mayor endeudamiento a corto plazo, aumentos de los flujos de capital oficial o de inversión foránea. Sin embargo, estos tipos de inversión son menos reversibles y, por ende, la revaluación real será menos volátil. Un análisis del efecto de la afluencia de capitales extranjeros en cartera, se encuentra en Corbo y Hernandez; (1994).

2.2 Efectos de los Términos de Intercambio

Consideremos un aumento en los precios mundiales de los importables, lo que corresponde a un empeoramiento de los términos de intercambio ($\hat{\pi}^{im} > 0$, $\hat{\pi}^x = 0$ y $\hat{\lambda} = 0$). En este caso, las variaciones en el nivel de precios doméstico quedan determinadas por el valor de la elasticidad de sustitución entre importaciones y el bien doméstico, σ .

$$P^d = (\sigma - 1) / (\sigma + \Omega)$$

Si la elasticidad es menor que uno, caso típico de los países en desarrollo ya que existen mayores rigideces en la industria sustituidora de importaciones (estos países importan principalmente bienes intermedios y de capital), se produce una caída en el precio de equilibrio de los bienes no transables. En el caso de Chile, el presente estudio arroja una elasticidad de sustitución, σ , igual a 0.73. Como P^x/P^d aumenta, el país trasladará sus recursos hacia las exportaciones a costa de los no transables, buscando ingresos que financien las importaciones. Inversamente, si dicha la elasticidad fuera mayor a uno, el aumento en el precio de las importaciones generaría un incremento en el precio de los no transables. En este caso, más típico de los países desarrollados, se desvían recursos de la actividad exportadora hacia la industria sustituidora de importaciones y el volumen del comercio disminuye.

IV. El tipo de Cambio Real y la Paridad del Poder de Compra

Para validar o refutar la hipótesis de la PPP, se busca el ajuste del Tipo de Cambio Real de largo plazo a través de variaciones en el Tipo de Cambio Nominal; lo que implica que la variable real permanece constante o, alternativamente, el Tipo de Cambio Real observado en el corto plazo es función del tipo de cambio de largo plazo, en el sentido que el primero intenta aproximarse al segundo. De validarse esta hipótesis, el tipo de cambio real sería un fenómeno puramente monetario y variables reales no participarían en su determinación. Es necesario, entonces, testear si existe o no tendencia en el TCR a volver a un nivel predeterminado (de equilibrio), o, lo que es equivalente, si las desviaciones que presenta son permanentes o transitorias.

Utilizando las series generadas por el Modelo 1-2-3, se obtienen dos tipos de cambio reales: TCRIM, TCRX para las importaciones y exportaciones respectivamente.

$$\text{TCRIM} = e^{\text{im}} = E \cdot \pi^{\text{im}} / P^{\text{d}} = P^{\text{im}} / P^{\text{d}}$$

$$\text{TCRX} = e^{\text{x}} = E \cdot \pi^{\text{x}} / P^{\text{d}} = P^{\text{x}} / P^{\text{d}}$$

Expresando la relación entre el tipo de cambio nominal, E , el nivel de precios externo relevante y el de precios interno, se tiene que :

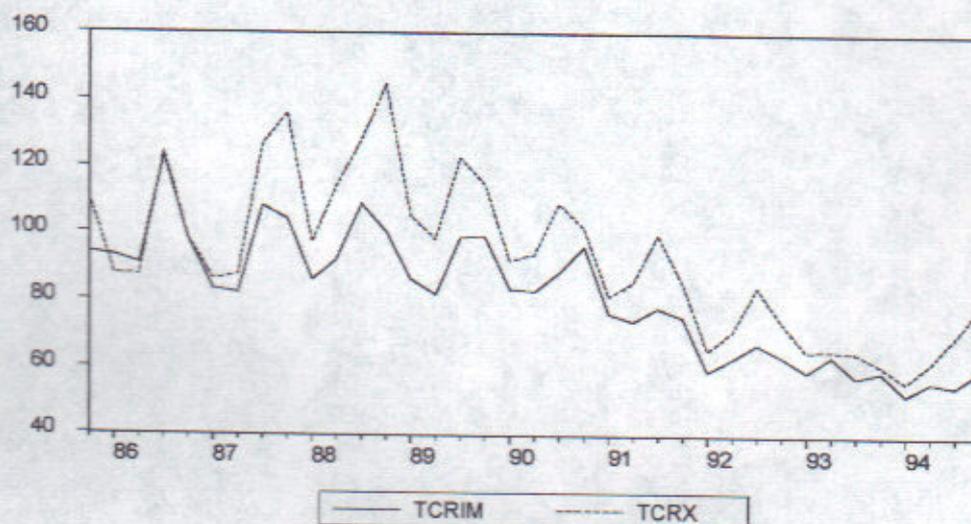
$$\log(E) = c + \theta(\log P^{\text{d}} - \log P^{\text{im}}) + \mu_t$$

$$\log(E) = c + \theta(\log P^{\text{d}} - \log P^{\text{x}}) + \mu_t$$

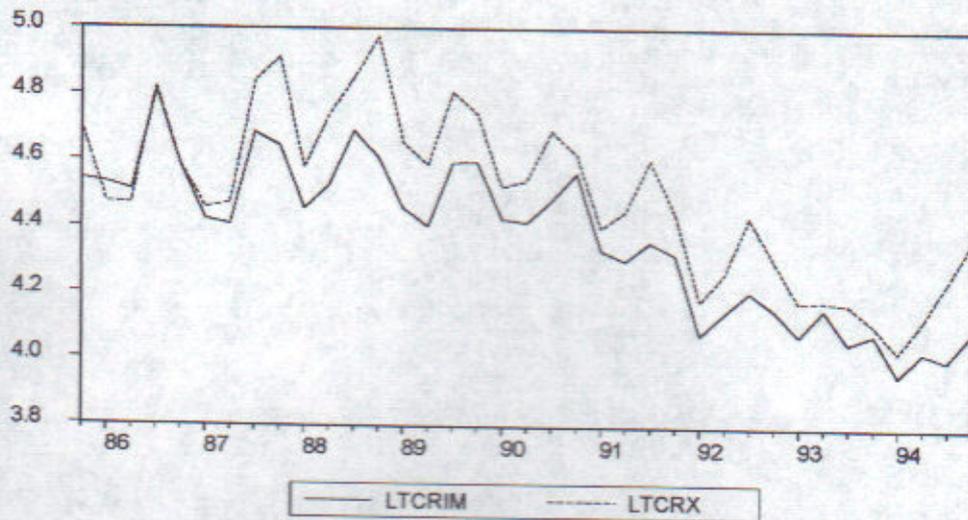
Si se cumple la PPP en forma exacta, $\theta = 1$; todo cambio en los niveles de precios entre los países se compensa con movimientos en el tipo de cambio nominal, salvo por shocks estocásticos, u_t .

1. Análisis Gráfico

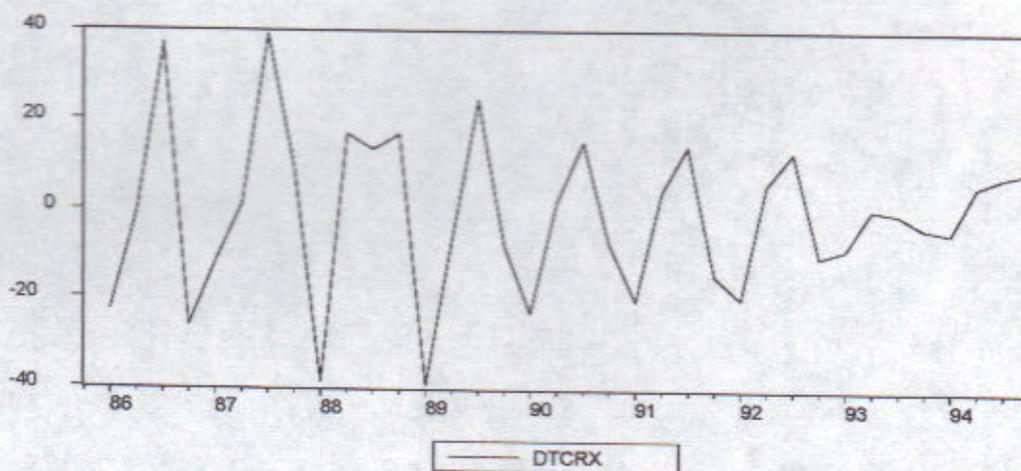
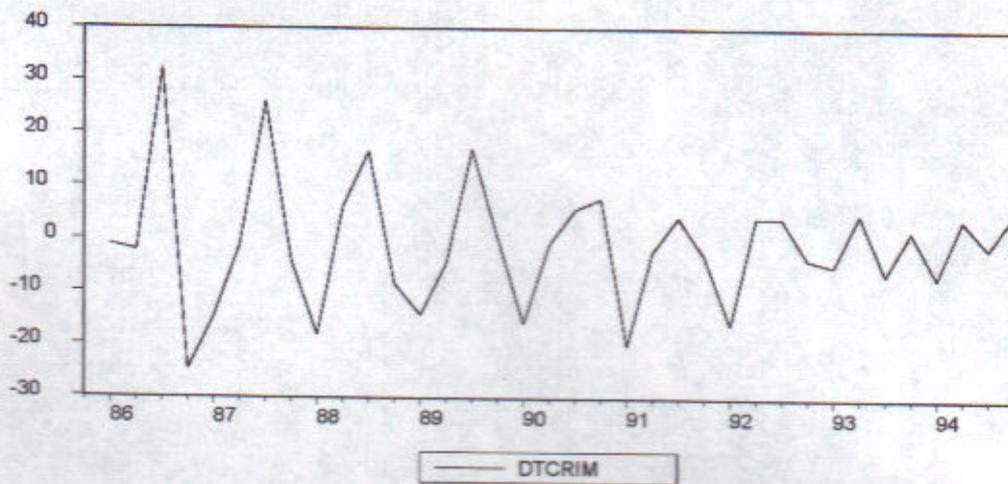
Al observar gráficos de las series originales, TCRIM y TCRX se observan grandes y continuos cambios en sus niveles, sin que se presente una reversión en ellos, lo que estaría indicando que la serie no parece ser estacionaria ni en media ni en varianza.



Los gráficos de las series en logaritmos, LTCRIM y LTCRX, muestran también fluctuaciones considerables exhibiendo una tendencia decreciente, lo que indica que aún corrigiendo el problema de heterocedasticidad (mediante la aplicación de log), la serie sigue siendo no estacionaria en media.



Por ultimo se presentan, a modo de comparación, dos gráficos con las series diferenciadas una vez, $D(TCRIM)$, $D(TCRX)$, los que muestra un comportamiento estable en media y varianza, que presenta las características deseadas de estacionariedad.



2. Análisis Econométrico

2.1 Prueba de Ruido Blanco (Corto Plazo)

Se esperaría, si las series fuesen estacionarias, tuvieran media igual a cero y varianza constante, independiente en el tiempo. La forma de probar si la teoría de la PPP es válida en el corto plazo para la muestra utilizada, es verificar que el logaritmo de TCRIM y TCRX se comporte como un ruido blanco¹³.

¹³ Se llama ruido blanco a una sucesión de variables aleatorias con esperanza cero, igual varianza e independientes en el tiempo.

Ordenando las ecuaciones precedentes y haciendo $\theta = 1$, se obtiene que:

$$\log(\text{TCRIM}) = \log E \cdot \pi^{im}/P^d = c + \mu_t$$

$$\log(\text{TCRX}) = \log E \cdot \pi^x/P^d = c + \mu_t$$

Para una mejor comprensión, debe tenerse en mente que una serie estacionaria:

a) Tiene media y varianza finita, independiente en el tiempo. b) Perturbaciones sobre ella tienen sólo efectos transitorios. c) No deambula, es decir, el número de períodos que transcurre entre dos cruces sucesivos con su valor medio es reducido. d) El valor de su función de autocorrelación decae rápidamente a cero. Ésta función indica cuán correlacionado está un valor del proceso con su valor previo; es decir, refleja algo así como la *memoria* del proceso. Esto es, de qué forma la observación en un período t cualquiera, depende del valor que haya tomado la variable en el período $t-i$, $i > 0$.¹⁴ Una forma útil y rápida, es observar el gráfico de la función de autocorrelación denominado correlograma.

