

TIPO DE CAMBIO REAL, GASTO FISCAL Y DEVALUACION: BOLIVIA: 1989 - 1992¹

Julio Humérez Quiróz

1. INTRODUCCION

En los últimos años se ha desarrollado abundante literatura vinculada a los efectos positivos de aumentos en el ahorro fiscal sobre el tipo de cambio real (ganancias de competitividad) (véase entre otros a: Mundlak, Y., Cavallo, D. y Domenech, R. 1989; Valdés, A., Muchnik, E. y Hurtado, H. 1990; Marshall, J. y Klauss, S.H. 1991)². Es más, muchos autores hacen énfasis sobre la importancia en la composición del gasto público entre bienes transables y bienes no transables (véase, p.e., Mohsin y Lizondo, 1990).

Existe, por otra parte, consenso tanto a nivel académico como empírico, acerca de que el mantenimiento del tipo de cambio real en su nivel competitivo resulta vital para el desarrollo de las actividades de bienes transables y la protección de actividades competitivas de las importaciones, vía el mejoramiento de la rentabilidad de los primeros.

En Bolivia, si bien con la adopción de un nuevo sistema cambiario en agosto de 1985, caracterizado por un régimen de tipo de cambio real y flexible, se han tenido impactos importantes sobre el comercio exterior (principalmente aumentos en el ingreso promedio de divisas por concepto de exportaciones, pese al deterioro observado de los términos de intercambio) además de sus efectos positivos sobre la estabilidad del sistema de precios y la mejora de los ingresos fiscales provenientes de los impuestos a las transacciones internacionales, la inserción de la economía boliviana en la economía mundial aún es precaria.

Lo anterior indudablemente es de inquietud permanente entre los administradores de política económica, como exigencia de un contexto en que el desafío es la inserción exitosa de la economía boliviana en la economía mundial. La base para alcanzar tal propósito radica en aumentos en la competitividad internacional de los bienes y servicios exportables y, de cuyo, el tipo de cambio real (precio relativo) es una de las piezas claves que, además tiene efectos microeconómicos importantes al permitir la reasignación de recursos productivos desde el sector de bienes no transables hacia el sector productivo de bienes transables y de sustitución de importables. En consecuencia, resulta trascendental para los "policymakers" contar al menos con una idea de la magnitud de variación y trayectoria temporal probable del tipo de cambio real ante cambios en el gasto público (y su composición) y el tipo de cambio nominal, entre otros. De esta manera, esta preocupación es la que motiva el presente trabajo.

Al presente, se cuentan con tres metodologías para la estimación de los parámetros estructurales que determinan las relaciones entre las variables económicas de interés (Chumacero, 1994). La primera de ellas se halla vinculada con la metodología de parámetros profundos o también conocida como la del *ciclo real de negocios*, que básicamente consiste en la calibración - de acuerdo a ciertos parámetros estructurales claves- de modelos dinámicos simples con microfundamentos; la segunda, se circunscribe a

¹ Se agradece los comentarios y sugerencias de E. Antelo y F. Gumiel a la versión preliminar de este trabajo. Sin embargo, cualquier error u omisión es de responsabilidad del autor.

² Para mayores referencias, véase Arrau, Quiroz, Chumacero, 1992.

la econometría tradicional, que consiste en la estimación de relaciones entre variables económicas a partir de especificaciones *ad hoc* de formas reducidas apoyadas en la teoría económica, pero que en materia de política económica está sujeta a la crítica de Lucas (Lucas, 1976) limitando su uso. Finalmente, la tercera metodología es aquella conocida como la *econometría dinámica o inglesa* (Hendry y Richard, 1983) que está vinculada con el tema de raíces unitarias, i. e., muchas de las variables económicas son no estacionarias y, en materia de investigación, no tomar en cuenta esta propiedad de las series significa comprometerse con resultados que son sesgados e invalidan *per se* cualquier esfuerzo por determinar relaciones entre las variables económicas de interés (Arrau, Quiroz y Chumacero, 1992).

El enfoque metodológico adoptado en este trabajo es el último. Muchas de las variables consideradas "fundamentales" (gasto público, tipo de cambio nominal, términos de intercambio, etc.) en la determinación del tipo de cambio real son no estacionarias (véase Cuadros 1.1.b y 1.2.b, Anexo 1) por lo que, resulta necesaria la adopción de una metodología que considere esta propiedad de las series.

En lo que sigue, el documento se organiza de la siguiente manera: En la segunda sección, se presenta de manera sucinta, el marco metodológico bajo el cual se desarrolla el trabajo; en la tercera sección, se analiza la verificación empírica de las relaciones entre el tipo de cambio real y sus "fundamentales" tomando en cuenta, en primera instancia, el impacto del gasto público total sobre el tipo de cambio real y, en una segunda instancia, las relaciones entre el tipo de cambio real y la composición del gasto público en bienes transables y no transables. Finalmente, en una última sección se reportan las principales conclusiones del trabajo.

2. ASPECTOS METODOLOGICOS: LA ECONOMETRIA DINAMICA O INGLESA

La *econometría dinámica o econometría inglesa* se basa en los avances recientes de la práctica econométrica. Ella no está relacionada con nuevas metodologías de estimación (mínimos cuadrados ordinarios, máxima verosimilitud, mínimos cuadrados no lineales, etc.), sino más bien consiste en un cambio de estrategia en la modelación. Este enfoque al igual que el de *series de tiempo*, surgió como consecuencia de la constatación de que muchas series (temporales) económicas no son estacionarias³, por lo que la postulación de relaciones entre variables económicas, en muchos casos, conduce a falsos resultados por la presencia de relaciones espúreas.

Esta metodología fue desarrollada por D. Hendry y sus coautores, inspirada en los trabajos pioneros de Phillips, A. W. en sus artículos clásicos de 1954 y 1957, y Sargan, J. D. 1964.

Su característica está en que rescata aspectos tanto de la econometría tradicional como del análisis de series de tiempo. La econometría tradicional, en general, ha sido estática como contraparte del poco desarrollo teórico de los aspectos dinámicos de los modelos

³ Existen dos definiciones de estacionariedad de una serie temporal discreta: (a) Se dice que una serie es *estacionaria en sentido fuerte*, si la función de probabilidad conjunta que genera la observación de la variable, digamos x , en el momento t es la misma que generó la observación de la misma variable x en el momento $t-k$, o, dicho con otras palabras, si la distribución de probabilidad conjunta permanece invariable en el tiempo y, (b) Una serie temporal se dice que es *estacionaria en el sentido débil*, si posee media constante, varianza constante y la covarianza entre dos observaciones cualesquiera depende únicamente de la distancia entre las mismas pero no así de la variable tiempo. Formalmente: $E(X) = m_t$, $V(X) = s^2$ y $Cov(X_t, X_{t-k}) = \tau_k$. (Para mayores referencias véase p. e. Guerrero, V., 1991, Pág. 13. Por otra parte, si la variable económica presenta tendencia, la media del proceso estocástico subyacente será variable en el tiempo. Sin embargo, a pesar de esta característica será estacionaria en covarianza si el coeficiente autorregresivo está fuera del círculo unitario (Pesaran, H. M., 1992).

económicos. Se parte de un modelo, dado por la teoría económica, el cual se supone satisface con los supuestos clásicos de la regresión lineal⁴. La autocorrelación, la heteroscedasticidad y la multicolinealidad son tomadas como *patologías*. Por tanto, es muy rico en teoría pero pobre en la utilización de los datos. Por su parte, en el análisis de series temporales el supuesto central es que una serie temporal discreta tiene detrás un proceso estocástico teórico, que puede ser caracterizado completamente por una función de distribución. Luego, el objetivo del análisis de series temporales es el descubrimiento y la descripción del proceso estocástico teórico en base a la información proporcionada por los datos observados de la serie. Así, son los datos los que proveen información para la construcción del modelo estadístico. De esta manera, este enfoque resulta rico en datos pero pobre en teoría.

Según la *econometría dinámica o inglesa*, el modelo econométrico debe ser la síntesis del modelo económico y del modelo estadístico (véase, p. e., Hendry, Pagan y Sargan, 1984). La información provista por la teoría económica es insuficiente; pese a su "dinamización" aún es incapaz de proveer información *a priori* acerca de la estructura de los rezagos de las relaciones. Por otra parte, los datos tampoco proveen toda la información necesaria para la especificación del modelo, ya que los datos son generados por comportamientos económicos. En síntesis, de acuerdo a la econometría dinámica los datos son generados por un proceso no observable (Proceso Generador de Datos, PGD) y el objetivo de la modelación econométrica es encontrar una aproximación a dicho mecanismo. Para ello, hace uso de dos fuentes de información: (a) Análisis de datos y, (b) Teoría económica. La primera fuente otorga información acerca de la estructura de rezagos óptimo mientras que la segunda aporta con información sobre las variables explicativas, las restricciones sobre los parámetros y las relaciones de largo plazo como, por ejemplo, la proporcionalidad del consumo al ingreso. En este punto, la diferencia entre el análisis de series de tiempo y la econometría dinámica parece mucho menos nítida. Sin embargo, no debe olvidarse que en el primer caso, un vector de variables "trasladan" su efecto sobre otro vector mediante un filtro lineal sin que interese cuales son las variables explicativas. En la econometría dinámica, el interés central es la determinación de las relaciones entre las variables explicativas y la variable dependiente (o un subconjunto de ellas).

Por otro lado, la econometría dinámica es una metodología de modelación de lo *general a lo particular*, siendo el camino opuesto a la econometría tradicional (metodología de lo *particular a lo general*). El punto de partida es la especificación sobreparametrizada⁵ (forma irrestricta) del modelo, donde el término de error resulta ruido blanco⁶ por construcción. Luego, en esta **primera etapa** deberán efectuarse tests sobre la autocorrelación de los residuos y sobre la "falta de especificación", además de verificar si la "bondad de ajuste" es satisfactoria. Un inconveniente natural que surge en esta etapa es la presencia de multicolinealidad debido a la inclusión de varios rezagos de la misma variable. Por otra

⁴ En notación matricial, el modelo lineal general puede expresarse como: $y = X\beta + e$, donde se asumen las siguientes hipótesis básicas: $E(e) = 0$, $E(ee') = s^2 I_T$, X es un conjunto de números fijos, X tiene de rango $K < T$, donde K denota el número de parámetros a estimarse y T el tamaño de la muestra (Johston, 1984, pág. 127-128).

⁵ La variable dependiente queda expresada en función de sus propios rezagos y de las observaciones corriente y rezagadas de las variables explicativas (información brindada por la teoría económica). El número de rezagos a ser incluidos depende por lo general de dos consideraciones: (i) Debe incluir al menos el rezago estacional. Así, por ejemplo, si los datos son de frecuencia trimestral deberá incluirse al menos el cuarto rezago y, (ii) El número de rezagos deben ser lo suficientemente largos tal que el término de error resulte como mínimo ruido blanco. Empero, aquí se enfrenta una limitante natural dada por los grados de libertad disponibles, i. e., el tamaño de la muestra en relación al número de las variables explicativas.

⁶ Se tratan de extracciones independientes desde una distribución Normal con media cero y varianza constante.

parte, es probable que la multicolinealidad se dé junto a la "omisión de variables"; pero agregando las variables rezagadas se solucionaría el sesgo derivado de su exclusión.

La **segunda etapa**, consiste en efectuar reducciones y reparametrizaciones en la forma irrestricta, es decir, simplificaciones, a fin de obtener formas más parsimoniosas. El procedimiento a seguirse más o menos consiste en lo siguiente: (i) restringir a cero los coeficientes cuya magnitud es inferior a sus desviaciones estándar, (ii) probando distintos rezagos para los niveles y diferentes rezagos y órdenes para las diferencias, tratando de lograr ortogonalidad⁷. En un contexto de un mundo completamente no-ortogonal, la búsqueda de la forma parsimoniosa implica un proceso de prueba y error.