Para testear la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de autocorrelación, ρ , son igual a cero, se usa el estadístico Q de Box y Pierce. Ellos mostraron que el estadístico $Q = T \cdot \sum \rho_k^2$ se distribuye (aproximadamente) como una chi-cuadrado con K grados de libertad. Así, si el valor calculado es mayor que el nivel crítico de 5%, podemos estar un 95% seguros de que los verdaderos coeficientes de autocorrelación no son cero, luego podemos rechazar la hipótesis de que el proceso se comporta como un ruido blanco. A continuación se presentan los correlogramas de la series (en logaritmos) LTCRIM y LTCRX, respectivamente, las que incluyen 16 rezagos.

¹⁴ Para más detalles sobre estacionariedad y análisis de series de tiempo, al final de este trabajo se ha incluido un anexo con una breve discusión los principales tópicos al respecto. Véase también Novales (1993)

Correlogram of LTRIM

Date: 03/12/96 Time: 21:32
 Sample: 1985:4 1994:4
 Included observations: 37

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.809	0.809	26.234	0.000
		2	0.656	0.006	44.002	0.000
		3	0.677	0.419	63.482	0.000
		4	0.690	0.088	84.292	0.000
		5	0.525	-0.348	96.711	0.000
		6	0.384	-0.101	103.56	0.000
		7	0.408	0.153	111.59	0.000
		8	0.406	-0.015	119.77	0.000
		9	0.253	-0.159	123.07	0.000
		10	0.123	-0.113	123.88	0.000
		11	0.078	-0.237	124.22	0.000
		12	0.050	0.033	124.36	0.000
		13	-0.059	0.018	124.57	0.000
		14	-0.166	-0.071	126.30	0.000
		15	-0.176	0.040	128.32	0.000
		16	-0.182	-0.054	130.59	0.000

Correlogram of LTCRX

Date: 03/12/96 Time: 22:35

Sample: 1985:4 1994:4

Included observations: 37

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.744	0.744	22.199	0.000
		2	0.536	-0.041	34.029	0.000
		3	0.641	0.575	51.454	0.000
		4	0.701	0.074	72.931	0.000
		5	0.476	-0.326	83.131	0.000
		6	0.234	-0.395	85.678	0.000
		7	0.337	0.301	91.134	0.000
		8	0.369	-0.164	97.924	0.000
		9	0.148	0.040	99.059	0.000
		10	-0.022	-0.154	99.084	0.000
		11	0.019	-0.104	99.104	0.000
		12	0.041	-0.140	99.200	0.000
		13	-0.160	0.005	100.73	0.000
		14	-0.276	0.017	105.53	0.000
		15	-0.198	0.069	108.11	0.000
		16	-0.191	-0.090	110.61	0.000

Ahora, escribamos la relación en una forma más general :

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

si $\alpha < 1$ la serie es estacionaria, $y_t = I(0)$; pero si $\alpha = 1$, entonces y_t es $I(1)$, es decir, es no estacionaria. Por ello los tests para verificar estacionariedad se llaman de *raíz unitaria*. Existe una amplia gama de tests, la mayoría requiere de valores críticos especiales, estadísticos particulares, aun cuando los tests tienen formas familiares.

El test aplicado aquí es conocido como ADF (Augmented Dickey-Fuller) Éste consiste en correr una regresión de las primeras diferencias de la serie sobre la serie diferenciada una vez y algunos términos rezagados. Con dos términos rezagados, la regresión es:

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \beta_3 \Delta y_{t-2} + \beta_4 + \beta_5 t$$

Hay tres formas de correr este test. Una alternativa es si incluir o no un término constante, otra es determinar si la serie se exhibe o no una tendencia lineal y, por último, está la posibilidad de unir ambas alternativas. También está la posibilidad de determinar el número de rezagos. En cualquier caso, el test es sobre el coeficiente de Y_{t-1} . Si el valor del estadístico es menor (en valor absoluto) que los valores críticos reportados, no es posible rechazar la hipótesis de no estacionariedad y la existencia de raíz unitaria. Para probar que la serie es integrada de orden 1, $I(1)$, se debe probar que su primera diferencia no tiene raíz unitaria. El test puede repetirse sobre la primera diferencia de la serie para verificar hipótesis de integración de mayor orden.

Los resultados sobre las series estudiadas son los siguientes:

Test ADF de Raíz Unitaria

a. Sin intercepto ni tendencia

ADF Test Statistic	-0.65198 (sobre LTCRIM)	1%	Valor Crítico*	-2.6280
ADF Test Statistic	-0.234348 (sobre LTCRX)	5%	Valor Crítico	-1.9504
		10%	Valor Crítico	-1.6206

b. Con intercepto

ADF Test Statistic	-1.614020 (sobre LTCRIM)	1%	Valor crítico	-3.6228
ADF Test Statistic	-2.013843 (sobre LTCRX)	5%	Valor Crítico	-2.9446
		10%	Valor Crítico	-2.6105

c. Con intercepto y tendencia

ADF Test Statistic	-3.096632 (sobre LTCRIM)	1%	Valor Crítico*	-4.2505
ADF Test Statistic	-2.259489 (sobre LTCRX)	5%	Valor Crítico	-3.5468
		10%	Valor Crítico	-3.4253

* Valor Crítico de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.

Las pruebas anteriores no permiten rechazar la hipótesis de no estacionariedad y la existencia de raíz unitaria.

Aplicando sobre la primera diferencia, los resultados son:

Test ADF de Raíz Unitaria

a. Sin intercepto ni tendencia

ADF Test Statistic	-7.45984 (sobre D(LTCRIM))
ADF Test Statistic	-8.67420 (sobre D(LTCRX))

b. Con intercepto

ADF Test Statistic	-7.538903 (sobre D(LTCRIM))
ADF Test Statistic	-8.579802 (sobre D(LTCRX))

c. Con intercepto y tendencia

ADF Test Statistic	-7.92047 (sobre D(LTCRIM))
ADF Test Statistic	-9.33410 (sobre D(LTCRX))

La serie es no estacionaria, posee raíz unitaria, confirmando que la PPP no se cumple en el largo plazo. Es decir, no existe tendencia en el tipo de cambio real a volver a un nivel predeterminado luego de un shock. Cualquier perturbación que lo afecte, lo desviará de su valor inicial en forma permanente.

Resultados similares se obtienen sobre una serie de TCR construida a partir de datos anuales y trimestrales, considerando el IPC e IPM y el IPC y IPE, construido por French-Davis, para el período comprendido entre 1980 y 1992. (Véase Repetto, 1992a), así como en Edwards (1986).

Es importante señalar que aunque tests basados en los resultados, distribuciones y *tablas* de Dickey y Fuller son ampliamente utilizados, el poder de éstos es limitado. Sólo permite rechazar (o la incapacidad de hacerlo) que la variable no sigue un paseo aleatorio (o que es no estacionaria). Una incapacidad de rechazar es sólo una evidencia débil en favor de la hipótesis de no estacionariedad. Para una discusión bastante *amistosa*, se recomienda Pindyck y Rubinfeld (1991). Sin embargo, existe la posibilidad de aislar el componente no estacionario y buscar un multiplicador de largo plazo en la serie. Esto es, la búsqueda de un componente de reversión (*mean-reverting*). Utilizando una metodología definida en términos de razón de Varianzas, es posible medir la persistencia de los shocks en una serie de tiempo. Siguiendo a Astete y Oliva (1992), "...esta metodología resulta apropiada

para comprobar la validez de la PPP, pues no sólo permite un análisis del tipo de cambio real en el largo plazo, sino que también cuán importantes son las innovaciones en la dinámica del tipo de cambio real."

El siguiente procedimiento permite calcular cuánto tiempo tarda el Tipo de cambio real en llegar a su valor de equilibrio luego de un shock.

2.3 Prueba de Razón de Varianza

La mayoría de las series de tiempo presentan características de modelos cuasi-estacionarios, y por ello deben considerarse como una mezcla de componente permanente y transitorio. Una serie no estacionaria puede ser descompuesta en un componente de largo plazo, Z_t y otro transitorio, C_t :

$$Y_t = Z_t + C_t$$

Si Z_t es el componente de tendencia o permanente, entonces puede ser definido como el valor predicho de Y_t en el largo plazo. La medida que permite estimar la importancia del componente permanente se define como:

$$V = \sigma_{\Delta Z_t} / \sigma_{\Delta Y_t}$$

donde $\sigma_{\Delta Z_t}$ es la varianza de la primera diferencia del componente permanente y $\sigma_{\Delta Y_t}$ es la varianza de la primera diferencia de la serie Y_t .

La interpretación de V es simple. Si Y_t es un proceso estacionario, entonces la innovación no tendrá ningún efecto sobre el componente permanente. De esta

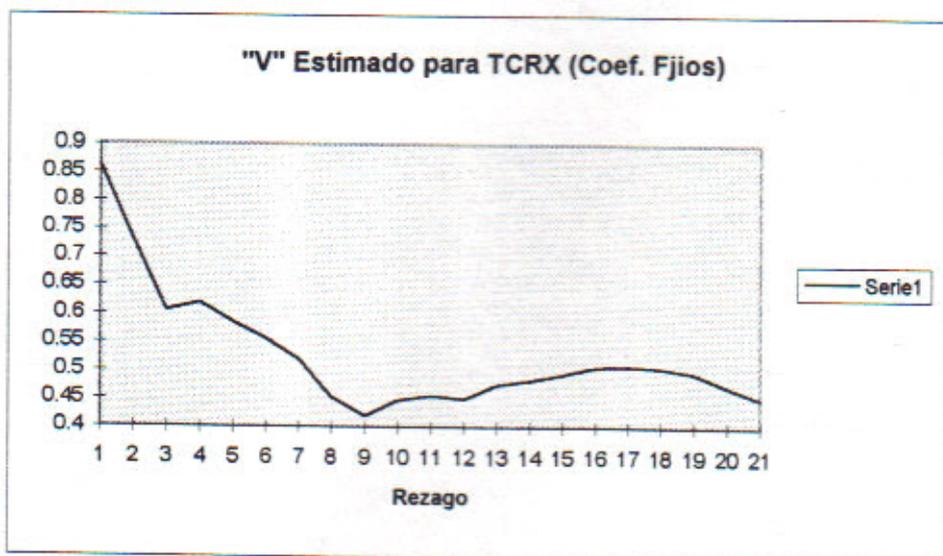
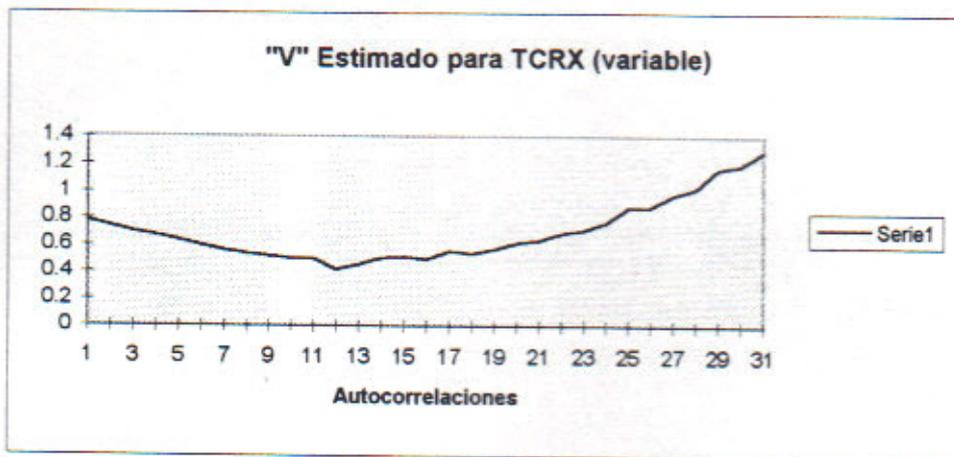
forma, $\sigma_{\Delta Z_{2t}}$ será igual a cero. Si Y_t es un random walk, entonces la innovación será completamente capturada por el componente permanente, de manera tal que $\sigma_{\Delta Z_{2t}}$ será igual a $\sigma_{\Delta Y_{2t}}$, haciendo $V = 1$. Finalmente, si Y_t es un proceso cuasi-estacionario, el valor de la razón de varianzas se encontrará entre cero y uno. Valores de V menores que uno indican la presencia de mean-reverting; un incremento en el nivel de Y_t hoy será compensado con futuros decrecimientos. Si V es mayor que uno, no existe mean-reverting; un incremento hoy es reforzado con mayores incrementos en el futuro.

Para estimar V , siguiendo a Astete y Oliva (1992) se calculan los siguientes estimadores para las series logarítmicas, LTCRIM y LTCRX:

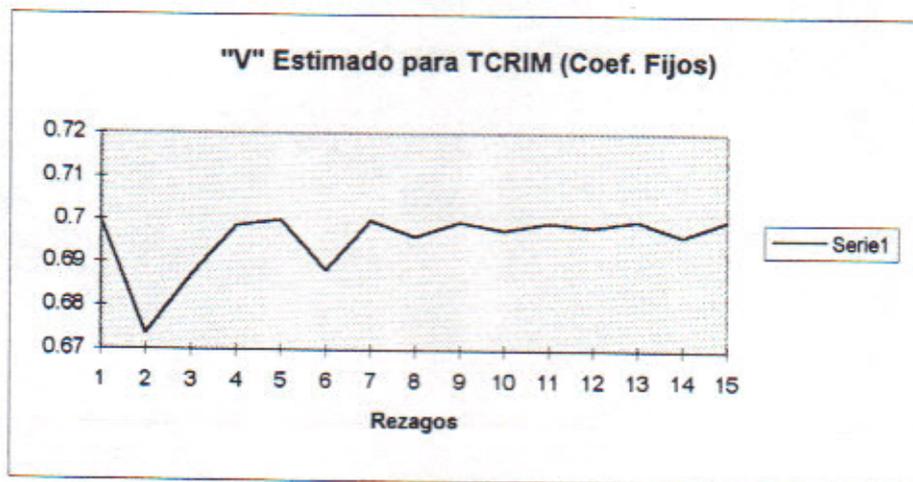
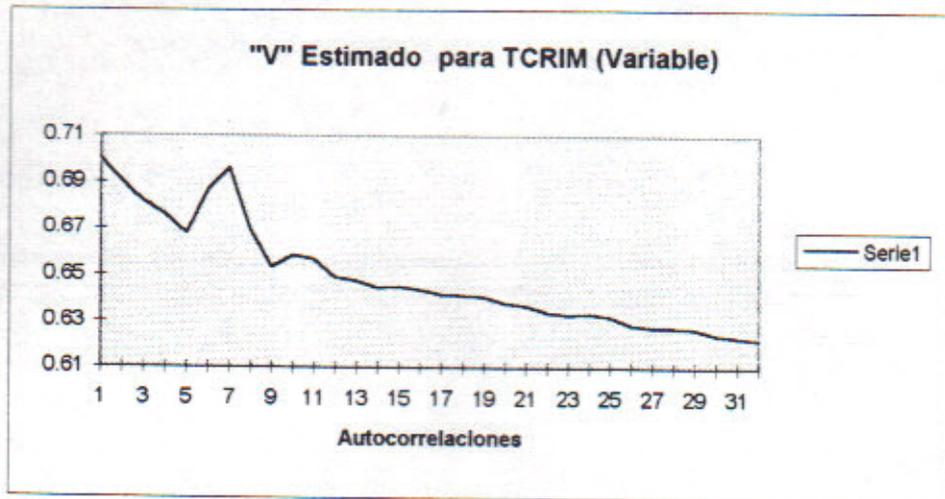
$$Vm = 1 + 2 \left(\sum_{j=1}^{m-1} (m-j)/m * \rho_{\Delta j} \right)$$

$$\rho_{\Delta j} = (T/(T-j)) \sum_{t=j}^T (\Delta Y_t \Delta Y_{t-1}) / \Sigma(\Delta Y_t)^2$$

con m igual el número de autocorrelaciones.



Se observa en el primer gráfico una trayectoria de continuo decrecimiento (V disminuyendo a medida que el número de autocorrelaciones aumenta.) En este caso, las autocorrelaciones positivas en los rezagos iniciales son muy pequeñas, de forma tal que ocurre una reversión rápidamente. El componente de mean-reverting se aproxima a 0.5, sin embargo, para medir el proceso de reversión, debe observarse el segundo gráfico, donde se utiliza una aproximación de V estimada con coeficientes fijos de la siguiente forma: $V = 1 + 2 \sum (0.5T - j) / 0.5T * \rho_j$. Aquí se observan movimientos rápidos en la razón de varianzas durante los primeros trimestres, lo que indica un rápido ajuste en el corto plazo, luego del cual el proceso de mean-reverting se amortigua. Por ejemplo, el valor de V pasa de 0.86 a 0.4 en 9 trimestres, para llegar a su valor de largo plazo aproximadamente en el trimestre número 13 (V=0.48)



Se observa en el primer gráfico una clara tendencia decreciente de V a medida que aumenta el número de autocorrelaciones, con algunos "saltos", indicando importancia de autocorrelaciones iniciales, las que son revertidas en el mediano plazo. El componente de mean-reverting se aproxima a 0.63. Sin embargo, para hacer una estimación más precisa, se observa el segundo gráfico en el que, al igual que en el caso de la serie TCRX, se utiliza un V estimado con coeficientes fijos para evitar el problema que presenta V tradicional, el que continúa decreciendo aún con autocorrelaciones sin importancia ya que las ponderaciones cambian más cuando se trata de autocorrelaciones negativas de alto orden. Nuevamente se observan fluctuaciones de corto plazo que indican rápidos ajustes, luego de las cuales el proceso de reversión se amortigua. El valor de largo plazo aparece en el trimestre número 8 y es igual a $V = 0.7$.

Es importante señalar que la prueba de razón de varianzas permite, en este caso, captar diferencias entre ambas series, cosa que no ocurre en los tests tradicionales aplicados con anterioridad. Resumiendo los resultados obtenidos:

V Estimado para LTCRX	V = 0.48	T = 13
V Estimado para LTCRIM	V = 0.7	T = 8

Estos resultados contrastan entre sí. En el estudio de Astete y Oliva (1992), se obtiene para la serie de TCR definida por el FMI, en observaciones mensuales, un V estimado de 0.36, indicando un proceso de reversión bastante más pequeño. Quizá el reducido tamaño de muestra empleado aquí sea la causa de la gran diferencia observada entre ambos estudios.¹⁵

2.3.1 Estimación del Multiplicador de Largo Plazo

Si se define el TCR de largo plazo como la proyección en el infinito basada en valores actuales y pasados del TCR, entonces su valor de largo plazo equivale al componente permanente Z_t . Así, el multiplicador de largo plazo se define como el cambio en el componente permanente Z_t , debido a una innovación. Es posible obtener una expresión estimable para dicho multiplicador, de la siguiente forma:

$$\text{Mult} = (V * \sigma_{\Delta y_t} / \sigma_e)^{1/2}$$

donde V se obtiene directamente, al igual que la varianza de Y_t . La varianza de e se obtiene a partir de la siguiente regresión:

$$Y_t = \sum_{k=1}^m \alpha_k Y_{t-k} + e_t$$

¹⁵En el citado estudio, la muestra contiene 418 observaciones mensuales en el período 1957.1:1991.10

donde m es el número de rezagos del proceso de reversión (T). Una vez calculado e_t , se estima su varianza:

Los resultados se resumen a continuación:

LTCRIM	$\sigma_{\Delta_{yt}} = 0.119928$	$\sigma_e = 0.046136$	Mult = 0.21
LTCRX	$\sigma_{\Delta_{yt}} = 0.175377$	$\sigma_e = 0.077924$	Mult = 0.42

Multiplicadores cercanos a cero implicarían que el TCR no variaría en el largo plazo, lo que validaría la PPP. Dado el pequeño tamaño de la muestra utilizada, los valores obtenidos son significativos. Es interesante notar que el efecto de una innovación sobre TCRX es el doble del que presenta TCRIM.

Si el multiplicador es menor que uno, existe una sobre-reacción inicial que no se revierte del todo. Si bien el TCR vuelve a su equilibrio, éste es distinto al nivel de equilibrio anterior al shock. En el caso del TCRX, luego de una innovación, se ubica en un nivel 0.42 mayor que el que tenía antes, en un período de 4 años (13 trimestres). En el caso de TCRIM, la innovación se traspasa en forma permanente en un nivel 0.21 mayor que el presente en la situación inicial en un período de dos años y medio. (8 trimestres). El overshooting no es revertido del todo en el largo plazo.

En el estudio antes citado, se estimó un multiplicador de 0.66 que contrasta con el estimado aquí.

Más allá de los resultados puntuales aquí obtenidos, a modo de conclusión, es posible señalar que la prueba recién presentada permite capturar elementos permanentes en una serie no estacionaria, lo que no es posible de determinar con los tests tradicionales de raíz única o Q de Box y Pierce. De esta forma, posibilita una mejor comprensión del comportamiento esperado del TCR, en la medida que afirma la no existencia de un comportamiento puramente aleatorio en el largo plazo.

Si las innovaciones en la trayectoria del TCR se desvanecen en el tiempo, significa que sólo aspectos monetarios son relevantes en ella. Si se prueba una cierta permanencia, así como un proceso de reversión y una nueva trayectoria de largo plazo, se está afirmando que toda innovación producirá una apreciación o depreciación del TCR con cierto carácter permanente. La única manera de revertir éste proceso es afectando las variables fundamentales (fundamentos del TCR), por lo que consideraciones de políticas deben centrarse en aspectos reales.

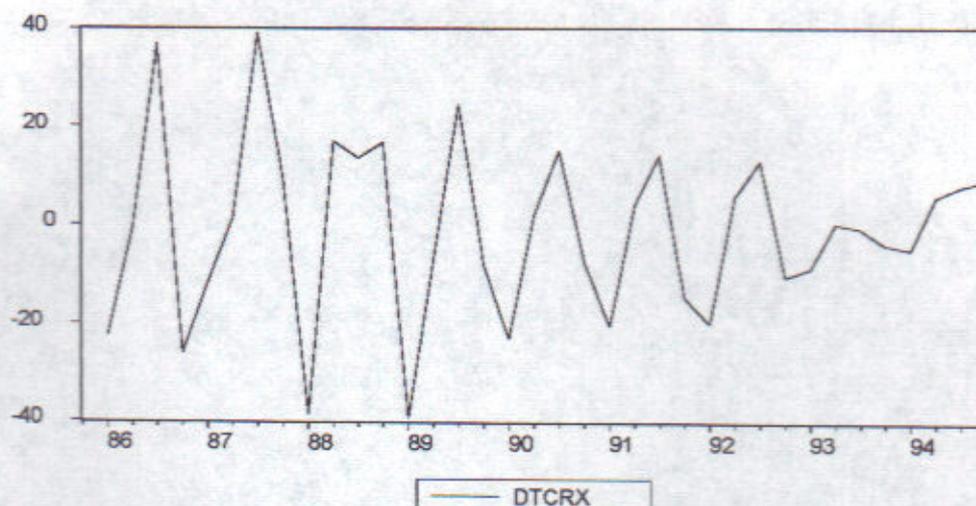
El problema de la relación entre el TCR y variables de política puede abordarse desde una perspectiva de econometría dinámica, que se relaciona con el concepto de raíces unitarias a través del concepto de cointegración y la confluencia final en términos de modelos de corrección de errores. (ver anexo 1). Para ello, es necesario realizar un análisis estadístico que aproxime el comportamiento del TCR en el período de estudio para determinar si se relaciona con las demás variables (fundamentals) a través de primeras diferencias, en niveles o en ambas.

3. Modelamiento Arima

Para comenzar el modelamiento, se procede a hacer estacionarias las series TCRX y TCRIM, diferenciándolas primero y observando el correlograma, el que debe mostrar una rápida convergencia a cero.

3.1 Modelamiento para TCRX

Lo primero antes de modelar la serie en términos de sus valores pasados, error actual y valores pasados de ellos, es asegurarse de trabajar con una serie que sea estacionaria. Para esto se diferencia una vez la serie, obteniéndose una realización típica estacionaria, la que se observa en el siguiente gráfico.



El correlograma de esta serie señala fuertes saltos cada cuatro trimestres, lo que es una indicación de que debe trabajarse tomando en cuenta la estacionalidad.

Después de observar el correlograma y tomar en cuenta valores significativos de las FAS y FAP correspondientes, se identifica un modelo que es sometido a diagnóstico y depuración a través de múltiples ensayos de prueba y error, buscando dos condiciones mínimas:

- a) Que los residuos del modelamiento se comporten como un ruido blanco
- b) Que el modelo tenga capacidad predictiva.