El conjunto de restricciones impuesto vía (i) y (ii) debe ser admisible por los datos. Esto implica la realización de test de validez cada vez que se realice una simplificación (p. e., el test F de significación conjunta de los parámetros adicionales en la forma irrestricta).

Por último, en la **última etapa**, el modelo que se considere adecuado para describir el proceso generador de datos de la variable dependiente deberá ser sujeto de una evaluación rigurosa. Esto es, deberá pasar los tests de constancia de los parámetros, consistencia con la teoría, englobamiento, coherencia con los datos, confiabilidad de predicciones y condicionamiento válido. (Véase, p. e., Hendry y Richard, 1983)

2.1. Modelo de Corrección de Errores

Las posibles reducciones y parametrizaciones en la función irrestricta, pueden conducir a distintos modelos parsimoniosos: Regresión estática, en diferencias o tasas de crecimiento, ajuste parcial, rezagos distribuidos, corrección de errores, entre otros.

El modelo de corrección de errores (CE) es una de las posibles simplificaciones de la forma irrestricta y es particularmente interesante ya que, "engloba" niveles y diferencias siendo una alternativa al enfoque de vectores autorregresivos, en el cual todas las variables se incluyen en niveles o en diferencias. El modelo de CE es compatible con relaciones de proporcionalidad en el largo plazo (teoría económica) pero con una estructura dinámica flexible de corto plazo (datos), (Ahumada, 1991, pág. 11) (véase Ecuación 2).

2.2. Análisis de Co-Integración

Una línea distinta para la estimación de los modelos de corrección de errores, es el análisis de co-integración. El punto de partida del análisis econométrico es la relación de largo plazo: $y = Ax$ (véase p. e., Engle y Granger, 1987). Una vez estimada la relación de largo plazo, se puede estimar un modelo dinámico (en dos etapas), el de corrección de errores, basado en las desviaciones de esa relación de largo plazo. Un uso alternativo del análisis de co-integración, es la verificación de la existencia o no del equilibrio, de una relación de largo plazo.

La idea básica es que la serie temporal de una variable económica puede exhibir fluctuaciones importantes en el corto plazo pero que, en el largo plazo, algunos pares de estas series pueden no diferir de manera importante en sus movimientos. Esto es, guardan una relación de largo plazo (equilibrio) aunque pueden presentar movimientos cíclicos y/o

⁷ La covarianza entre el regresor i -ésimo y el regresor j -ésimo debe ser cero, i.e., $E(X_i, X_j) = 0$ ($i, j = 1, 2, \dots, K$), para todo i distinto de j .

estacionales distintos. Este equilibrio generalmente se deriva de alguna teoría económica y se supone que desviaciones de estas situaciones de equilibrio generan "fuerzas económicas" que tienden a restaurarlo.

En otras palabras, si las series temporales de las variables x e y son integradas⁸ de orden 1 $I(1)$, la combinación lineal de ambas puede ser integrada de orden cero $I(0)$, es decir, estacionaria. Formalmente, si x e y son $I(1)$, entonces $z_t = e_t = y_t - Ax_t$ es $I(0)$. Este resultado significa que las desviaciones de la relación de largo plazo no serán muy distintas de la media de z_t y, por lo tanto, el equilibrio ocurrirá ocasionalmente. Por último, se ha mostrado que cuando existe A este es único. Asimismo, se probó que las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios de A son más consistentes cuando existe co-integración que cuando no la hay (Engle y Granger, 1987).

3. EL TIPO DE CAMBIO REAL, GASTO PÚBLICO Y TIPO DE CAMBIO NOMINAL: EVIDENCIA EMPÍRICA

El problema de la determinación de las relaciones entre el tipo de cambio real, la devaluación y el gasto público, se aborda con la utilización del enfoque de la econometría dinámica o inglesa (Hendry y Richard, 1983); que se vincula con la literatura de raíces unitarias a través del concepto de co-integración y en virtud al Teorema de Representación de Granger, la confluencia final en términos de modelos de corrección de errores (Engle y Granger, 1987; Hendry, 1986 y Granger, 1981).

Como se ha mencionado en la sección anterior, la metodología consiste en partir con una especificación sobreparametrizada. Es decir, la variable tipo de cambio real queda especificada en términos de los valores pasados de la propia variable, de los valores presentes y pasados de otras variables que se consideran las "fundamentales" en la explicación de las variaciones del TCR (gasto público, tipo de cambio nominal, términos de intercambio, etc.). El número de rezagos para cada variable y el número de éstas a incluirse en la especificación se efectúa hasta que el término del error se comporte como una *innovación*; esto es, hasta que no sea posible inferir valores futuros de los residuos (e_t) a partir de valores pasados del mismo y, lo crucial, con el uso de la información disponible en el período t . Formalmente, se tiene:

$$TCR_t = \sum_{i=1}^{m_0} \alpha_{i0} TCR_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{m_j} \alpha_{ji} X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{¡Error!})$$

Argumento de modificador desconocido.)

donde X es un vector cuyos elementos son el tipo de cambio nominal, el gasto público como proporción del PIB, el índice de término de intercambio y el crédito doméstico del BCB al gobierno. El término de error (e_t) es una innovación por construcción. En cuanto al número de rezagos, éste en la especificación sobreparametrizada está limitado por el tamaño de la muestra que en la praxis siempre es finita y en la mayoría de los casos pequeña, tal cual como en el presente caso.

⁸ Se dice que una serie es $I(1)$ (no estacionaria), si su primera diferencia es $I(0)$. En general, x_t es $I(d)$ si $\Delta^d x_t$ es $I(0)$.

El objetivo, es alcanzar una aproximación parsimoniosa al proceso aleatorio desconocido que genera el TCR. Así, una vez hecha la estimación (por Mínimos Cuadrados Ordinarios) de la especificación sobreparametrizada, se procede a su simplificación mediante un proceso continuo de reducción y reparametrización, hasta encontrar la especificación final que debe satisfacer un conjunto de requisitos estadísticos: los términos contemporáneos en el lado derecho de la especificación no deben violar la condición de exogeneidad débil⁹ (de Engle, 1983) y, el término de error debe ser una innovación y como mínimo un ruido blanco. En cada paso del proceso de búsqueda de la estructura dinámica del TCR, se efectúan tests contra el modelo general (1), haciendo uso de tests F, de residuos y otros criterios como el de la estabilidad de los parámetros asociados a las variables explicativas.

En el presente trabajo esta metodología, en primer lugar, se aplica a datos trimestrales que abarcan el período: 1986:I - 1991:IV y que permitirá la cuantificación de las relaciones entre el tipo de cambio real, el gasto fiscal global y el tipo de cambio nominal en la economía boliviana. En una segunda instancia, se examinan los efectos de la composición del gasto gubernamental en bienes transables y no transables sobre el comportamiento del tipo de cambio real, en base a información mensual para el período 1989:01 y 1991:12. Se hace uso de dos definiciones alternativas del tipo de cambio real. La primera corresponde al TCR multilateral que se calcula sobre la base de la evolución de una canasta de monedas de los principales socios comerciales de Bolivia; la segunda es el tipo de cambio real bilateral que se aproxima por el producto del tipo de cambio nominal (promedio) de Bolivia y el índice de precios al por mayor de los Estados Unidos dividido por el IPC de Bolivia. Por su parte, las variables explicativas que se consideran relevantes son: el tipo de cambio nominal (promedio), el índice de términos de intercambio, el crédito del BCB al gobierno y, finalmente, el gasto público como proporción del PIB.

En el proceso de búsqueda de una estructura dinámica parsimoniosa del TCR, el primer paso consistió en la determinación de si el TCR se relaciona con las otras variables en niveles, en primeras diferencias o en ambos. Si se verifica la hipótesis de co-integración entre el TCR y las variables fundamentales, gracias al Teorema de Representación de Granger la especificación dinámica del TCR puede representarse por un modelo de corrección de errores del tipo:

$$\Delta TCR_t = \sum_{j=1}^{\infty} \alpha_j \Delta TCR_{t-j} + \phi \left(TCR_{t-1} - \sum_{j=0}^K \alpha_j X_{j,t-1} \right) + \varepsilon_t; \quad t = 1, 2, \dots, T$$

donde los parámetros α_j ($j=1,2,\dots$) indican el efecto impacto o de corto plazo. Por su parte ϕ indica el efecto *feedback*: si TCR es mayor que $\sum \alpha_j X$ en el período $t-1$, ΔTCR disminuye en la proporción ϕ y, viceversa; si TCR es menor que $\sum \alpha_j X$ en $t-1$, ΔTCR aumenta en ϕ ajustando la relación de corto plazo¹⁰.

⁹ Esta condición no es directamente testeable, sin embargo, es necesario no poder rechazarla a través de estimaciones recursivas de los coeficientes de la estructura dinámica en cuestión.

¹⁰ Sólo por comodidad $\theta'X_{t-1} = \sum \alpha_j X_{j,t-1}$.

La ventaja de esta representación es que "engloba" niveles y diferencias siendo una alternativa al enfoque de los vectores autorregresivos (VAR), en el que todas las variables intervienen en diferencias o en niveles.

3.1. Resultados

En primer lugar, no se ha podido verificar una relación de equilibrio de largo plazo del tipo de cambio real multilateral (TCRM) con variables que pueden considerarse como sus "fundamentals" (la variable monetaria tipo de cambio nominal, los términos de intercambio y el crédito doméstico del BCB como proporción del PIB) tomadas individualmente (véase Cuadro 2.2., Anexo 2), esto a pesar que el TCRM al igual que sus determinantes con la excepción del logaritmo del gasto público como proporción del PIB, pueden considerarse procesos integrados de primer orden. Sin embargo, las combinaciones del TCRM con la tasa de interés internacional (LIBOR) y los términos de intercambio (TI) y sustituyendo ésta última por el crédito doméstico (como proporción del PIB) y el tipo de cambio nominal obteniéndose dos nuevas combinaciones, sí presentan cierta evidencia de co-integración (Cuadro 1.1.b, Anexo 1). Sin embargo, a pesar de este resultado y siguiendo el procedimiento en dos etapas¹¹ no se pudo derivar un modelo de corrección de errores ya que, el término z_{t-1} (véase nota de pie 11) no resultó estadísticamente significativo a los niveles usuales de significación.

Cuadro 1
Estimación del TCRM por Mínimos Cuadrados Ordinarios
(Datos Trimestrales: 1989:I - 1992:IV)
Variable Dependiente: DLTCRM

Variable	Coef.	T-Stat
Constante	-1.03	-4.55
LGPUBPIB _{t-2}	-0.39	-4.21
ΔDLLIBOR	-0.12	-1.40
ΔDLTI _{t-2}	-0.45	-3.59
ΔLTCN _{t-2}	0.59	2.22

R2	= 0.70	D.W.	= 2.02
R2 aj.	= 0.56		
S.E. reg.	= 0.034	F-Stat	= 14.77

Nota: En la estimación se utilizaron dummies estacionales.

Notación:

ΔLGPUBPIB_{t-2} = Logaritmo del gasto público como proporción del PIB, rezagado en dos periodos.

ΔDLLIBOR = Primera diferencia del logaritmo de la tasa LIBOR a seis meses.

ΔDLTI_{t-2} = Diferencia entre el log. de términos de intercambio del período corriente y el

¹¹ Primero, estimamos por mínimos cuadrados ordinarios la ecuación:

$$TCR_t = \sum_{j=0}^k \alpha_j X_{j,t} + z_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

donde: $X_{0,t} = 1$ y, segundo, también por mínimos cuadrados, la ecuación (2).

$\Delta DLTCN_{t-2}$ = log. de términos de intercambio rezagado en dos períodos.
= Diferencia entre el log. del tipo de cambio nominal del período corriente y el log. del tipo de cambio nominal rezagado en dos períodos.