Se encuentra que la mejor especificación (identificación) ARIMA es la siguiente:

Comando de Estimación:

LS DTCRX SAR(4) MA(4) AR(12) MA(8) MA(3)

Ecuación Estimada :

DTCRX [AR(12),SAR(4),MA(8),AR(6)]

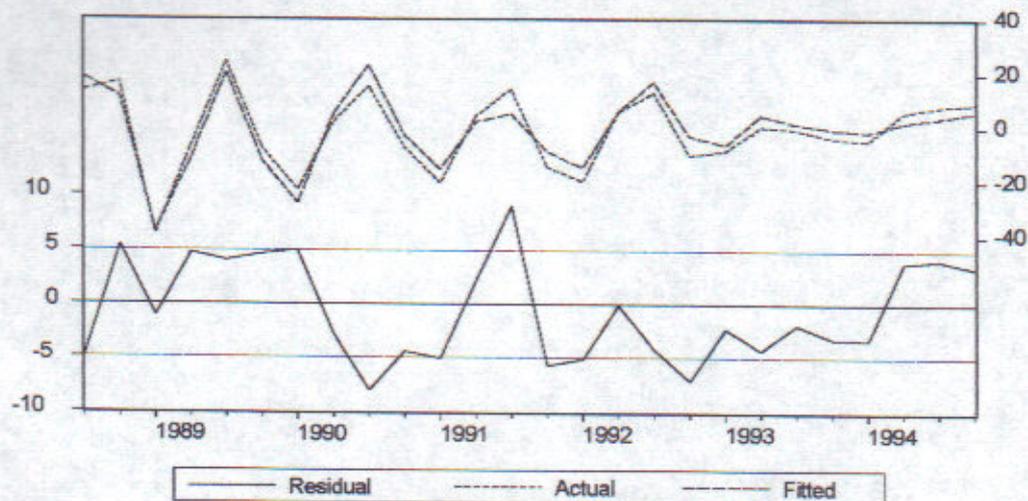
Coefficientes:

AR(12)	=-0.19139133	t = -5.66297
SAR(4)	=0.7658286	t = 3.048644
MA(8)	=-0.72130574	t = -26.71985

con R cuadrado 0.895186 F stat = 98.21

R cuadrado Ajustado 0.860035 S.E. = 4.92

El siguiente gráfico muestra el comportamiento de la especificación.

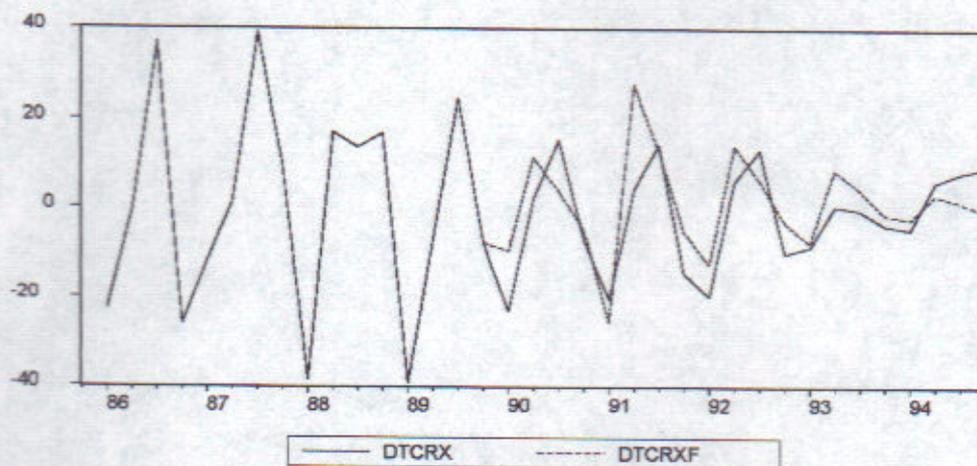


El correlograma de los residuos decae rápidamente a cero y el estadístico Q alcanza un valor de 8.5286 para 16 observaciones y corregido por cuatro términos ARMA, lo que significa incapacidad de rechazar la hipótesis nula de ruido blanco, con el 5% de significancia. (o tener un 95% de confianza de que la serie se comporta como un ruido blanco).¹⁶

¹⁶ El valor crítico para Q(12) es 18.55 con un nivel de significancia de 5%

Para evaluar el segundo criterio, se busca encontrar el mínimo error cuadrático en la proyección de la serie. Se obtuvo un valor de 11.52 y un error absoluto medio de 9.53; valores que son satisfactorios.

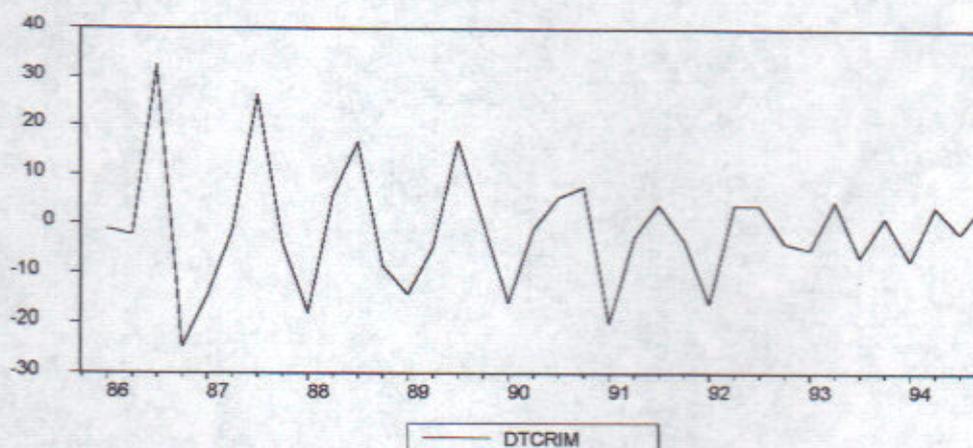
El siguiente gráfico muestra cuán bien se ajusta el modelo en pronosticar valores pasados de TCRX. . Además, el gráfico muestra que la serie proyectada hace un buen trabajo para simular los *turning points* de los datos.



Se aprecia que el efecto autorregresivo es significativo hasta el tercer año (trimestre 12) y la media móvil hasta el segundo año, ambos corregidos por estacionalidad.

3.2 Modelamiento para TCRIM

El gráfico para la serie diferenciada una vez es el siguiente:



Al igual que en el caso de la serie para TCRX, el correlograma presenta saltos cada cuatro trimestres, indicando la necesidad de trabajar con componentes que corrijan la estacionalidad.

El siguiente es el resultado de la mejor estimación, utilizando los mismos criterios de la sección anterior:

Comando de Estimación:

LS DTCRIM SAR(4) AR(8) MA(6)

Ecuación Estimada:

DTCRIM = [AR(8),MA(6),SAR(4)]

Coefficientes:

DTCRIM =

AR(4) = 0.402772 t = 3.728539

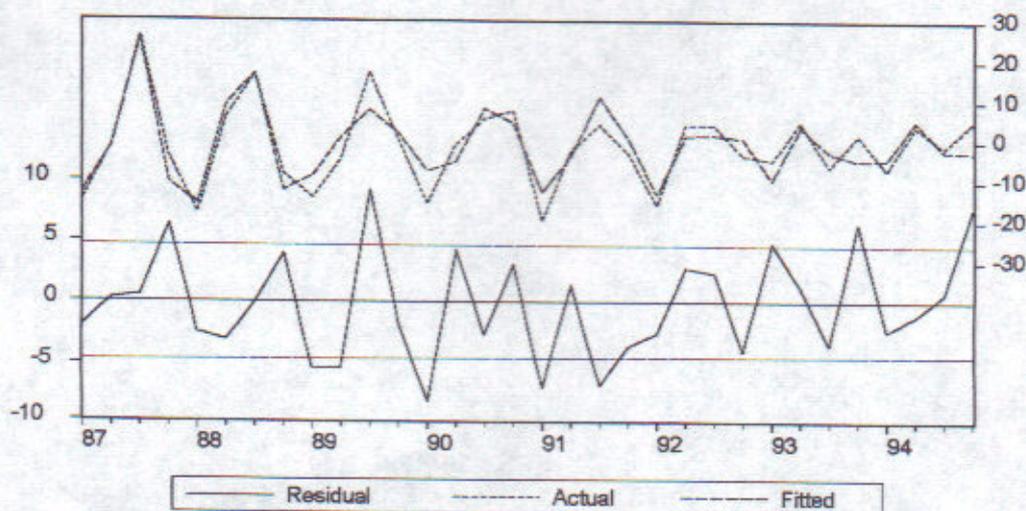
AR(8) = -0.73870 t = 8.031922

MA(6) = -0.270351 t = -2.39371

con R cuadrado 0.809 F stat = 61.611

R cuadrado ajustado 0.796 S.E. = 4.694

El siguiente es el gráfico de la especificación, la serie original y los residuos resultantes:

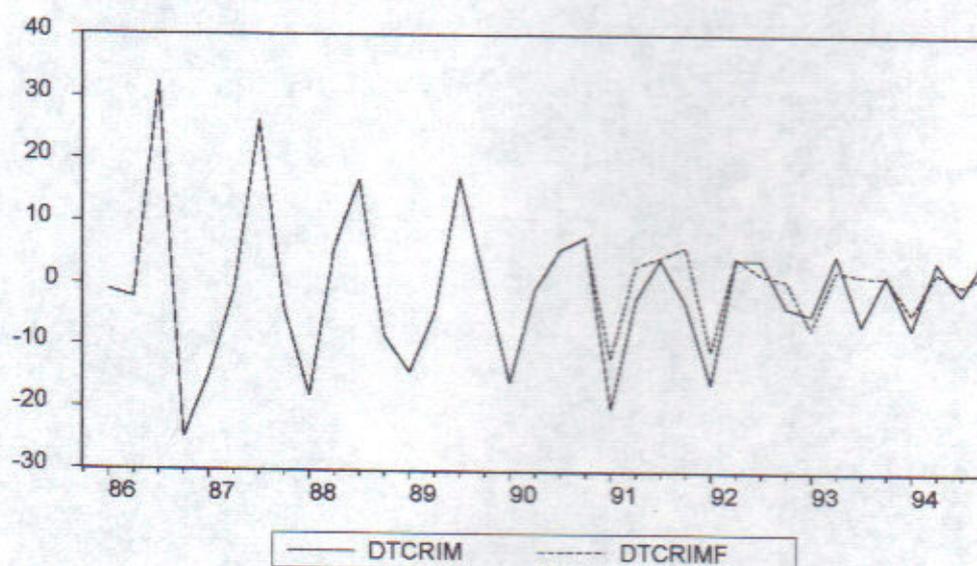


Se observa un buen comportamiento del modelo. El correlograma de los errores responde satisfactoriamente la prueba de comportamiento tipo ruido blanco, obteniéndose un estadístico Q, ajustado por 3 términos ARMA (y el de integración)

igual a $Q = 8.5736$, lo que no permite el rechazo de la hipótesis nula, (H_0 : todos los coeficientes de autocorrelación simple son iguales a cero); con 12 grados de libertad y una significancia de 5%.

Por último, buscando el ajuste del menor RMS (Root Mean Square) y error absoluto medio, se obtienen 4.498025 y 3.566340 respectivamente.

El siguiente gráfico muestra que el modelo es adecuado para fines predictivos, capturando gran parte de los *peaks* de la serie.



El componente autorregresivo es significativo hasta el segundo año, lo que nuevamente indica la existencia de diferencias entre ambas series.

4. Cointegración

Un grupo de series no estacionarias están cointegradas si hay una combinación de ellas que es estacionaria. Esta combinación es llamada *ecuación cointegradora*, la que usualmente se interpreta como una relación de equilibrio de largo plazo.

4.1 Estudio sobre la PPP

La aplicación aquí consiste en investigar el orden de integración de las variables que entran en la relación impuesta por la PPP, (las series de precios internacionales, precio doméstico y tipo de cambio nominal). Una vez logrado un mismo grado de integración entre estas variables, se testa la relación de largo plazo mediante la realización de una regresión. Si la relación es cierta, los errores deben probarse estacionarios.