Entre los resultados más importantes del cuadro 1, se tiene que el coeficiente de la diferencia del logaritmo del tipo de cambio nominal tiene el signo correcto y es de magnitud importante, lo cual evidencia que la política cambiaria es importante para las modificaciones del tipo de cambio real. Sin embargo, esta relación es de corto plazo (véase Cuadro 2.1, Anexo 2), constatándose de esta manera la proposición de que las devaluaciones nominales sólo tienen efectos transitorios sobre el tipo de cambio real (Khan y Lizondo, 1990). Por otra parte, la elasticidad de las diferencias en el TCRM con respecto al logaritmo del gasto fiscal como proporción del producto con dos rezagos es de -0.39. Esto significa, en otras palabras, que un aumento en el gasto fiscal de 1 punto del PIB, tendría un impacto de corto plazo de una caída en el TCRM, pero de magnitud poco significativa (véase, además, Cuadro 2.1, Anexo 2).

Un shock positivo en los términos de intercambio, por su parte, tendría un efecto negativo sobre el tipo de cambio real en el corto plazo, tal como se puede deducir a partir de los signos negativos y la magnitud de los coeficientes asociados a los términos en diferencias (contemporáneo y rezagado) (Véase Cuadro 1 y Cuadro 2.1 del Anexo 2).

En lo que respecta a las propiedades estadísticas del modelo, la información contenida en el Cuadro 1 y Cuadro 3.1.a del Anexo 3 revelan que el ajuste es bastante satisfactorio (R^2 ajust. = 0.70). En cuanto al test de autocorrelación de los residuos de primer orden, el test de Durbin-Watson permite rechazar con suficiente holgura (al 5% de nivel de significación) la hipótesis nula de la presencia de autocorrelación de primer orden. Y, la nula de autocorrelación de orden superior de los errores, también queda rechazada a los niveles usuales de significación por el test LM de Breusch-Godfrey junto a la Q de Ljung-Box. Asimismo, la nula de homoscedasticidad de los errores no se pudo rechazar mediante los test ARCH.

De acuerdo a los resultados reportados en el mismo Cuadro 3.1 del Anexo 3, el modelo también posee capacidad para pasar otros test importantes como el de normalidad (aceptada) de los residuos que resulta de importancia para la interpretación correcta de los resultados dado el reducido tamaño de la muestra; la nula de "random walk" también se rechaza a través de los estadísticos de Durbin Watson, Dickey Fuller y Dickey Fuller Aumentado. En cuanto a la estabilidad estructural del modelo, se computó el test CUSUM Cuadrado (Brow, Durbin y Evans, 1975; McCabe y Harrison, 1980) y el estadístico resultante se presenta en el gráfico 3, Apartado 3.4.a del Anexo 3. Los resultados no permiten rechazar la nula de ausencia de cambio estructural. Un segundo test que permite corroborar este resultado es el de los Residuos Recursivos, que evidencia que no existe ningún error recursivo en el resto de la muestra (Gráfico 1, Apartado 3.4.a, Anexo 3). Por último, la inspección ocular de los gráficos 1 al 4 del apartado 3.3.a, Anexo 3, evidencian aunque únicamente en forma débil la estabilidad de los parámetros.

En suma, apoyado en los resultados de los test examinados que revelan las bondades del modelo, los resultados obtenidos en esta primera sección se pueden resumir en los siguientes: primero, que no es posible aceptar la nula de la existencia de una relación de largo plazo entre el TCRM y el tipo de cambio nominal, entre el TCRM y el crédito

doméstico como tampo de la combinación lineal de las tres variables. Segundo, con acciones de política fiscal (disminuciones en el gasto público) no es posible la obtención de ganancias importantes en el tipo de cambio real. Tercero, en el corto plazo la política de devaluaciones del tipo de cambio nominal es importante para afectar el nivel del tipo de cambio real.

Sin embargo, pese a que estos resultados brindan información respecto a la dirección y magnitud de cambios en el tipo de cambio real del gasto fiscal, no permite una evaluación de cambios en la composición del gasto fiscal sobre TCRM. Desde el punto de vista teórico la magnitud de cambios en el TCRM no dependen únicamente de las devaluaciones (magnitud) del tipo de cambio nominal y del grado de ajuste de política fiscal, sino fundamentalmente de la forma en que se efectúan las reducciones en el déficit fiscal. Es decir, si las disminuciones se encararan mediante aumentos en los impuestos o reducciones en el gasto público en bienes transables y no transables.

Con el propósito de efectuar una evaluación cuantitativa de estas relaciones, y continuando con la misma estrategia de modelación econométrica (Hendry y Richard, 1983; Hendry et.al., 1984) hecha referencia en la primera parte de este documento, en la sección siguiente se aplica la metodología a datos mensuales comprendidos en el período 1989:01 a 1992:12.

4. LA COMPOSICION DEL GASTO FISCAL Y EL TIPO DE CAMBIO REAL

Las definiciones del tipo de cambio real utilizadas en la presente sección, al igual que en la primera parte de esta misma sección, corresponden a la multilateral¹². La elección del período muestral y su frecuencia (mensual), fue impuesta por la escasa disponibilidad de la información necesaria que permita una adecuada evaluación econométrica de las relaciones económicas de interés. Asimismo, la ausencia de sets de observaciones de las distintas variables con frecuencia mensual también impuso la restricción a un enfoque parcial. Entre las variables fundamentales que explican el comportamiento del TCR y que no se consideraron debido a la restricción de los datos, están los aranceles, otras restricciones al comercio internacional, tales como licencias, cuotas y prohibiciones y otras determinantes del TCR (Edwards, 1992).

Como etapa previa al proceso de estimación del "set" de parámetros que vincula los comportamientos de las variables independientes con el comportamiento del TCR, pero como parte de la estrategia de la modelación, se procede examinando el orden de integración y los procesos que subyacen en las variables de interés: Tipo de cambio real, gasto público (del sector público no financiero) en bienes transables y no transables, el crédito interno del BCB al gobierno, la tasa de interés internacional y los términos de intercambio.

¹² Calculado sobre la base de la evolución de una canasta de monedas de los principales socios comerciales de Bolivia (Argentina, Brasil, Chile, Perú, EE. UU., Alemania, Reino Unido y Japón). La fórmula empleada es la siguiente:

$$ITCRM = \frac{ITCN_{Bol} / IPC_{Bol}}{\sum_{i=1}^8 (ITCN_i^* / IPC_i^*) \alpha_i} * 100$$

Donde, $ITCN_{Bol}$ y IPC_{Bol} denotan el tipo de cambio nominal de Bolivia e índice de precios al consumidor, respectivamente. Asimismo, $ITCN_i^*$ y IPC_i^* denotan el tipo de cambio nominal y índice de precios del país socio i -ésimo. Por último, α_i denota el factor de ponderación dada por el flujo comercial entre Bolivia y el i -ésimo país socio comercial.

Los resultados de los distintos test reportados en el Cuadro 1.2.b del Anexo 1, no permiten rechazar la hipótesis nula de raíces unitarias para las variables gasto público en bienes no transables como proporción del PIB, TCRM, tipo de cambio nominal, tasa de interés internacional y crédito doméstico del BCB al gobierno. En lo que respecta al gasto público en bienes transables como proporción del PIB, esta es estacionaria, siendo este resultado robusto a los distintos tests empleados (Durbin-Watson, Dickey-Fuller, Dickey-Fuller-Aumentado y Phillips-Perron).

En una segunda etapa, se procede a la verificación de la hipótesis de una relación de largo plazo entre las distintas combinaciones (lineales) de series integradas de orden 1. Es decir, se evalúa si una combinación lineal de series $I(1)$ está cointegrada, o lo que es lo mismo, si sigue un proceso estacionario (Engle y Granger, 1987). Los resultados encontrados, nuevamente, no permiten aceptar la hipótesis de co-integración excepto para la combinación TCRM, la tasa LIBOR y el tipo de cambio nominal. Es decir, en el período bajo estudio, los cambios experimentados en el tipo de cambio real no están sujetos a fuerzas que hacen que sean convergentes en el largo plazo, esto es que guardan una relación de equilibrio de largo plazo con sus "fundamentals" (véase, Cuadro 2.3, Anexo 2). Asimismo, al igual que en el primer caso, no se pudo derivar un modelo de corrección de errores al no resultar estadísticamente significativo el término de error rezagado de la ecuación de co-integración.

Con las evidencias sobre raíces unitarias de las variables de interés, se estimó un modelo dinámico donde la variable dependiente (DTCRM) queda expresada como función de un número suficientemente grande de rezagos de la propia variable dependiente, los términos de intercambio, gasto público en bienes transables y no transables relativo al producto, crédito doméstico al Gobierno Central, tipo de cambio nominal y la tasa de interés internacional. En el proceso de modelación se efectúan reducciones de acuerdo a la metodología descrita al principio del documento, así como un proceso de reparametrización de tal forma que las variables en el lado derecho de la ecuación sean estacionarias y con interpretación económica razonable. Cabe insistir en el hecho de que a cada ecuación resultante de una nueva reducción o reparametrización, se sometió a un conjunto de test aplicados a los residuos, coeficientes y tests-F que permite evaluar la importancia de la pérdida de información ante cada nueva reducción.

El proceso descrito derivó en un modelo dinámico para tipo de cambio real, estimado mediante el método de los Mínimos Cuadrados, cuyos resultados se reportan en el Cuadro 2.

Cuadro 2
Estimación del TCR por Mínimos Cuadrados Ordinarios
(Datos mensuales: 1989:01 - 1992:12)
Variable Dependiente: DLTCRM_t

Variable	Coef.	T. Stat.
Constante	0.26	1.17
$\Delta LTCRM_{t-1}$	-0.23	-2.96
LCDGPIB _{t-3}	-0.08	-2.83
LCDGPIB _{t-4}	0.06	5.53
LGNTPIB _{t-2}	-0.11	-3.15
LGNTPIB _{t-3}	0.06	1.76
LGNTPIB _{t-4}	0.08	2.76
LGBTPIB	-0.03	-1.17
$\Delta LLIBOR$	0.24	2.04
LTI _{t-3}	-0.06	-1.62
$\Delta LTCN_{34}$	-5.47	-4.87

$R^2 = 0.70$	$R^2 \text{ aj.} = 0.61$
$\sigma(\text{Reg.}) = 0.034$	D.W. = 2.0
F-Stat = 17.6	

Notación:

ΔTCRM_{t-1} : Diferencia entre el logaritmo del TCRM_{t-1} y el logaritmo del TCRM_{t-2}
 LCDGPIB_{t-j} : Logaritmo del crédito interno del BCB como proporción del PIB, con tercer y cuarto rezagos ($j=3, 4$)
 LGNTPIB_{t-j} : Logaritmo del gasto público en bienes no transables, con segundo, tercer y cuarto rezagos ($j=2,3,4$)
 LGBTPIB : Logaritmo de gasto público en bienes transables
 ΔLIBOR : Primera diferencia del logaritmo de la tasa LIBOR
 LTI_{t-3} : Logaritmo del índice de términos de intercambio, con tres rezagos
 ΔLTCN34 : Diferencia entre el logaritmo del tipo de cambio nominal con tres rezagos y el logaritmo del tipo de cambio nominal con cuatro rezagos.

La aproximación *parsimoniosa* al proceso que genera el tipo de cambio real, resultante de un proceso de reducciones y reparametrizaciones fue sometido a una batería de test. El hecho que el modelo resultante pueda pasar los distintos tests, garantizan razonablemente la bondad de la interpretación económica de los coeficientes, al avalar los test-t asociados a los distintos parámetros.

A partir de los resultados registrados en el Cuadro 3.2.a del Anexo 3, los errores del modelo pueden ser descritos como innovaciones distribuidos idénticamente Normal. La verificación de la propiedad de innovación en los residuos, requiere como requisito la ausencia de autocorrelación de primer orden o mayor en los errores. La primera de ellas, en el presente caso quedó verificada con un alto grado de confianza mediante los test de Durbin-Watson y, la autocorrelación de orden mayor a 2 mediante los test LM de autocorrelación de Breush-Godfrey junto con el estadístico-Q de Ljung-Box.

La normalidad de los errores, por su parte, se verifica mediante el test de Jarque-Bera. Este test no permite el rechazo de la nula de que los errores están distribuidos normal. Este resultado también queda corroborado con el test Reset de Ramsey.

Por último, la nula de residuos homoscedásticos se testea mediante los test ARCH ("Autoregressive Conditional Heteroskedasticity"), rechazándose por amplio margen. Otro test que permite evaluar la nula de la independencia de la varianza de los residuos respecto de los regresores es el Test de White.

Finalmente, la constancia de los parámetros se verifica mediante las estimaciones recursivas del modelo (Gráficos 1 al 9, Apartado 3.3.b, Anexo 3). El procedimiento consiste en partir estimando el modelo con la utilización de un número mínimo de observaciones, y en los pasos siguientes se va adicionando una observación por vez que da lugar a nuevas estimaciones de los parámetros junto con un intervalo de confianza de dos desviaciones estándar. La constancia del parámetro de interés se puede verificar por simple inspección de la evolución del parámetro a lo largo de los distintos puntos muestrales junto con la banda de dos desviaciones estándar¹³.

¹³ En la inspección ocular, debe tenerse en cuenta tres criterios básicos:

- Que el estimador final del parámetro caiga dentro de todas las bandas anteriormente estimadas.
- Que la desviación estándar asociada al parámetro estimado se reduzca a lo largo del tiempo y

Los resultados muestran que no es posible rechazar la nula de exogeneidad débil de las variables en el lado derecho de la ecuación para los distintos parámetros, aunque no con la holgura suficiente como sería lo deseable. En casi todos los casos es posible constatar disminuciones en la desviación estándar asociada al parámetro i -ésimo a medida que transcurre el tiempo; pero los cambios que ocurren al interior de la recursión no presentan una tendencia determinística no predecible como sería lo deseable. El cumplimiento de estos dos últimos criterios es de suma importancia para que no se pueda rechazar con suficiente holgura la hipótesis nula (Engle, 1983), pero además para hacer inferencias respecto al TCRM condicional a las variables independientes de la ecuación.

5. RESULTADOS Y CONCLUSIONES

En base a los test presentados, que son básicos para una adecuada interpretación de los resultados del modelo¹⁴ se tiene como resultados más importantes a los siguientes: Primero, con datos mensuales para el período 1989:01 - 1992:12, el modelo final resultante de un proceso de reducción y reparametrización derivó en un modelo dinámico, donde las primeras diferencias del logaritmo del tipo de cambio real se explica por su propio rezago, por los rezagos del crédito interno al Gobierno Central, por rezagos del gasto público en bienes no transables del SPNF como proporción del PIB, por el logaritmo del gasto público, en bienes transables relativo al producto por la tasa de interés internacional y la diferencia rezagada del tipo de cambio nominal.

Segundo, respecto de las variables de interés (composición del gasto público en bienes transables y no transables), se deriva las siguientes conclusiones: a) El efecto inmediato de cambios del TCRM ante cambios del gasto en bienes no transables es inexistente, y se presenta más bien con un rezago de dos períodos siendo aquél negativo, lo cual está de acuerdo a lo esperado teóricamente. Sin embargo, para fines de política en términos de su magnitud es considerablemente pequeña; b) En cuanto al gasto público en bienes transables relativo al producto, no resultó significativo desde el punto de vista estadístico y tampoco exhibe el signo correcto.

Tercero, la variable tasa de interés internacional tiene un impacto contemporáneo significativo sobre el tipo de cambio real. El signo es el esperado. Mayores tasas de interés externas comprometen salidas de recursos externos, (presiones sobre la balanza de pagos), generando un déficit en la balanza de pagos lo cual, a su vez, requeriría un aumento en el tipo de cambio real para restablecer el equilibrio.

En este sentido, la evidencia empírica presentada en el documento sobre las relaciones entre el tipo de cambio real con aquellas variables que pueden pensarse son sus "fundamentals", apuntan en la dirección de que los efectos de variaciones en el gasto público sobre el tipo de cambio real, para todos los efectos prácticos de política económica, son pequeños y volátiles. Y en el caso específico del gasto público en bienes no transables, se constata la ausencia de una relación de largo plazo con el TCRM (Cuadro 2.3, Anexo 2).

- Que los cambios que se observen al interior de la recursión no exhiban tendencia determinística predecible. (Apt, J. y Quiroz, J. [1992])

¹⁴ La propiedad del modelo con residuos que son innovación, garantiza que la especificación dinámica del modelo sea apropiada. Asimismo, la normalidad de los residuos permite tener una apropiada confianza en los test-t de los parámetros asociados a las variables en el lado derecho del modelo resultante del proceso de reducciones y reparametrizaciones. Por último, la ausencia de residuos heteroscedásticos sugiere que los "ourliers" serán poco frecuentes (Engle, 1982).

En suma, el espacio que se tiene para incrementar el tipo de cambio real mediante política fiscal activa es reducido -por no decir nulo-, razón por la que sus beneficios deberían buscarse en otras áreas.

Finalmente, aumentos en la tasa de interés internacional generan un déficit en la balanza de pagos, requiriéndose una depreciación del tipo de cambio real para restablecer el equilibrio en la balanza de pagos.

ANEXO I TEST DE RAICES UNITARIAS

1.1. Con Datos Trimestrales

Cuadro 1.1.a
PERIODO: 1986:I - 1992: IV

	DW1	DW2	DF-1	DF-2	DFA-1	DFA-2	PP
Variable	1/	2/	3/	4/	5/	6/	7/
En niveles							
Log TCRBI	0.572	0.596	-2.755	-4.062	-2.314	-2.372	-2.981
Log TCRM	0.233	0.305	-1.697	-3.141	-1.147	-2.449	-1.888
Log LIBOR	0.298	0.336	-0.218	n.a.	-0.716	-0.106	-0.569
Log ITI	0.175	0.197	-0.171	-4.575	n.a.	-2.184	n.a.
Log TCN	0.020	0.059	n.a.	-4.357	-0.496	-2.713	n.a.
Log GPUBPIB	2.089	2.345	-5.265	-5.169	-8.610	-9.052	-5.486
Log CDGPIB	0.363	0.120	-2.451	-3.161	-1.766	-2.694	-2.619
Log CDG88PIB	0.255	0.123	-2.973	-3.179	-2.381	-2.636	-3.184
En Primeras Dif.							
D(Log TCRBI)	0.956	1.045	-4.831	-4.505	-3.961	-3.908	-5.149
D(Log TCRM)	1.587	1.476	-4.419	-4.760	-3.830	-3.963	-4.701
D(Log LIBOR)	1.202	1.126	-3.228	-3.853	-2.238	-3.423	-3.353
D(Log ITI)	2.809	2.824	-8.534	-8.512	-5.143	-5.440	-9.487
D(Log TCN)	0.621	0.666	-3.074	-2.554	-2.919	-2.569	-3.219
D(Log GPUBPIB)	2.437	2.963	-6.588	-6.510	-8.718	-8.542	-6.948
D(Log CDGPIB)	1.492	1.350	-3.160	-2.596	-2.285	-1.766	-3.413
D(Log CDG88PIB)	1.896	1.415	-3.181	-2.608	-2.198	-1.649	-3.437
Valor Crit. (5%)	0.493	0.493	-2.930	-3.500	-2.930	-3.500	-2.930

1/ Corresponde a la regresión de la variable X y la constante

2/ Corresponde a la regresión de la variable X con respecto a 4 dummies estacionales

3/ Corresponde al estadístico t de la ecuación de Dickey-Fuller, e incluye la constante

4/ Corresponde al estadístico t de la ecuación de Dickey-Fuller, e incluye además de la constante la variable tendencia

5/ Corresponde al estadístico t de la ecuación de Dickey-Fuller aumentada, e incluye la constante

6/ Corresponde al estadístico t de la ecuación de Dickey-Fuller aumentada, e incluye además de la constante la variable tendencia

7/ Corresponde al test de Phillips-Perron (1979), sin tendencia.

Notación:

TCRBI : Tipo de cambio real bilateral

TCRM : Tipo de cambio real multilateral

LIBOR : Tasa LIBOR a seis meses

ITI : Índice de términos de intercambio

TCN : Tipo de cambio nominal oficial (venta)

GPUBPIB : Gasto público como proporción del PIB

CDGPIB : Crédito interno del BCB como proporción del PIB

CDG88PIB : Crédito interno del BCB (en Bs de 1988) como proporción del PIB.

Cuadro 1.1.b
ORDEN DE INTEGRACION Y ORDEN DE AUTOCORRELACION
PERIODO: 1986:I - 1992:IV

	I(?)	AR(?)
Log TCRBI	I(1)	AR(1)
Log TCRM	I(1)	AR(1)
Log LIBOR	I(1) ó I(2)	AR(1)
Log TI	I(1)	AR(2)
Log TCN	I(1) ó I(2)	AR(1) ó AR(2)
Log GPUBPIB	I(0)	AR(2)
Log CDGPIB	I(1) ó I(2)	AR(1)
Log CDG88PIB	I(1) ó I(2)	AR(1)
Fuente: Elaborado en base al Cuadro 1.1.a		

1.2. Con datos mensuales

Cuadro 1.2. a
PERIODO: 1989:ENE - 1992:DIC

Variable	DW1 1/	DW2 2/	DF-1 3/	DF-2 4/	DFA-1 5/	DFA-2 6/	PP 7/
En niveles							
Log GBTPIB	0.868	0.501	-4.197	-6.629	-3.557	-5.565	-4.154
Log GNTPIB	0.556	0.137	-2.244	-6.342	-0.971	-4.049	-1.764
Log ITI	1.41	1.573	-4.999	-5.933	-3.104	-3.532	-5.025
Log TCRBI	0.031	0.069	-1.319	-1.854	-1.373	-1.864	-1.352
Log TCRM	0.068	0.072	-1.151	-1.483	-1.501	-2.158	-1.257
Log TCN	0.004	0.016	-4.37	-1.366	-2.789	-1.778	3.876
Log LIBOR	0.022	0.049	n.a -	-2.216	-0.04	2.299	n.a
Log CDGPIB	0.395	0.48	-7.992	-9.546	-2.713	-3.528	-8.042
Log CDG88PI	0.492	0.589	-9.239	-9.661	-3.257	-3.559	-9.329
En Primeras Dif.							
D(Log GBTPIB)	3.008	2.625	-11.926	-11.809	-8.915	-8.835	-13.097
D(Log GNTPIB)	2.982	2.626	-11.262	-11.286	-7.081	-7.172	-11.939
D(Log ITI)	3.113	3.222	-12.616	-12.471	-6.924	-6.835	-13.344
D(Log TCRBI)	2.047	1.99	-6.766	-6.845	-4.655	-4.766	-6.918
D(Log TCRM)	1.439	1.396	-4.863	-4.854	-4.574	-4.628	-4.997
D(Log TCN)	0.855	0.673	-4.18	-4.519	-3.218	-3.628	-4.245
D(Log LIBOR)	1.596	1.609	-5.532	-5.527	-5.219	-5.149	-5.65
D(Log CDGPIB)	1.366	1.265	-11.603	-11.033	-4.955	-4.563	-12.163
D(Log CDG88PI)	1.365	1.26	-11.561	-10.987	-4.965	-4.571	-12.136
Valor Crit. (5%)	0.493	0.493	-2.93	-3.5	-2.93	-3.5	-2.93

1/ Corresponde a la regresión de la variable X y la constante.

2/ Corresponde a la regresión de la variable X con respecto a 4 dummies Estacionales.

3/ Corresponde al estadístico t de la ecuación de Dickey-Fuller, e incluye la constante.

4/ Corresponde al estadístico t de la ecuación de Dickey-Fuller, incluye además de la constante la variable tendencia.

5/ Corresponde al estadístico t de la ecuación de Dickey-Fuller aumentada, e incluye la constante.