Se testa la existencia de raíces unitarias en las siguientes series:

TCN, IPIM, IPEX, PD

Test ADF de Raíces Unitarias

a) Sin Intercepto ni Tendencia

Valor del Estadístico		1% Valor Crítico *	-2.6261
TCN -1.612344	D(TCN) -2.426039	5% Valor Crítico	-1.9501
IPIM -1.540949	D(IPIM) -4.600520	10% Valor Crítico	-1.6205
IPEX -2.153893	D(IPEX) -5.284495		
PD -0.759538	D(PD) -4.705899		

b) Con Intercepto y Tendencia

Valor del Estadístico		1% Valor Crítico *	-4.2242
TCN -2.687798	D(TCN) -4.433738	5% Valor Crítico	-3.5348
IPIM -2.633648	D(IPIM) -5.987277	10% Valor Crítico	-3.4010
IPEX -2.913442	D(IPEX) -6.983026		
PD -2.862743	D(PD) -9.636861		

c) Con Intercepto

Valor del Estadístico		1% Valor Crítico *	-3.6171
TCN -0.760608	D(TCN) -4.402881	5% Valor Crítico	-2.9422
IPIM -1.030798	D(IPIM) -6.169493	10% Valor Crítico	-2.6092
IPEX -0.389094	D(IPEX) -7.062440		
PD 0.132429	D(PD) -7.859012		

* Valores Críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.

En todas las series no es posible rechazar la existencia de raíces unitarias, luego, dado los resultados en cuanto al orden de integración de las variables, se procede a correr las regresiones cointegradoras con las series en logaritmos, dada la restricción de la PPP.

Para TCRIM

$$\log TCN = C + K(\log PD - \log IPIM)$$

$$D-W = 0.82$$

$$Q(16) = 54.742$$

Para TCRX

$$\log TCN = C + K(\log PD - \log IPEX)$$

$$D-W = 0.48$$

$$Q(16) = 62.513$$

Analizando los residuos de ambas regresiones, el estadístico Q y el estadístico D-W, se llega a la imposibilidad de aceptar la hipótesis de que ellos se comportan como un ruido blanco, en otras palabras, los residuos sí se encuentran fuertemente correlacionados, lo que no sería de esperar si las relaciones anteriores estuvieran cointegradas.

Lo anterior permite descartar nuevamente la hipótesis de la PPP en el largo plazo.

5. Conclusiones

Los anteriores estudios realizados en base a modelos de series de tiempo, han pretendido encontrar un equilibrio de largo plazo para el tipo de cambio real, según la definición señalada por la teoría de la paridad del poder de compra. Aún cuando diversas pruebas aplicadas aquí demuestran que no esta teoría no puede aceptarse como válida ni para el corto ni largo plazo, algunos resultados interesantes se aprecian al realizar la prueba de razón de varianzas, mediante la captura de un componente permanente en las series el que además, permite distinguir la persistencia que manifiestan las innovaciones sobre el tipo de cambio real de las importaciones y las exportaciones. Diferencias sobre la persistencia de los shocks estarían indicando que las series son diferentes, puesto que mismas alteraciones

producirían efectos distintos. La diferencia surge de los movimientos que experimentan los precios de los bienes importados versus los exportables.

Para confirmar aún más la idea de la divergencia implícita entre ambos tipos de cambio a través del tiempo, el modelamiento ARIMA arroja resultados que contraponen ambas series, donde puede observarse una estructura autorregresiva de orden 12 para la serie TCRX versus una de orden 8 para TCRIM, lo que indicaría que la serie referida al tipo de cambio de las exportaciones tiene más *memoria de su pasado* que aquella referida a las importaciones

El siguiente paso es, mediante el modelo 1-2-3, presentado en la sección III, determinar un tipo de cambio real de equilibrio que pueda ser explicado en forma estructural y sujeto de comparaciones con el o los tipos de cambio definidos previamente. Para ello, se necesita una ecuación de dinámica, capaz de capturar las divergencias que pueden darse en algún momento del tiempo. Éstas divergencias pueden producirse por efectos de políticas monetarias y/o fiscales, las que deben introducirse en esta ecuación. Sin embargo, teniendo en mente que las series TCRX y TCRIM son no estacionarias, las relaciones pertinentes deben tomar en cuenta la forma en que éstas variables se relacionan en la ecuación de dinámica; ya sea ésta en la forma de niveles o de diferencias. El método de corrección de error, entonces, arrojaría resultados espurios si no se toma en cuenta lo anterior.

V. TESTEO EMPÍRICO DEL MODELO

1. Estimación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio

Recordando la analítica del tipo de cambio real de equilibrio (pág. 25), el modelo nos llevaba a calcular cuál debía ser la variación experimentada por el índice de precios domésticos, dados cambios en los precios internacionales, lo que permite obtener una variable de tipo de cambio real de equilibrio. Esta variable, susceptible de ser explicada por los términos de intercambio y las fluctuaciones de la balanza comercial, se probaba equivalente a una aproximación por medio de la PPP, considerando los ajustes del tipo de cambio nominal frente a diferenciales de precio entre el país y los bienes transables. Con ello, es posible asignar importancias relativas a cada uno de estos factores sobre el tipo de cambio real de equilibrio, asumiendo que E no es igual a cero. (Considerando las devaluaciones periódicas). Por ejemplo, tomando las ecuaciones (16) y (18):

$$(16) P^d = ((\sigma - 1) \cdot \pi^{im} + (1 + \Omega) \cdot \pi^x + \lambda) / (\sigma + \Omega) + E$$

$$(18) e^r = E - (P^d - (\sigma \cdot \pi^{im} + \Omega \cdot \pi^x)) / (\sigma + \Omega) = (\pi^{im} - \pi^x) / (\sigma + \Omega) - \lambda / (\sigma + \Omega)$$

Diferencial de Inflación	Términos de Intercambio	Balanza Comercial
--------------------------	-------------------------	----------------------

se obtiene para el período comprendido en toda la muestra utilizada, esto es, desde el segundo trimestre de 1985 hasta el segundo de 1992, un cambio en el nivel de precios de 121% una variación de 36.1% para el precio internacional de las importaciones y 30.7% para las exportaciones, 93.2% de variación del tipo de cambio nominal y -1.3% de la balanza comercial. (Utilizando la ecuación (16)). La

variación del precio doméstico efectiva, arrojada por el modelo alcanza un 291.1%, lo que se aleja considerablemente de lo sugerido por el cálculo anterior. Esto indicaría posibles desalineamientos del tipo de cambio real sobre su valor de *equilibrio*.

En términos de la ecuación 18, el tipo de cambio real sugerido para todo el período, debe haber experimentado una variación positiva de 5.45%. Revisando las series de TCRIM y TCRX se obtienen las siguientes variaciones:

$$\text{TCRIM} = -32.77\%$$

$$\text{TCRX} = -35.43\%$$

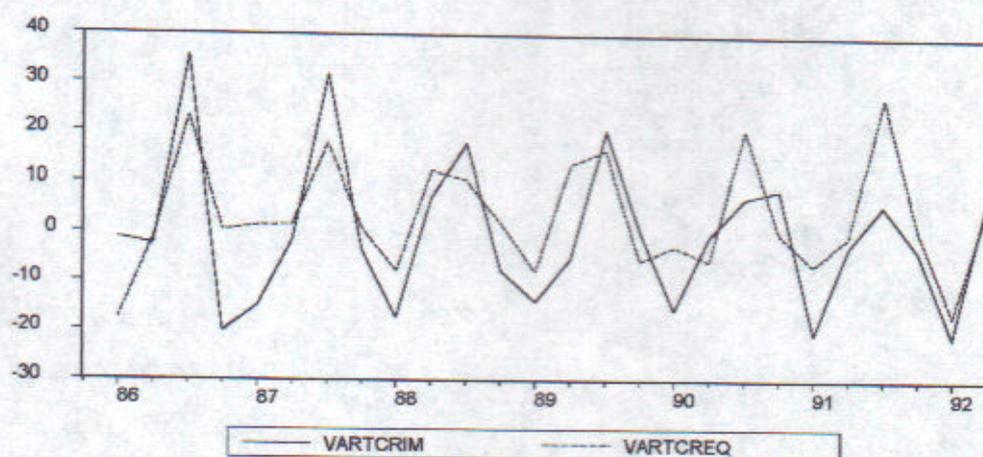
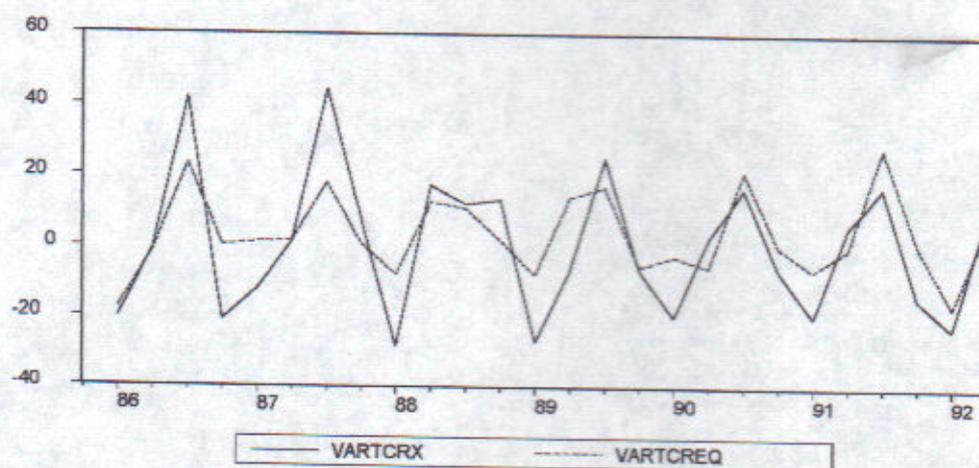
Lo anterior confirma que el tipo de cambio real sufrió una estrepitosa caída.

La importancia relativa de los términos de intercambio explica un 80.75% de la variación total del tipo de cambio real de equilibrio y un 19% se explica por la variación de la balanza comercial.

Sin embargo, los cálculos anteriores sólo consideran la variación sufrida en el período completo, no analizando la dinámica de la serie de equilibrio ni la de las series efectivas. Esto es de vital importancia, pues al comparar dos puntos extremos sin considerar la evolución que los ha generado, pueden obtenerse conclusiones erróneas. Tomando las series de variaciones, se aprecia que no hubo desalineamientos considerables entre ellas, contrario a lo que podría deducirse utilizando sólo datos estáticos.

[JPI1]2. Comparación del TCR de Equilibrio y los Tipos de Cambio Efectivos

Los siguiente gráficos toman cuenta de ello. Se genera una serie con la variación de precios domésticos sugerida por el modelo, la que se utiliza luego para construir la serie de variaciones del tipo de cambio real de equilibrio. Luego se compara con las variaciones experimentadas por TCRX y TCRIM.



Se observa que los cambios experimentados por las series a través del período no divergen demasiado como lo sugerido por el análisis precedente. Los *peaks* las

series efectivas, VARTCRX y VARTCRIM coincidan con los momentos sugeridos por la variable de equilibrio, VARTCR, así como no se apartan mucho de los niveles alcanzados.

Considerando algunas estadísticas descriptivas básicas, se aprecia que la principal diferencia es la mayor dispersión de las series efectivas.

<u>VARIABLE</u>	<u>VARTCR</u>	<u>VARTCRIM</u>	<u>VARTCRX</u>
MEDIA	3.175104	-0.466487	0.181415
MEDIANA	0.739050	-1.959861	0.483880
MÁXIMO	27.97311	35.52801	44.70112
MÍNIMO	-17.54856	-21.25815	-28.34614
DESV. STD.	11.85197	15.08118	19.95434

Los anteriores resultados indican que existen algunos desalineamientos entre el tipo de cambio real y los tipos efectivos. Asumiendo que el sistema dejado en libertad demora cierto tiempo en llevar al TCR al su nivel de equilibrio, es posible expresar el modelo de una forma tal, que capture la dinámica de las series. Sin embargo, se presenta el problema de que la serie de TCREQ no es observable directamente. Este problema puede solucionarse teniendo en mente que para capturar los desalineamientos entre ambas series es necesario hacerlas comparables, es decir, hay que considerar que en algún momento del tiempo el TCR de equilibrio y el efectivo fueron iguales. Conociendo las variaciones porcentuales, a partir de dicho año, puede construirse la serie de TCREQ. Siguiendo la analítica del modelo, el trimestre escogido como base (benchmark quarter) es aquel en que la balanza comercial se presenta en equilibrio. Para la muestra utilizada, corresponde al tercer

trimestre del año 1986.¹⁷ Una salvedad que debe notarse es que el TCREQ está alimentado con valores efectivos de las variables consideradas explicativas y no con sus niveles sostenibles de largo plazo, de modo que el TCREQ debe ser entendido como uno compatible con los niveles observados de las variables explicativas y no con los de equilibrio de largo plazo.