6/ Corresponde al estadístico t de la ecuación de Dickey-Fuller aumentada, e incluye además de la constante la variable tendencia

7/ Corresponde a test de Phillips-Perron (1979)

Notación:

GBTPIB :Gasto público en bienes transables como proporción del PIB

GNTPIB :Gasto público en bienes no transables como proporción del PIB

Cuadro 1.2.b
ORDEN DE INTEGRACIÓN Y ORDEN AUTOCORRELACION
PERIODO: 1986:01 - 1992:12

	I(?)	AR(?)
Log GBTPIB	I(0)	AR(1)
Log GNTPIB	I(1)	AR(1)
Log TI	I(0)	AR(1)
Log TCRBI	I(1)	AR(1)
Log TCRM	I(1)	AR(1)
Log TCN	I(1)	AR(1)
Log LIBOR	I(1)	AR(1)
Log CDGPIB	I(0) ó I(1)	AR(1) ó AR(2)
Log CDG88PIB	I(1)	AR(1)

Fuente: Elaborado en base al Cuadro 1.2.

ANEXO 2

Cuadro 2.1
Estimación del TCR por MCO 1/
(Datos trimestrales: 1989:I - 1992 : IV
Variable Dependiente: LTCRM

	0		J 1		2	
LTCRM _{t,j}	--	--	1.035	(2.205)	-0.292	(-0.663)
LGPUBPIB _{t,j}	0.243	(2.665)	0.209	(1.985)	-0.380	(-1.138)
LLIBOR _{t,j}	-0.120	(-1.803)	0.142	(1.848)	--	--
LTI _{t,j}	-0.333	(-1.990)	--	--	0.271	(1.396)
CDGPIB _{t,j}	-0.002	(-1.632)	-0.001	(-1.481)	0.001	(1.590)
LTCN _{t,j}	1.262	(1.368)	-2.520	(-1.431)	1.427	(-1.500)

R² = 0.988

D.W = 2.079

R² = aj. = 0.914 σ(reg.) = 0.0

F-Stat = 13.47

Notas: Los valores entre paréntesis corresponden a los estadísticos t.
 1/ Estos resultados corresponden a una etapa intermedia en el proceso de simplificación en la forma irrestricta.

Cuadro 2.2
Test de Co-Integración
(Datos Trimestrales: 1989:I - 1994:IV)

	DW	I(?)	DF	I(?)	DFA s/tend.	I(?)	DFA c/tend.	I(?)
LTCRM, LLIBOR	0.57	I(0)	-2.9	I(1)	-2.3	I(1)	-4.24	I(0)
LTCRM, LTI	0.51	I(0)	-3.68	I(0)	-3.2	I(0)	-3.46	I(1)
LTCRM, CDGPIB	0.54	I(0)	-2.74	I(1)	-2.25	I(1)	-2.55	I(1)
LTCRM, LTCN	0.41	I(1)	-3.13	I(0)	-2.21	I(1)	-2.33	I(1)
LTCRM, LLIBOR, LTI	0.76	I(0)	-4.69	I(0)	-4.05	I(0)	-4.62	I(0)
LTCRM, LLIBOR, CDGPIB	0.91	I(0)	-4.41	I(0)	-3.69	I(0)	-3.9	I(0)
LTCRM, LLIBOR, LTCN	0.75	I(0)	-4.99	I(0)	-3.97	I(0)	-4.29	I(0)
LTCRM, LTI, CDGPIB	0.51	I(0)	-3.67	I(0)	-3.19	I(0)	-3.43	I(1)
LTCRM, LTI, LTCN	0.59	I(0)	-3.27	I(0)	-2.89	I(1)	-3.14	I(1)
LTCRM, CDGPIB, LTCN	0.45	I(1)	-2.99	I(0)	-2.18	I(1)	-2.2	I(1)
Valor Crítico (5%) 1/	0.49		-2.93		-2.93		-3.5	

1/ Tomado de Phillips, 1976

Cuadro 2.3
 Test de Co-Integración
 (Datos Mensuales: 1989:01 - 1994:12)

	DW	I(?)	DF	I(?)	DFA s/tend.	I(?)	DFA s/tend.	I(?) tend.	
LTCRM, LGNTPIB	0.79		I(0)	-3.2	I(0)	-1.92	I(1)	-1.65	I(1)
LTCRM, LLIBOR	0.16		I(1)	-1.42	I(1)	-1.92	I(1)	-1.79	I(1)
LTCRM, LTCN	0.34		I(1)	-2.1	I(1)	-2.75	I(1)	-2.72	I(1)
LTCRM, LGNTPIB,LLIBOR	0.47		I(1)	-2.27	I(1)	-1.53	I(1)	-1.26	I(1)
LTCRM, LGNTPIB, LTCN	0.34		I(1)	-2.03	I(1)	-2.65	I(1)	-2.62	I(1)
LTCRM, LLIBOR, LTCN	0.54		I(0)	-3.5	I(0)	-4.27	I(0)	-4.36	I(0)
Valor Crítico (5%) 1/	0.49			-2.93		-2.93		-3.5	

1/ Tomado de Phillips, 1976 .

ANEXO 3 PROPIEDADES Estadísticas

3.1 Modelo con datos Trimestrales

Cuadro 3.1.1

Test de los Residuos de la estimación del TCRM

Test	Valor Calc.	V. Crit.
Durbin Watson	1.724	0.493
Dickey-Fuller	-4.168	-2.93
Dickey-Fuller Aumentado	-3.983	-2.93
LM auto. test (1)	0.258	3.84
LM auto. test (3)	4.629	7.81
Ljung-Box Q-stat	11.740	21.00
Jarque-Bera Normality	0.093	5.99
Arch Test (1) (n*R2)	1.522	3.84
Arch Test (2) (n*R2)	1.825	5.99
Arch Test (3) (n*R2)	3.000	7.81
Ramsey Reset test(1) (F-stat)	1.203	4.74
Ramsey Reset test(2) (F-stat)	1.203	4.10

Notas:

Los valores críticos se tomaron de Johnston (1984)

LM test y Lung-Box, prueban la Ho: ausencia de autocorrelación en los residuos.

El test de normalidad de Jarque-Bera, prueba la condición de normalidad de los errores.

El test Arch, prueba la Ho: Ausencia de heteroscedasticidad en los residuos.

El test Reset de Ramsey, prueba la Ho: Los errores se distribuyen Normal con media cero Vs H1: Los errores se distribuyen Normal con media distinta a cero.

3.2. Modelo con Datos Mensuales

Cuadro 3.2.1

Test de los Residuos de la estimación la Estimación del TCRM

Test	Valor Calc.	V. Crit.
Durbin Watson	1.997	0.493
Dickey-Fuller	-6.346	-2.93
Dickey-Fuller Aumentado	-4.207	-2.93
LM auto. test (1)	0.000	3.84
LM auto. test (3)	0.114	5.99
Jarque-Bera Normality	0.157	5.99
Arch Test (1) (n*R2)	0.325	3.84
Arch Test (2) (n*R2)	0.271	5.99
Arch Test (3) (n*R2)	1.335	7.81
Ramsey Reset test(1) (F-stat)	1.761	2.83
Ramsey Reset test(2) (F-stat)	2.171	3.08

Notas:

Los valores críticos se tomaron de Johnston (1984)

LM test y Lung-Box, prueban la Ho: ausencia de autocorrelación en los residuos.

El test de normalidad de Jarque-Bera, prueba la condición de normalidad de los errores.

El test Arch, prueba la Ho: Ausencia de heteroscedasticidad en los residuos.

El test Reset de Ramsey, prueba la Ho: Los errores se distribuyen Normal con media cero Vs H1: Los errores se distribuyen Normal con media distinta de cero.

3.3. Test de Exogeneidad Débil; Error! Marcador no definido.

3.3.1. Modelo con Datos Trimestrales

Figura 1

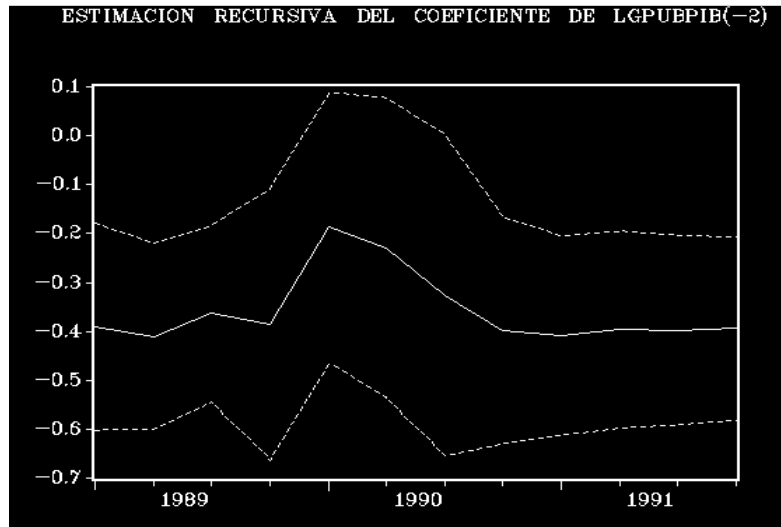
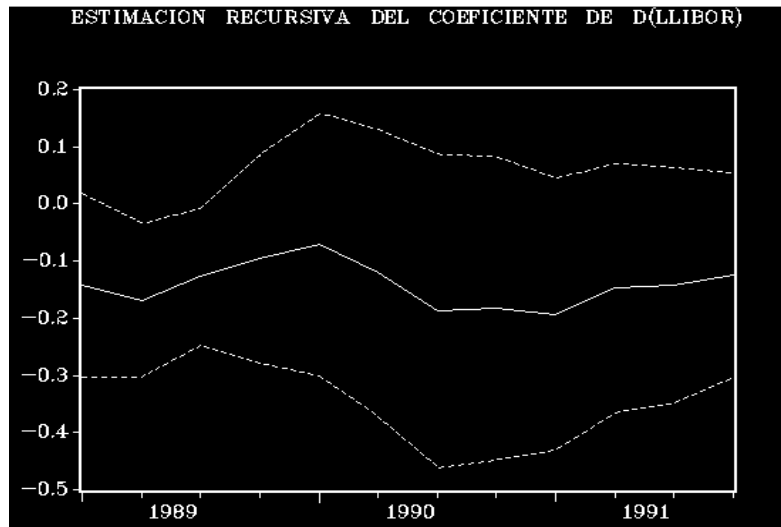


Figura 2



¡Error! Marcador no definido.Figura 3

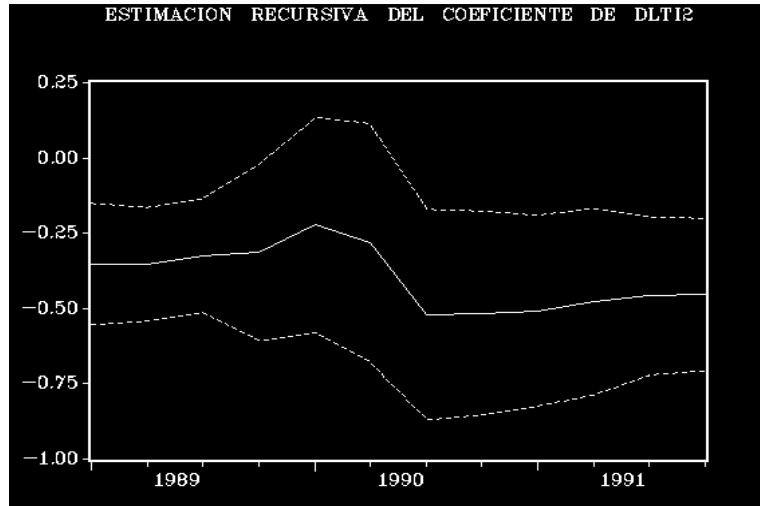
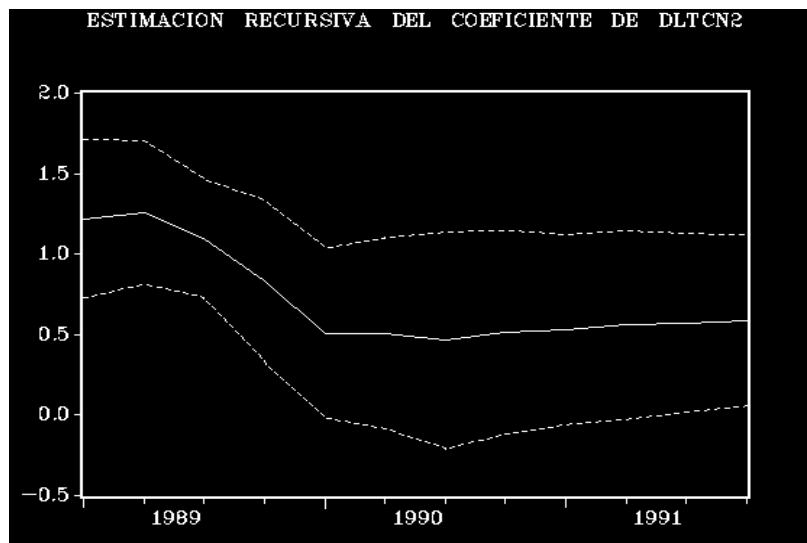


Figura 4



3.3.2. Modelo con Datos Mensuales

Figura 1

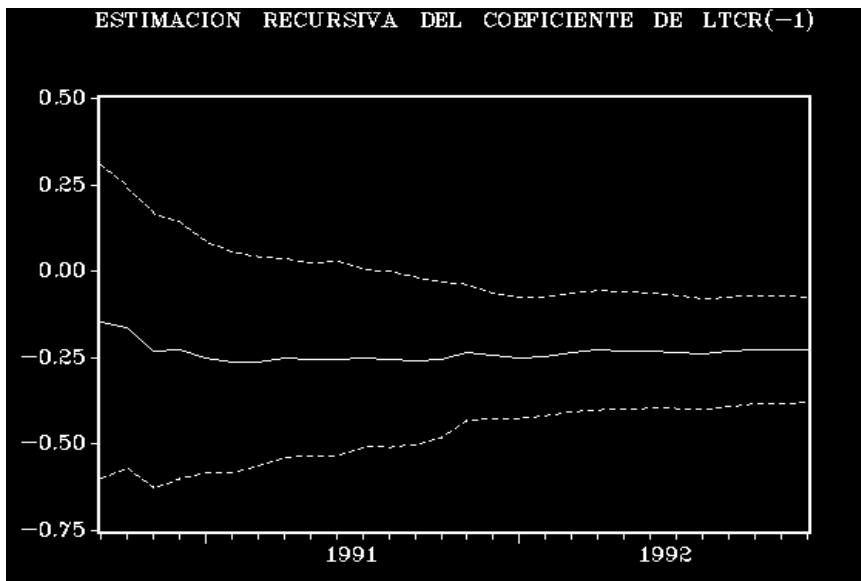


Figura 2

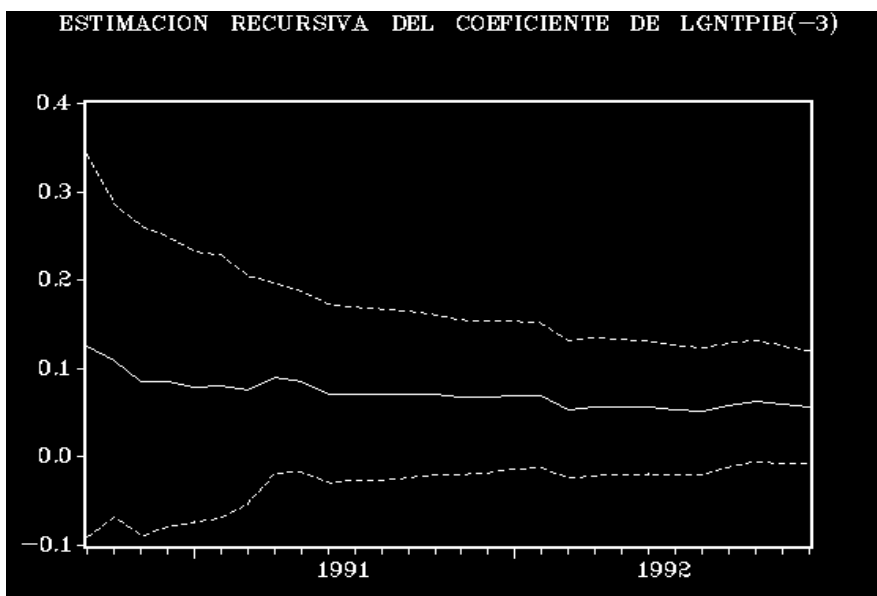


Figura 3

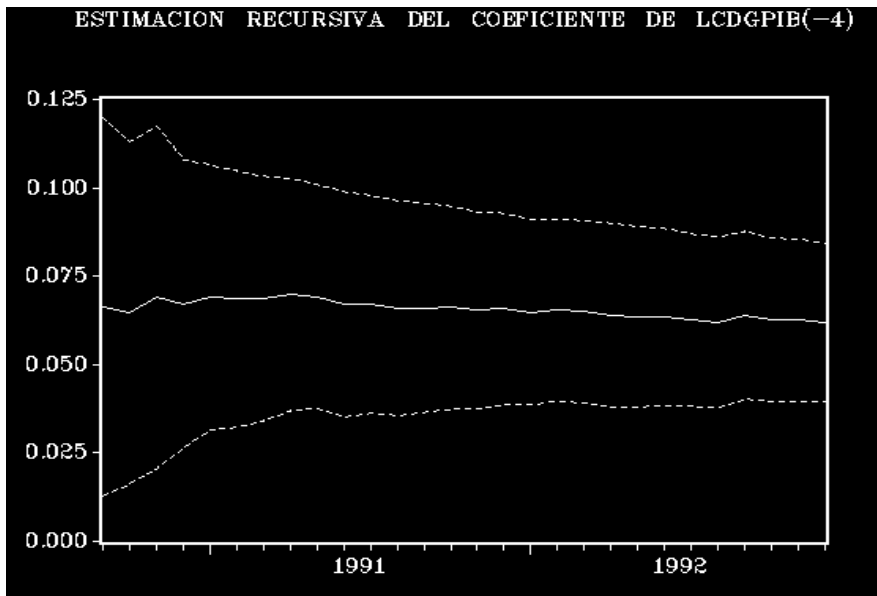


Figura 4

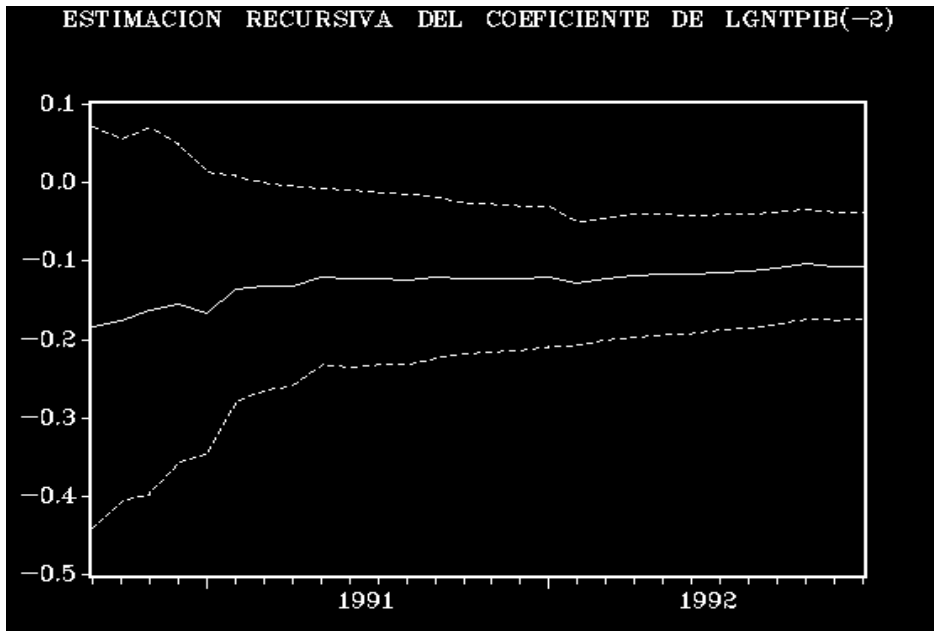


Figura 5

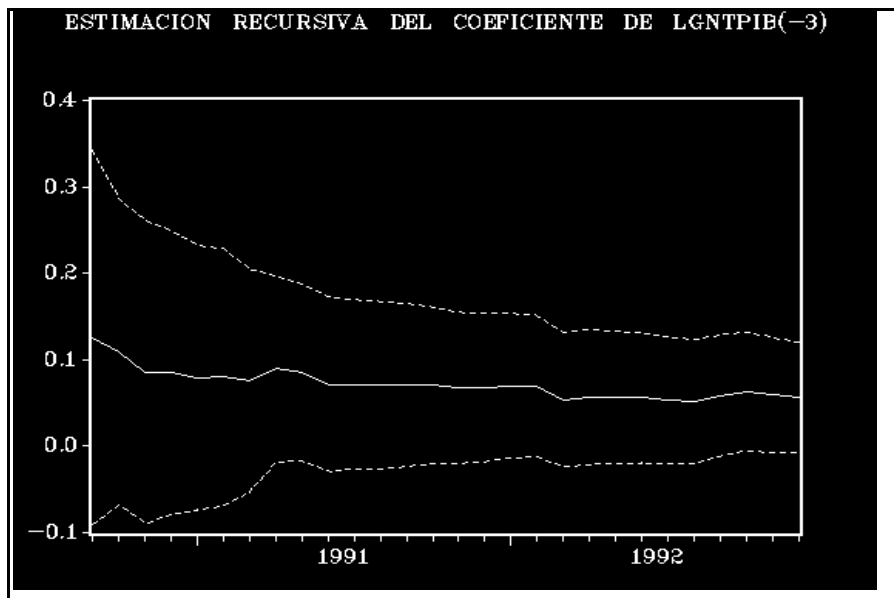


Figura 6

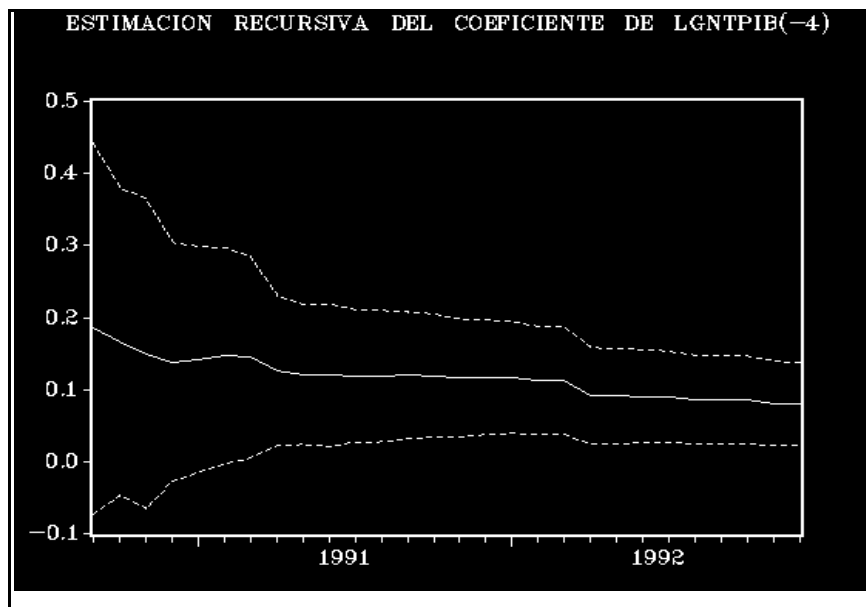


Figura 7

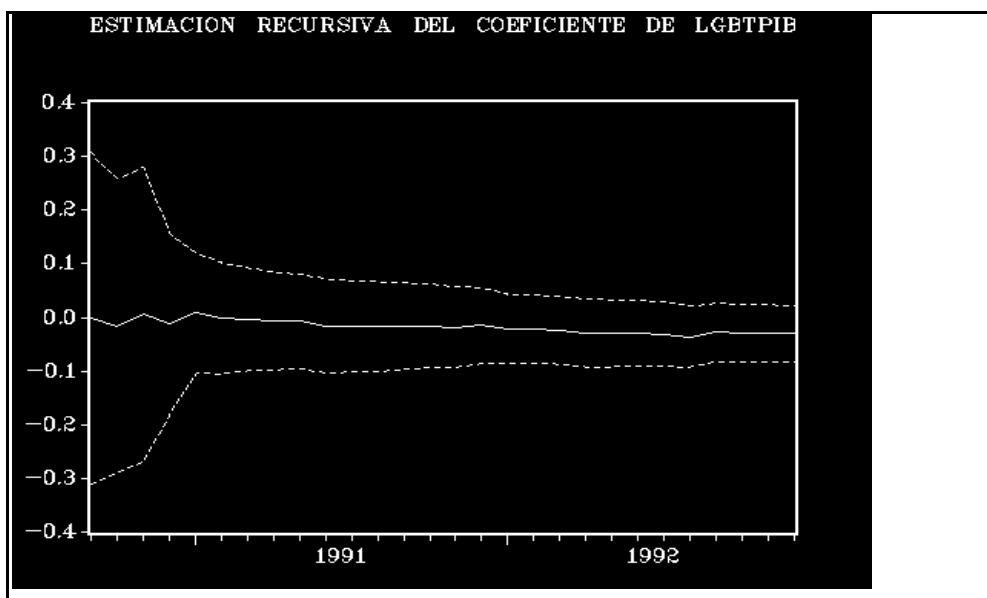