3. Dinámica del Tipo de Cambio Real

En el corto plazo, los tipos de cambio efectivos son afectados tanto por variables reales como nominales. Una ecuación de dinámica que tome en cuenta estos aspectos puede tomar la siguiente forma:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde y_t se refiere a la variable efectiva y x_t a la variable de equilibrio. Manipulando la relación y tomando las variables en logaritmos, se llega a la siguiente expresión, conocida como el método de corrección de error:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + (\beta_3 - 1)(y_{t-1} - x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Recordando que las series TCRIM y TCRX son no estacionarias, las aproximaciones de corrección de término de error serían inválidas si no se prueba la existencia de cointegración entre ellas, por separado, con la serie de equilibrio. Esto es, al trabajar con ésta aproximación, utilizando variables que son I(1), con sus diferencias y variables de nivel, se obtienen resultados espurios.¹⁸

¹⁷ En el citado estudio de Repetto (1992.b), se produce una igualdad entre el tipo de cambio observado y el de equilibrio justamente en ese año, lo que es notable dado la diferencia utilizada en ambas aproximaciones tanto en la medición del TCR como en la estimación del TCR de equilibrio.

¹⁸ Para el lector poco familiarizado con estos conceptos, se recomienda la revisión del anexo al final del trabajo, donde se resumen las principales herramientas utilizadas en los análisis de series temporales.

Las variables de nivel entran en la ecuación de corrección de término de error en una expresión que captura el alcance en que el sistema está fuera de equilibrio. Puede probarse que aunque esas variables sean $I(1)$, la combinación de ellas será $I(0)$. En este caso, no se obtienen resultados espurios. Por lo tanto, antes de aplicar éste método es necesario realizar una prueba de cointegración entre las variables reales y efectivas. Si existe cointegración, entonces el método se prueba válido.

Previamente se había determinado que el orden de integración de las variables LTCRX y LTCRIM, las que se determinaron $I(1)$. Para la serie de tipo de cambio real de equilibrio, LTCREQ se tiene lo siguiente, confirmando que esta serie también es $I(1)$.

Test ADF de Raíces Unitarias

a) Sin Intercepto ni Tendencia

Valor del Estadístico	1% Valor Crítico *	-2.6603
LTCREQ 1.549761 D(LTCREQ) -6.213330	5% Valor Crítico	-1.9552
	10% Valor Crítico	-1.6228

b) Con Intercepto y Tendencia

Valor del Estadístico	1% Valor Crítico *	-4.4167
LTCREQ -4.294578 D(LTCREQ) -9.187527	5% Valor Crítico	-3.6219
	10% Valor Crítico	-3.5700

c) Con Intercepto

Valor del Estadístico	1% Valor Crítico *	-3.7497
LTCREQ -1.795518 D(LTCREQ) -8.751766	5% Valor Crítico	-2.9969
	10% Valor Crítico	-2.6381

* Valores Críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.

Se procede a verificar si los residuos de una relación del tipo $\log Y_t = a + b(\log X_{t-1} - \log Y_{t-1}) + u_t$, se comportan como un ruido blanco., donde la variable Y_t representa tanto a LTCRX como a LTCRIM; y X_t representa a LTCREQ.

Los residuos no pueden probarse estacionarios bajo múltiples alternativas de ecuaciones cointegradoras. Lo anterior indica que debe trabajarse con variables en diferencias.

Para introducir variables de política que afecten la trayectoria de corto plazo del TCR efectivo, también debe estudiarse su orden de integración y la posible existencia de relaciones cointegradoras. El anexo 2, al final del trabajo, muestra el estudio realizado sobre el gasto del gobierno como porcentaje del PGB (GG), la cantidad de dinero (MIA) y entradas de flujos de capital (FK).

3.1 Ecuación de Dinámica

La ecuación de dinámica para el TCR efectivo considera *fuerzas* que lo alejan en un momento dado de su nivel de equilibrio. Éstas fuerzas pueden resumirse en tres: Primero, existe una tendencia natural del TCR efectivo para corregir los desalineamientos existentes. Esta tendencia se captura a través de la expresión:

$$\alpha(\text{LTCREQ}_t - \text{LTCREQ}_{t-1}),$$

para el caso de las exportaciones y análogamente para las importaciones. Detrás de esta expresión está la idea de que en cuanto exista un desalineamiento, el precio del bien doméstico tenderá a corregirse de forma de corregir el desequilibrio. Mientras menor sea α , el *ajuste automático* será más lento.

En segundo lugar, también afectan al tipo de cambio real efectivo, políticas macroeconómicas a través del efecto sobre el nivel de precios doméstico. Como no ha cambiado ningún fundamento, el TCREQ sigue siendo el mismo, generándose un desalineamiento. Las expresiones son las siguientes:

$$\beta(LGG_t - LGG_{t-1}) \text{ y } \delta(LMIA_t - LMIA_{t-1}).$$

Por último, una tercera fuerza que afecta los cambios en el TCR efectivo es la de las devaluaciones nominales:

$$\phi(LTCN_t - LTCN_{t-1}).$$

Una devaluación nominal significará, por algún período de tiempo, una depreciación del tipo de cambio real efectivo. La magnitud del alza dependerá del parámetro ϕ , el que a su vez dependerá de las condiciones institucionales (por ejemplo, indexación de salarios). El tiempo que permanezca el efecto de una devaluación dependerá de las otras fuerzas. Por ejemplo, si el tipo de cambio real se encuentra cerca de su valor de equilibrio y las políticas macroeconómicas son consistentes, una devaluación nominal tendrá efectos sólo en el corto plazo. Si la situación inicial es de desalineamiento y la devaluación ayuda en su movimiento al equilibrio, entonces su efecto será permanente en el tiempo.

Además, se incluye como variable explicatoria, el flujo de capitales, aplicado en nivel, ya que se prueba estacionario en el anexo 2.

Las ecuaciones son las siguientes:

$$(LTCRX_t - LTCRX_{t-1}) = \alpha(LTCREQ_t - LTCREQ_{t-1}) + \beta(LGG_t - LGG_{t-1}) + \delta(LMIA_t - LMIA_{t-1}) + \phi(LTCN_t - LTCN_{t-1}) + C + FK + \mu$$

$$(LTCRIM_t - LTCRIM_{t-1}) = \alpha(LTCREQ_t - LTCREQ_{t-1}) + \beta(LGG_t - LGG_{t-1}) + \delta(LMIA_t - LMIA_{t-1}) + \phi(LTCN_t - LTCN_{t-1}) + C + FK + \mu$$

y los resultados son:

Dependent Variable is D(LTCRX)

<u>Variable</u>	<u>Coefficient</u>	<u>Std. Error</u>	<u>T-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
PMONET	0.011982	0.013245	0.904641	0.3770
C	0.034057	0.182880	0.186226	0.8542
PFISCAL	2.444223	0.895025	2.730897	0.0133
PCAMB	-1.550411	1.133849	-1.367387	0.1875
AJUSTE	0.903092	0.301528	2.995051	0.0074
LFK	0.000393	0.032566	0.012076	0.9905
R-squared	0.734502	Durbin-Watson stat	2.726858	
Adjusted R-squared	0.664634	F-statistic	100.51272	

Dependent Variable is D(LTCRIM)

<u>Variable</u>	<u>Coefficient</u>	<u>Std. Error</u>	<u>T-Statistic</u>	<u>Prob.</u>
PMONET	0.017096	0.010827	1.579011	0.1308
C	0.044774	0.149494	0.299504	0.7678
PFISCAL	2.604785	0.731630	3.560250	0.0021
PCAMB	-0.196494	0.926854	-0.212001	0.8344
AJUSTE	0.784435	0.246481	2.247981	0.0355
LFK	-0.004324	0.026621	-0.162436	0.8727
R-squared	0.674552	Durbin-Watson stat	2.367526	
Adjusted R-squared	0.588908	F-statistic	78.76225	

Los únicos valores significativos en ambas regresiones son los que representan a la política fiscal y el coeficiente relacionado con el tipo de cambio real de equilibrio, cuya magnitud estaría indicando un fuerte ajuste automático, sobretodo en el caso de TCRX. Quizás sea esto lo que explique en la dinámica, el porqué las series efectivas no se alejan demasiado de la serie real. Sin embargo, el signo con

A continuación se reproduce un resumen de la evidencia empírica para Chile, obtenido de Fernández y Fuentes (1995). En general, las conclusiones que se obtienen en los estudios citados no contradicen los resultados aquí obtenidos. Si se tiene en mente que el tipo de cambio real de equilibrio, se ha contruido en base a términos de intercambio, balanza comercial y diferenciales de precios, se puede apreciar que el ajuste señalado incorpora todos esos elementos en la serie efectiva y, como los siguientes estudios demuestran, se pueden tomar como determinantes de la evolución del tipo de cambio real.

<u>Estudios</u>	<u>Período</u>	<u>Principales Conclusiones</u>
G. Le Fort (1988)	1974-1982 (Datos Trimestrales)	La devaluación nominal tiene efectos permanentes sobre el TCR, si los salarios del sector público no están completamente indizados. Políticas destinadas a afectar la absorción no tienen ningún efecto sobre el TCR de largo plazo.
S. Edwards (1989)	1977-1982 (Datos Trimestrales)	Los flujos de capital fueron importantes para explicar la fuerte apreciación del TCR del período. Los términos de intercambio tienen un impacto negativo sobre el TCR.
Agosin, Fuentes y Letelier (1994)	1983-1992 (Datos Trimestrales)	Nulo impacto de largo plazo del gasto fiscal sobre TCR. Flujos netos de capital y términos de intercambio tienen un efecto negativo sobre TCR en el largo plazo.
Arrau, Quiroz y Letelier (1994) Chumancero (1992)	1977-1990 (Datos Trimestrales)	Nulo impacto de largo plazo del gasto fiscal sobre TCR en el largo plazo. En el primer período tiene un impacto negativo que se revierte en el tercer trimestre.

- A. Repetto (1992) 1960-1990 (Datos Anuales) El gasto fiscal no tiene efecto sobre el TCR, mientras que los términos de intercambio y el grado de apertura lo afectan positivamente. Los flujos de capital son importantes para explicar el comportamiento del TCR.
- Elbadawi y Soto (1994) 1960-1992 (Datos Anuales) Los términos de intercambio y la inversión pública tienden a elevar el valor de equilibrio de largo plazo del TCR, mientras que el gasto corriente público y los capitales de largo plazo sólo lo afectan negativamente.

VI. Comentarios Finales

Este trabajo presenta una variante con respecto a la copiosa literatura sobre los determinantes del tipo de cambio real. Primero, la medición considera datos de cuentas nacionales para calcular un deflactor de los precios internacionales, lo que permite una mejor estimación del tipo de cambio real efectivo, al considerar únicamente precios de bienes transables. Por otro lado, el deflactor de precio doméstico utilizado, incluye sólo bienes no transables. Los resultados obtenidos con esta serie no se alejan demasiado de la evidencia empírica presentada en otros estudios.

Las diversas pruebas aplicadas a las series construidas, permiten concluir que la hipótesis de la paridad de poder de compra no puede aceptarse como válida durante el período estudiado. Sin embargo, como se señaló anteriormente, es posible aislar un componente permanente en la serie, estimar su magnitud y un multiplicador de largo plazo. Esos resultados indican que después de algunas innovaciones, el TCR vuelve a su equilibrio en el mediano plazo, pero a un nivel levemente mayor o menor, dependiendo de si la perturbación que lo afecta, es al alza o a la baja.

En la búsqueda del tipo de cambio real de equilibrio explicada por variables reales, se halló una diferencia considerable entre la serie efectiva y la de equilibrio, si se analiza sólo desde el punto de partida y llegada. Sin embargo, una medición dinámica de ambas series indica que la evolución de ambas fue similar.

Por último, en la determinación de fuerzas que afectarían las series efectivas, se hallaron resultados consistentes con otros estudios realizados en el área.

VII. Bibliografía

- Castillo, P. (1992). "Determinantes del Tipo de Cambio Real", Tesis de Grado (Ingeniería Comercial), Universidad Católica de Chile.
- Repetto, A. (1992). "Determinantes del Tipo de Cambio Real: Evidencias para el Caso de Chile", Tesis de Magister en Economía, Universidad Católica de Chile.
- Repetto, A. (1992). "Determinantes del Tipo de Cambio Real: Una Aplicación al Caso Chileno (1960-1990)", Estudios Cieplán No36, pp.67-98
- Repetto, A. (1992). "Políticas Macroeconómicas Tipo de Cambio Real: Chile 1980-1991", Estudios Cieplán No39 pp.105-135
- Devarajan S., Lewis J., Robinson S. (1993). "External Shocks, Power Parity and the Equilibrium Real Exchange Rate, The World Bank Economic Review No1, Vol.7, Enero.
- Kiguel, M. (1994). "Exchange Rate Policy, The Real Exchange Rate, and Inflation"., Cuadernos de Economía, Año 31, No 93, pp. 229,249.
- Arrau P., Quiroz J., Chumancero R., (1992) "Ahorro Fiscal y Tipo de Cambio Real", Cuadernos de Economía, Año 29, No 88, pp. 349-386.
- Astete, J., Oliva C.,(1992) "Componente no Estacionario y la Paridad del Poder de Compra", Cuadernos de Economía, Año 29, No 88, pp. 481-504.
- Haindl, E. (1995). "Impacto Macroeconómico de un Aumento en la Inversión Pública en Infraestructura", Mimeo Universidad Gabriela Mistral
- Novales A. (1993). "Econometría", Mc Graw Hill
- Krugman P., Obstfeld M. (1994) "International Economics, Theory and Practice", Mc Graw Hill
- Corbo, V., Hernández L. (1994) "Ajustes Macroeconómicos Ante la Afluencia de Capitales en Cartera", en Estudios Públicos No56

- Pindyck R., Rubinfeld D. (1991) "Econometric Models and Economic Forecasts",
Tercera Edición, Mc Graw Hill
- Lilien, D. (1993) "Eviews User's Guide", Quantitative Micro Software
- Box G., Jenkins G.;(1970) " Time Series Analysis" Holden-Day
- A. Fernández y J. R. Fuentes (1995) "El manejo de la política cambiaria con
abundancia de capitales ", en Estudios Públicos No60
- Sáinz, C. (1995) "Efectos del Tipo de Cambio Real sobre las Exportaciones", Tesis
de Grado Universidad Gabriela Mistral

ANEXO 1

Introducción al Análisis de Series de Tiempo

La econometría clásica analiza los datos de series de tiempo en forma bastante distinta a la utilizada por los analistas de las series de tiempo. Los econométricos tienden a formular modelos de regresión tradicional para representar el comportamiento de datos de series temporales, prestando atención a aspectos como simultaneidad y autocorrelación residual; descartando otros como la especificación de la estructura dinámica de la serie. Más aún, se asume que los datos económicos son estacionarios, lo que para propósitos expositivos, significa que las series son bien comportadas. Los analistas de series de tiempo, por otro lado, tienden a ignorar el rol de las variables explicativas y modelan en términos de mecanismos sofisticados de extrapolación. El problema de no estacionariedad, se trata diferenciando un número suficiente de veces la serie original para hacerla estacionaria.

Ningún grupo prestaba mucha atención al otro, hasta la aparición de dos resultados econométricos inquietantes: el primero dice relación con la mejor predicción lograda con aproximaciones del tipo análisis de series de tiempo; y el segundo con el hecho de que los datos económicos son no estacionarios, lo que lleva a problemas con las estadísticas generales como R^2 , DW y el t . Éste es el problema conocido como relación espuria.

Éstas revelaciones obligan a que la econometría clásica mejore la forma en que analiza los datos de series temporales. En ésta sección se resumen algunos tópicos que reflejan lo que significa el análisis de series de tiempo.

Modelos ARIMA

La terminología *análisis de series de tiempo* se asocia al trabajo de Box y Jenkins (1970) quienes modelaron series de tiempo para propósitos predictivos. Este método abandona el modelamiento econométrico de usar variables explicatorias, en favor de uno basado en el comportamiento pasado de la variable que está siendo modelada. Es en esencia, un sofisticado método de extrapolación.

Sea Y la variable a ser modelada. El análisis comienza transformando a Y hasta asegurarse de que sea estacionaria, esto es, que sus propiedades estocásticas sean invariantes con respecto al tiempo (la media, varianza y covarianza de Y_t con otros Y_{t-k} , no dependen de t). Esto se puede observar inspeccionando el correlograma estimado, que es simplemente un gráfico que dibuja las autocorrelaciones de orden k , ρ_k , como una función de k . (ρ_k es la covarianza entre Y_t e Y_{t-k} , normalmente dividida por la varianza de Y). Si la variable es estacionaria, el correlograma debiera mostrar autocorrelaciones que disminuyen rápidamente a medida que aumenta k .

La mayoría de las series económicas presenta una tendencia (la media aumenta en el tiempo) y son claramente no estacionarias. Box y Jenkins aseguran que la mayoría de las series de tiempo pueden hacerse estacionarias diferenciándose una o más veces (una alternativa es tomando logaritmos y eliminar así la heterocedasticidad). Esto crea una nueva serie de datos, Y^* , con la que se trabaja en este contexto.

El modelo general para Y^* se escribe como:

$$Y_t^* = \phi Y_{t-1} + \phi Y_{t-2} + \dots + \phi Y_{t-p} + \varepsilon + \theta \varepsilon_{t-1} + \theta \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta \varepsilon_{t-q}$$

donde ϕ y θ son parámetros desconocidos, los ε son errores independientes e idénticamente distribuidos, normales y con media igual a cero (ruido blanco). Este modelo expresa a Y^* sólo en términos de sus propios valores pasados y de su error actual y pasado; no hay variables explicatorias como en los modelos econométricos tradicionales.

Este es el llamado modelo ARIMA(p,d,q), donde p es el número de valores rezagados de Y^* , representando el orden autorregresivo (AR); d es el número de veces que ha sido diferenciada Y para producir Y^* ; y q es el número de valores rezagados del término de error, correspondiente al orden del promedio móvil (MA). La integración significa que para obtener una proyección de Y desde su modelo, es necesario integrarlo sobre la proyección de Y^* , ya que Y^* son valores diferenciados de Y.

Hay tres pasos básicos al desarrollar un modelo ARIMA:

- (1) Identificación: Hay que determinar los valores de p, d, y q. Se adopta el principio de parsimonia, pues la mayoría de las series de tiempo pueden ser modeladas utilizando pocos valores de p y q.
- (2) Estimación: Los parámetros θ y ϕ deben ser estimados, normalmente utilizando mínimos cuadrados ordinarios o utilizando el estimador máximo verosímil.
- (3) Revisión y diagnóstico. El modelo estimado debe ser revisado, el proceso entero debe ser repetido hasta que un modelo satisfactorio sea encontrado.

El paso crucial es la identificación o selección del modelo. Se requiere utilizar un juicio personal para interpretar algunos estadísticos determinados, en conjunto con gráficos del correlograma para determinar cual es el modelo que los datos sugieren.

Modelos de Corrección de Error

Los modelos econométricos tradicionales son demasiados estáticos, sus especificaciones dinámicas no son lo suficientemente flexibles como para representar una economía que está frecuentemente fuera del equilibrio (a través de una etapa de transición o, en el caso que nos interesa, con un tipo de cambio real efectivo u observado distinto al de equilibrio, determinado por nuestro modelo). Esta falta de atención a la dinámica es natural, dado que las especificaciones económicas identifican relaciones de largo plazo entre sus variables, pero no especifican los rezagos de tiempo de los ajustes dinámicos. Desde este punto de vista, los modelos ARIMA presentan, por una parte, la flexibilidad en su especificación de la estructura dinámica de la serie de tiempo y la total ignorancia, por otra, de la información que la teoría económica puede ofrecer sobre el equilibrio de largo plazo.

En este método de corrección por término de error, la variable explicada es modelada por una sola ecuación. Primero, se sugieren variables explicatorias y luego se establecen relaciones de equilibrio de largo plazo. La ecuación se desarrolla en dos etapas. Se establece un modelo econométrico tradicional al que se le incluye una amplia estructura de rezagos (los que son eliminados mediante procedimientos de testeo), de variables explicatorias y de la variable explicada. Luego, ésta ecuación es reformulada en términos que explican porqué el equilibrio no ha sido alcanzado. Este último término es llamado el *término de corrección de error* ya que representa el *error o desviación* actual en alcanzar el equilibrio de largo plazo.

Consideremos la relación:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde x e y están medidos en logaritmos, sugiriendo que en el largo plazo crecen a la misma tasa, luego en equilibrio ($y-x$) debe ser constante, excepto por el error.

Esta relación puede ser manipulada, obteniendo:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + (\beta_3 - 1)(y_{t-1} - x_{t-1}) + \varepsilon_t.$$

Esta es la representación de corrección de término de error de la especificación original: el último término es el de corrección de error, interpretado como la respuesta del desequilibrio. Si y crece demasiado rápido, por error, el último término se hace más grande, ya que su coeficiente es negativo ($\beta_3 < 1$ por estacionariedad), Δy_t se reduce, corrigiendo este error. Pueden aparecer más variables explicatorias con más rezagos.

Es importante señalar que ésta ecuación tiene términos diferenciados mientras que el término de error está expresado en variables de nivel. Esta es la diferencia con los modelos ARIMA, donde todas las variables están diferenciadas y no se utiliza información que relacione el largo plazo mediante variables de nivel. Sin embargo, esta mezcla de variables lleva a críticas sobre la legitimidad de tenerlas en la misma ecuación; es como mezclar flujos con stocks o manzanas con peras. Esto podemos identificarlo con el concepto de cointegración, que luego analizamos.

Verificación de Raíces Unitarias

La aproximación de Box y Jenkins es válida sólo si las variables son estacionarias. Aún cuando hay muchas formas por las cuales una serie de datos puede ser no estacionaria, Box y Jenkins suponen que la naturaleza de la serie es tal que cualquier no estacionariedad puede ser removida utilizando un método de diferenciación.

Hay estudios que demuestran que la mayoría de los datos Macroeconómicos son no estacionarios y se comportan alrededor de una tendencia determinística. Se

ha demostrado que estadísticas como t , DW y R2 no mantienen sus propiedades en presencia de no estacionariedad: correr regresiones con esos datos produce resultados espurios. Como consecuencia, es crucial determinar la no estacionariedad antes de proceder con la estimación.

Testear la no estacionariedad es difícil. Manteniendo el supuesto de que diferenciando se crea estacionariedad, se llega al concepto de integración. Se dice que una variable es integrada de orden d , $I(d)$ si debe ser diferenciada d veces para hacerla estacionaria. Observemos el más simple ejemplo de integración, el paseo aleatorio:

$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, donde ε_t es un ruido blanco (media igual a cero y varianza constante). El término de error es estacionario por definición, $\varepsilon_t = I(0)$. Podemos ver que y es $I(1)$, pues $\Delta Y_t = \varepsilon_t$, que es $I(0)$.

Ahora, escribamos la relación en una forma más general

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

si $\alpha < 1$ la serie es estacionaria, $y_t = I(0)$; pero si $\alpha = 1$, entonces y_t es $I(1)$, es decir, es no estacionaria. Los tests para verificar estacionariedad se llaman de *raíz unitaria*. Existe una amplia gama de tests, la mayoría requiere de valores críticos especiales, estadísticos particulares, aun cuando los tests tienen formas familiares.

Cointegración

Si los datos son no estacionarios, entonces en el contexto ARIMA se trabaja sólo con variables diferenciadas. Esto invalida las aproximaciones de corrección de término de error y pasa por alto los ajustes de la dinámica del equilibrio de largo plazo. Por otro lado, al trabajar con ésta aproximación, utilizando variables que son $I(1)$, con sus diferencias y variables de nivel, se obtienen resultados espurios.

Las variables de nivel entran en la ecuación de corrección de término de error en una expresión que captura el alcance en que el sistema está fuera de equilibrio. Puede probarse que aunque esas variables sean $I(1)$, la combinación de ellas será $I(0)$. En este caso, no se obtienen resultados espurios.