Figura 8

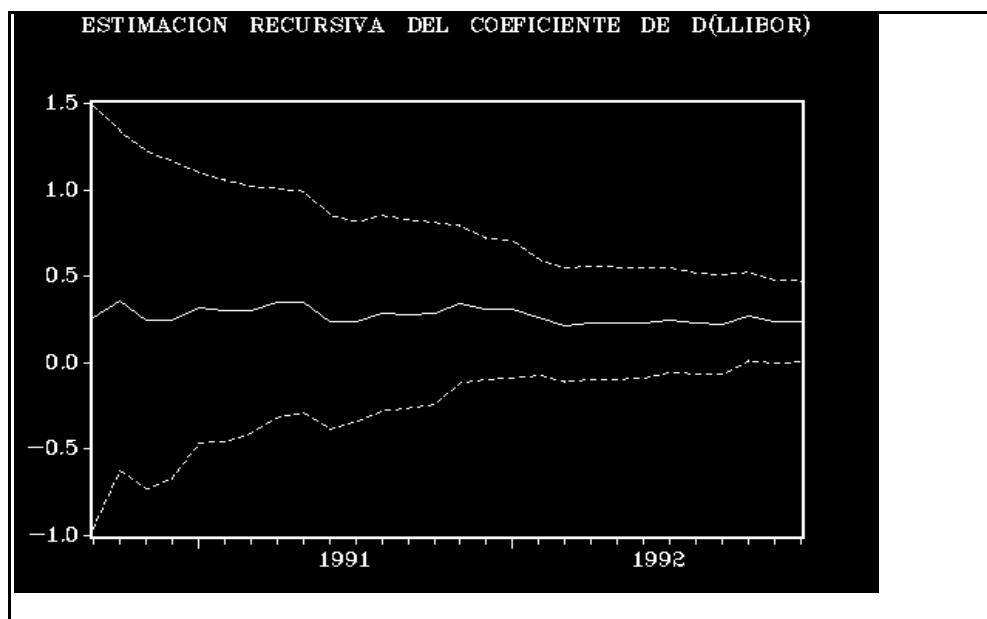
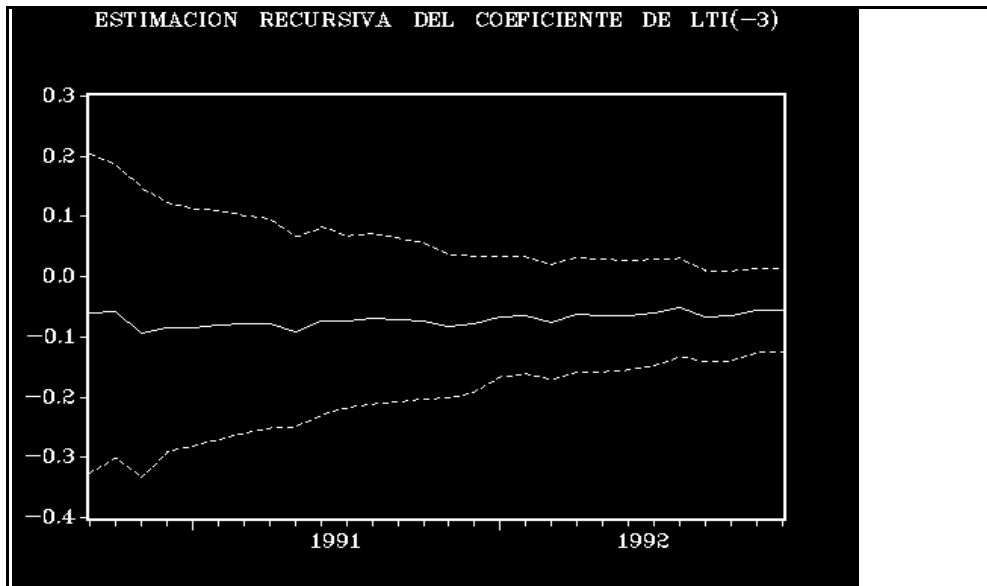


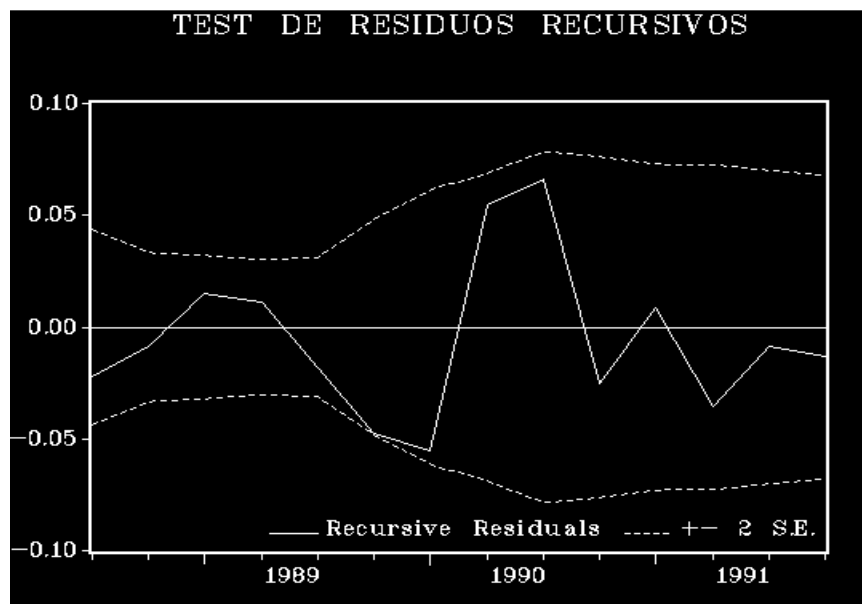
Figura 9



3.4. Test Adicionales

3.4.1. Modelo con Datos Trimestrales

Figura 1



igura 2

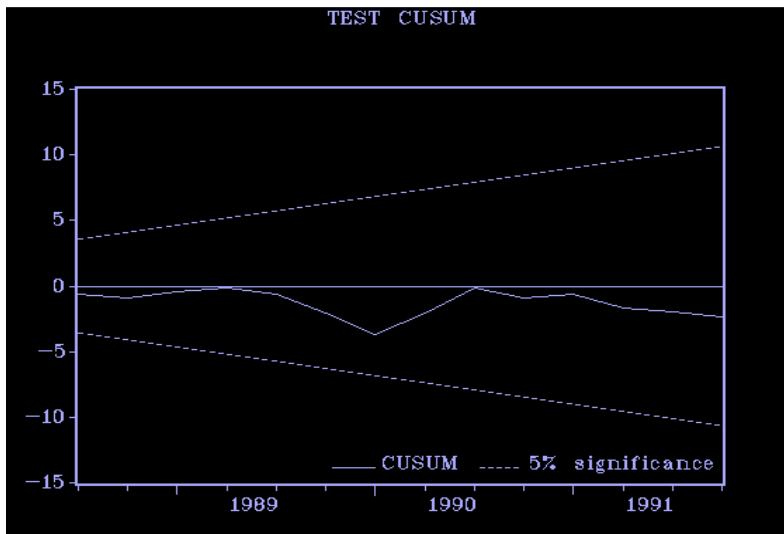


Figura 3

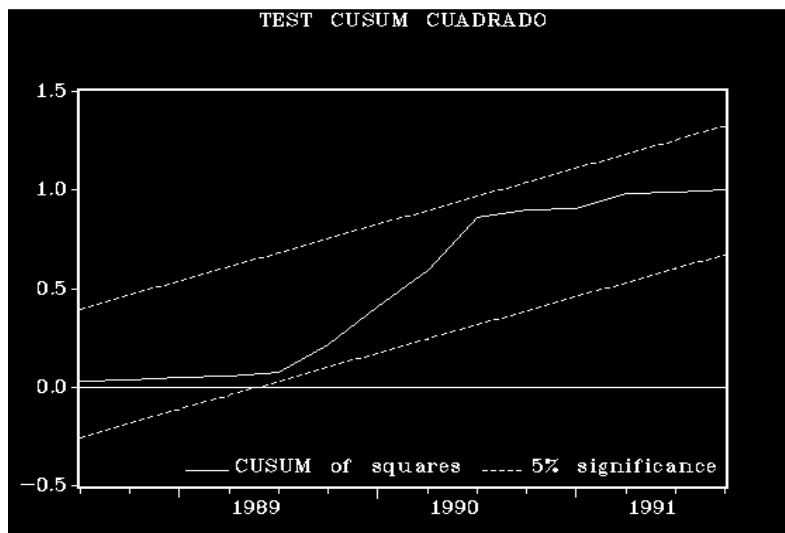


Figura 4

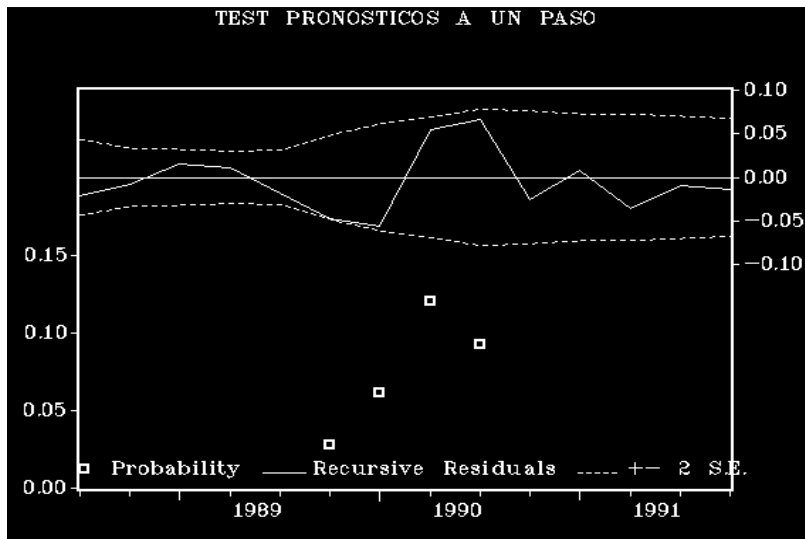
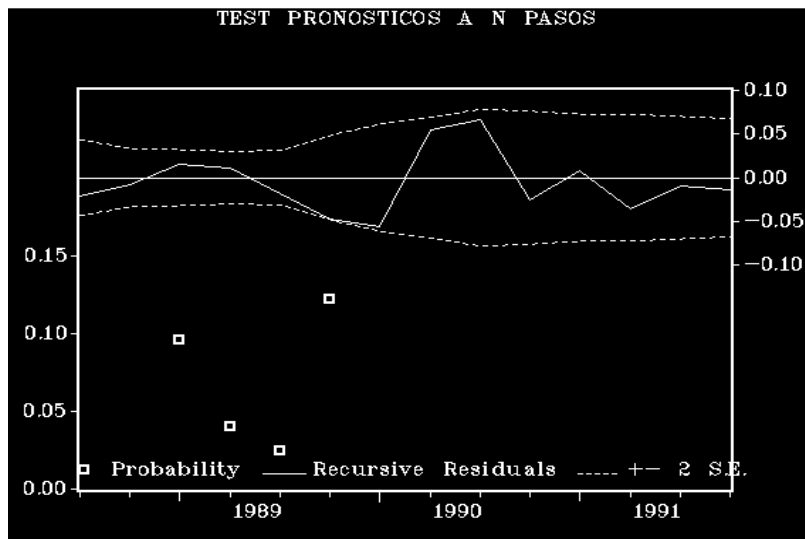


Figura 5



3.4.2. Modelo con Datos Mensuales

Figura 1

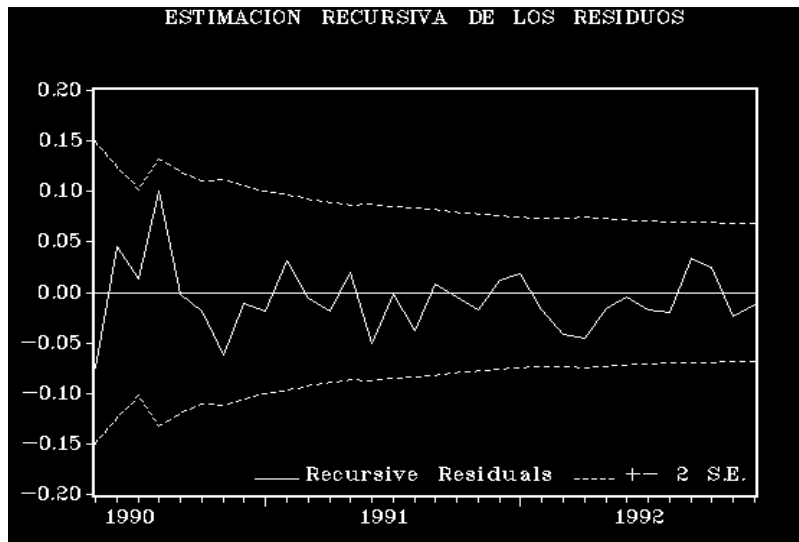


Figura 2

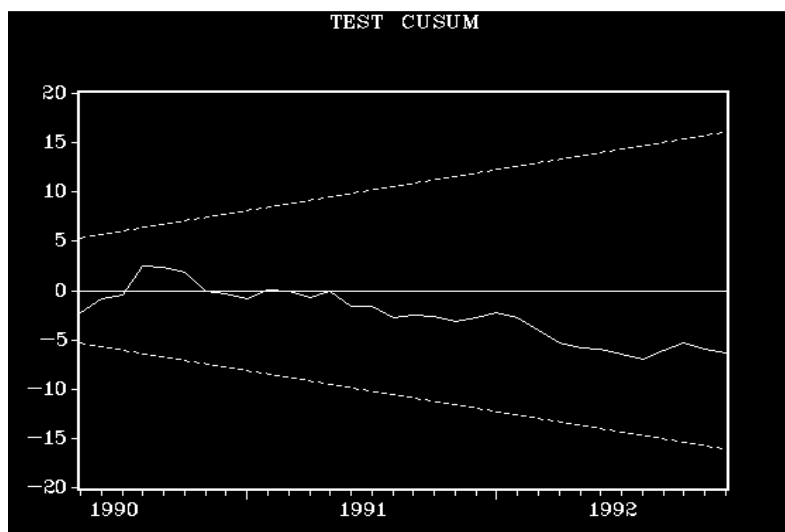


Figura 3

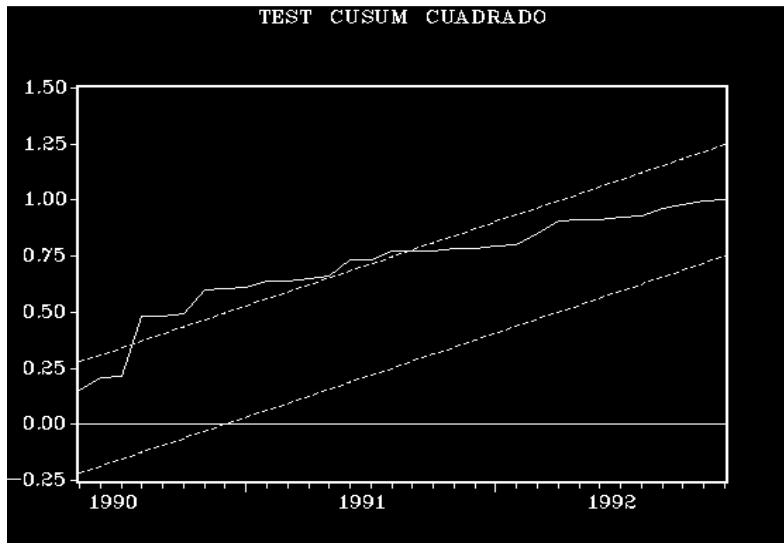


Figura 4

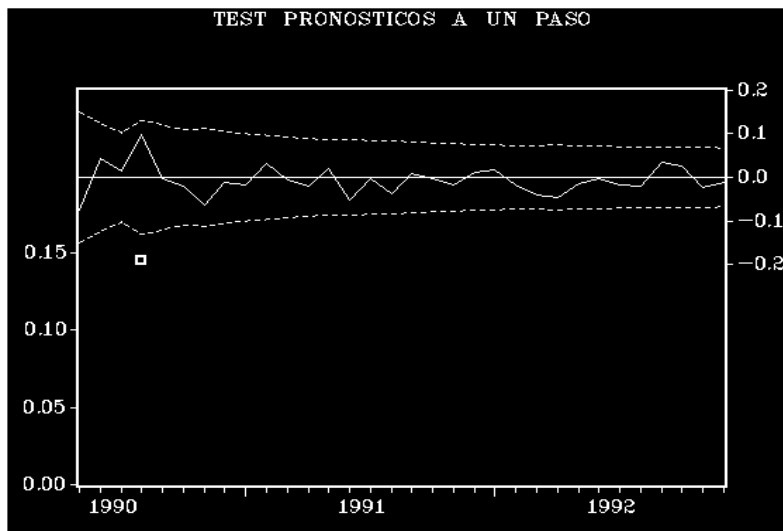
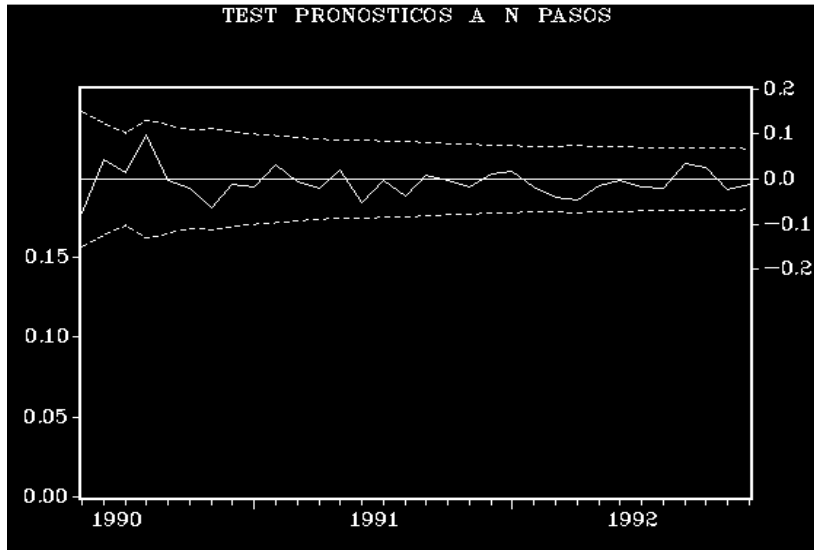


Figura 5



BIBLIOGRAFIA

- AHUMADA, H. 1991. "Notas Introdutorias a la Econometría Dinámica". ILADES/Georgetown University. Serie Docente D-3/Junio
- APT, J.; QUIROZ, J. 1992. "Una Demanda por Dinero Mensual para Chile: 1983:1 - 1992:8". Revista de Análisis Económico, Vol. 7, No. 2.
- ARRAU, P.; QUIROZ, J.; CHUMACERO, R. 1992. Ahorro Fiscal y Tipo de Cambio Real. ILADES/Georgetown University. Dcto. de Investigación
- BROWN, R.L.; DURBIN, J.; EVANS, J.M. 1975. "Techiques for testing the Constancy of Regression Relationship over time". Journal of the Royal Statistical Society, B,37.
- CHUMACERO, R. 1994. Un Marco Metodológico para el Análisis de la Economía Boliviana en el Largo Plazo. La Paz, Bolivia. Mimeo.
- EDWARDS, S. 1992. "Política Cambiaria en Bolivia: Avances Recientes y Perspectivas". Los Angeles: Depto de Economía-Universidad de California. (Art.publicado en "Análisis Económico", UDAPE, Vol. 5, 1992).
- ENGLE, R. 1982. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". Econométrica, Vol. 50 No. 4.
- ENGLE, R.F.; HENDRY, D.; RICHARD, J.F. 1983. "Exogeneity", *Econométrica*, 52: 277-304.
- ENGLE, R.; GRANGER, C. 1987. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". Econometrica, 55.
- _____; HENDRY D.; RICHARD J.F. 1983. "Exogeneity". Econometrica, 55: 251-277.
- FRENKEL, J.; RODRIGUEZ, C. 1977. "Exchange Rate Dynamics and the Overshooting Hypothesis". The World Bank Economic Review.
- GRANGER, C.W.J. 1981. "Some Properties of time series data and their use in econometric Model Specification". Journal of Econometrics, 16, pp 121-130.
- GUERRERO, V. 1991. "Análisis Estadístico de Series de Tiempo Económicas". Mexico: Universidad Autónoma Metropolitana.
- HENDRY, D. 1986. "Econometric Modelling with cointegrated Variables: An overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 3, August, pp.201-212.
- _____; PAGAN, A.; SARGAN, J. 1984. "Dynamic Specification", In Grilliches Z. y M. Intrilligator (eds)., North Holland, Handbook of Econometrics, vol. 2, pp. 1024-100.
- _____; RICHARD, J. F. 1983. "On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics". Journal of Econometrics. 20, pp. 3-33.

- JOHNSTON, J. 1984. "Métodos de Econometría", Edit Vecens-Vives.
- LUCAS, R. 1976. Econometric Policy Evaluation: A Critique. In Brunner, K.; Meltzer, A. Eds. The Phillips Curve and Labor Markets.
- McCABE, B.P.M. y HARRISON, M.J. 1980. "Testing the constancy of regression Relationship Over Time Using Least Squares Residuals". Journal of the Royal Statistical Society C. (Applied Statistics), 29.
- MOHSIN S., KHAN ; LIZONDO, J. SAUL. 1990. "Devaluation, Fiscal Deficits, and the Real Exchange Rate". The World Bank Economic Review. 1(2): 357-374.
- PESARAN, H. M. 1992. Stationarity. In Newman, P.; Milgate, M.; Eatwell, J. Eds. New Palgrave Dictionary of Money and Finance. Cambridge: University y UCLA.
- PHILLIPS, A.W. 1954. "Stabilization Policy in a closed Economy". The Economic Journal 64: 290-323.
- _____. 1957. "Stabilization Policy and the Time Form of Lagged Responses". The Economic Journal 67, pp. 265-277.
- SARGAN, J. 1964. "Wages and Prices in U.K.: a study in econometric Metodology". In Hart, P., Mills G. and Whitacen (eds) - Econometric Analysis for National Economic Planning, London, Butterworths.