Una variable no estacionaria tenderá a variar considerablemente, pero un par de ellas pueden variar de tal forma que no se aparten mucho entre ellas, gracias a que las fuerzas del desequilibrio las afecta de igual forma. Ejemplos hay muchos en las relaciones económicas como las tasa de interés de corto y largo plazo, precios y salarios, gasto e ingreso, importaciones y exportaciones y tipos de cambio. Tales variables se llaman *cointegradas*, esto es, individualmente son $I(1)$, pero una combinación lineal de ellas es $I(0)$. La combinación cointegradora es interpretada como un a relación de equilibrio, ya que puede demostrarse que las variables cointegradas pueden tener una representación de corrección de término de error y viceversa.

Esto significa que diferenciar no es la única forma de eliminar raíces unitarias. Si se encuentra que la serie tiene raíz unitaria, antes de diferenciarla y perder la información de largo plazo, se debe testear en búsqueda de cointegración, lo que lleva a poder trabajar en el contexto de corrección de error.

Si un conjunto de variables $I(1)$ están cointegradas, entonces la regresión de una sobre otras entrega residuos que son $I(0)$. La mayoría de los tests de cointegración toma la forma de un test de raíz unitaria aplicado sobre los residuos de la estimación de cointegración. o relación de largo plazo.

Luego, es posible determinar un método para trabajar con series de tiempo, incluyendo en la econometría clásica el análisis basado en Box y Jenkins:

Primero, utilizar tests de raíz unitaria para determinar el orden de integración de los datos.

Segundo, correr una regresión cointegrada sugerida por la teoría económica.

Tercero, aplicar una test de raíz unitaria a los residuos de esta regresión.

Cuatro, si la cointegración es aceptada, utilizar los residuos rezagados de las regresión cointegradora como un termino de corrección de error en la ecuación de corrección por término de error.

ANEXO 2

Estudio sobre Variables de Política

Utilizando la técnica de cointegración se estudian posibles relaciones de largo plazo entre TCRX y TCRIM con el gasto fiscal, flujo de capitales y emisión monetaria.

La aplicación aquí consiste en investigar el orden de integración de las siguientes variables:

GG Gasto del Gobierno, medido como porcentaje del PGB

MIA Agregado Monetario (Billetes, Monedas y Depósitos a la Vista).

FK Flujo de capitales en dólares. (Datos Reales)

Una vez logrado un mismo grado de integración entre estas variables, se testa la relación de largo plazo mediante la realización de una regresión. Si la relación es cierta, los errores deben probarse estacionarios.

Se testa la existencia de raíces unitarias en las siguientes series:

LGG, LMIA, LFK

Test ADF de Raíces Unitarias

a) Sin Intercepto ni Tendencia

Valor del Estadístico		1% Valor Crítico *	-2.6522
LGG -2.3421	D(LGG) -9.700663	5% Valor Crítico	-1.9540
LMIA -0.0405	D(LMIA) -6.077505	10% Valor Crítico	-1.6223
LFK -2.3417	D(LFK) -8.771121		

b) Con Intercepto y Tendencia

Valor del Estadístico		1% Valor Crítico *	-4.3382
LGG -3.293411	D(LGG) -6.001144	5% Valor Crítico	-3.5867
LM1A -3.989394	D(LM1A) -5.837703	10% Valor Crítico	-3.5035
LFK -4.811424	D(LFK) -8.528666		

c) Con Intercepto

Valor del Estadístico		1% Valor Crítico *	-3.6959
LGG -1.733008	D(LGG) -6.037125	5% Valor Crítico	-2.9750
LM1A -2.887753	D(LM1A) -5.955413	10% Valor Crítico	-2.6265
LFK -4.438641	D(LFK) -8.599051		

* Valores Críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.

Las pruebas no son concluyentes como en los anteriores estudios realizados, aún cuando en el caso de GG y MEA apuntan en favor de la aceptación de la hipótesis nula, indicando que el coeficiente de la variable rezagada es igual a uno. Tomando como válida la hipótesis nula, se testean las siguientes relaciones de largo plazo:

$$\begin{aligned} \log\text{TCRX} &= C + K\log\text{GG} & \log\text{TCRIM} &= C + K\log\text{GG} \\ \log\text{TCRX} &= C + K\log\text{M1A} & \log\text{TCRIM} &= C + K\log\text{M1A} \end{aligned}$$

Los resultados de los residuos se presentan a continuación:

LTCRX	LGG	Q(12) = 44.87	DW = 0.95
	LM1A	Q(12) = 35.211	DW = 0.92
LTCRIM	LGG	Q(12) = 31.61	DW = 1.17

$$LM1AQ(12) = 26.882 \quad DW = 0.77$$

Recordando que el valor crítico para $Q(12)$ es igual a 18.55 con una confianza de 95%, se obtiene nula evidencia en favor de la hipótesis de cointegración entre las variables señaladas.

En el caso del flujo de capitales las pruebas indican que no parece darse la relación entre la variable en diferencias, lo que podría estar indicando que la variable es estacionaria. Revisando su correlograma se encuentra un $Q(12) = 7.25$, confirmando la sospecha sobre la estacionariedad de la serie.

ANEXO 3**DATOS UTILIZADOS**

Fuentes:

Boletín Banco Central

Sáinz C.(1995)

Repetto A. (1992)

Castillo P. (1992)

Fecha	PGB MM\$(1986)	PGBNOM MMS de c/año	Tipo de Cambio Nominal	Tipo de Cambio Real de Importaciones	Tipo de Cambio Real de Exportaciones
1985:4	826599	703212	180.783	0.94172840	1.103983613
1986:1	842652	839038	186.92	0.930761182	0.877907478
1986:2	888779	945473	188.637	0.908224284	0.87373568
1986:3	839531	734135	194.38	1.230898323	1.243254736
1986:4	876003	900563	201.783	0.982146836	0.982199188
1987:1	914232	1080273	206.123	0.834138936	0.863774374
1987:2	927319	1194395	214.07	0.821640361	0.87623827
1987:3	883233	1033727	224.62	1.082930741	1.267926571
1987:4	919897	1232160	232.813	1.04248127	1.360209743
1988:1	988167	1443936	242.353	0.861879141	0.974642813
1988:2	954927	1532140	245.113	0.922679738	1.144167413
1988:3	952466	1353560	246.527	1.089335406	1.279160705
1988:4	1015594	1588243	246.053	1.006210225	1.446706295
1989:1	1076811	1757746	247.53	0.864467348	1.053912567
1989:2	1082764	1935323	255.153	0.81882979	0.983852104
1989:3	1045079	1791748	276.537	0.989614278	1.229103302
1989:4	1092683	2044454	288.597	0.993600043	1.15004693
1990:1	1169487	2265587	295.293	0.835842028	0.919696027
1990:2	1113583	2300883	296.723	0.82836056	0.939820258
1990:3	1044699	2177056	302.82	0.884752066	1.091774749
1990:4	1109585	2525994	324.777	0.961869451	1.018623981
1991:1	1195519	2829493	338.333	0.761957585	0.814423607
1991:2	1180054	2990654	341.707	0.739092821	0.856938716
1991:3	1138194	2869320	351.74	0.780755651	0.998774862
1991:4	1245653	3327642	365.083	0.751254657	0.853073238
1992:1	1330427	3692683	355.317	0.591551851	0.654806978
1992:2	1290444	3732275	349.287	0.633066603	0.712741639
1992:3	1297785	3863715	368.717	0.674327973	0.842611256
1992:4	1366227	4211164	376.983	0.639002782	0.739617694
1993:1	1433420	4472481	389.687	0.591467914	0.652996065
1993:2	1391485	4475421	403.157	0.640984443	0.656261951
1993:3	1374886	4583668	406.88	0.577323796	0.650398242
1993:4	1416623	4921975	416.94	0.594470969	0.612536092
1994:1	1487988	5370988	429.863	0.524344226	0.563401595
1994:2	1456262	5409191	423.283	0.563379177	0.619970247
1994:3	1429255	5447120	418.263	0.549085583	0.698226602
1994:4	1481506	5690577	409.297	0.60041008	0.788305717

Fecha	Exportaciones Nominales MMU\$	Exportaciones Reales MM\$(1986)	Importaciones Nominales MMU\$	Importaciones Reales MMS(1986)	Indice Precio Exportaciones en Pesos	Indice Precio Importaciones en Pesos
1985:4	1140.94	225857	1016	235777	91.32440262	77.90222456
1986:1	1212.99	249982	1053.9	204862	90.69936667	96.15984809
1986:2	1335.13	260922	1108.4	208387	96.52498364	100.3350741
1986:3	1226.62	234194	1224.1	236059	101.8089258	100.7970711
1986:4	1255.06	249536	1210.7	240729	101.488271	101.4828617
1987:1	1439.05	278557	1328.1	266214	106.4849575	102.8315402
1987:2	1532.35	279798	1333.5	259669	117.2382092	109.933163
1987:3	1545.8	251855	1430.1	272808	137.8640869	117.7491357
1987:4	1791.5	251465	1408.6	257980	165.8618454	127.1185331
1988:1	2020.66	340850	1551.8	296009	143.674054	127.0513347
1988:2	2008.52	279495	1601.3	276318	176.1442469	142.0462825
1988:3	1860.28	272428	1743.6	299836	168.3414508	143.3598625
1988:4	2376.34	291586	1805.7	318563	200.5259464	139.4693992
1989:1	2506.34	367248	1982.6	354169	168.9306246	138.5646338
1989:2	2383.88	344113	2164.5	375414	176.7599985	147.1119001
1989:3	2308.72	324531	2243.1	391612	196.7289728	158.3966132
1989:4	2417.06	339279	2225.8	361626	205.5995994	177.6308127
1990:1	2573.51	414393	2316.1	410359	183.3861789	166.6658017
1990:2	2786.87	416265	2231.3	378126	198.6543253	175.0945531
1990:3	2504.98	343469	2303.7	389781	220.8519673	178.9739454
1990:4	2443.54	344208	2400.8	358142	230.5598913	217.7138179
1991:1	2720	444490	2281.2	398452	207.0385745	193.7009325
1991:2	2951.1	439582	2211.6	381956	229.4023704	197.8550412
1991:3	2641.1	368811	2391.1	427139	251.8852513	196.9020656
1991:4	2736.2	416793	2659.6	460032	239.6729563	211.0667838
1992:1	3152.9	531410	2593	483774	210.8125495	190.4478085
1992:2	3145	476379	2764	471360	230.5953065	204.8178182
1992:3	3114.8	433737	3182	553672	264.7871202	211.9047909
1992:4	3005.4	453979	3153	551267	249.567647	215.6173685
1993:1	3290	546071	3161.6	579348	234.7808673	212.6587853
1993:2	2943	493584	3146.1	540223	240.3828023	234.7867895
1993:3	2794	462612	3263.8	608799	245.7399981	218.1302768
1993:4	2770	472534	3205.3	563408	244.4107302	237.2024859
1994:1	3489	606296	3126.7	583810	247.3696028	230.220901
1994:2	3349	530376	3340.6	582188	267.2773216	242.8801675
1994:3	3592	504454	3612.7	645169	297.8270954	234.2113059
1994:4	3953	496436	3624	597546	325.9133183	248.2306514

obs	GTOGOB	FCAPITAL	M1A
1985:2	12.00000	721.4000	20666.40
1985:3	12.30000	604.4000	20096.40
1985:4	11.90000	155.3000	20096.40
1986:1	11.60000	59.50000	22692.00
1986:2	10.90000	201.5000	23599.20
1986:3	11.50000	898.1000	4390.700
1986:4	10.90000	143.6000	25299.30
1987:1	10.30000	28.00000	27155.40
1987:2	10.20000	401.4000	26172.80
1987:3	10.70000	390.7000	24987.60
1987:4	10.40000	208.4000	24597.80
1988:1	10.10000	195.2000	29707.10
1988:2	10.00000	193.4000	30155.60
1988:3	10.40000	256.4000	32182.20
1988:4	10.00000	196.6000	33125.60
1989:1	9.400000	180.4000	35031.80
1989:2	9.000000	206.6000	33562.90
1989:3	9.500000	312.6000	32748.80
1989:4	9.300000	379.7000	32045.60
1990:1	9.000000	275.6000	33120.80
1990:2	9.100000	255.3000	32084.50
1990:3	9.600000	484.5000	28957.50
1990:4	9.400000	750.9000	27246.40
1991:1	9.100000	716.1000	37568.60
1991:2	8.900000	628.0000	35932.40
1991:3	9.400000	1261.700	33.00000
1991:4	8.800000	481.4000	33746.40
1992:1	8.600000	-610.6000	42982.60
1992:2	8.400000	138.9000	45324.80