



Instituto de Investigaciones Socio Económicas

Documento de Trabajo No. 06/90
Mayo 1990

**El Tipo de Cambio y las Tasas de Interés
Post-Inflacionarias en Bolivia**

por
Rubén Ferrufino G.

La responsabilidad por el contenido de los documentos de trabajo es de los autores, no del Instituto. Dado que los documentos de trabajo son de carácter preliminar, puede ser útil contactar al autor de un determinado documento sobre los resultados u observaciones antes de hacer referencia o citar el documento. Todos los comentarios sobre los documentos de trabajo deben ser enviados directamente a los autores.

El Tipo de Cambio y las Tasas de Interés Post-Inflacionarias en Bolivia*

por

Rubén Ferrufino G.

1. Introducción

La política cambiaria de una economía está relacionada a la modalidad que adopte el tipo de cambio en vigencia. Esta modalidad determina, a su vez, la efectividad o no de las políticas monetaria y fiscal como también el empleo de éstas en estrategias de estabilización y crecimiento.

Dentro los extremos de tipo de cambio fijo y flexible existen casos intermedios que son los mas frecuentemente observados en países en desarrollo. Una variación del esquema de tipo de cambio libre es una flotación sucia o administrada, en la cual el Banco Central interviene en el mercado cambiario con el objetivo de influir en la fijación del nivel de tipo de cambio. Esta modificación del régimen de cambio libre admite que medidas de política, fundamentalmente monetarias y marginalmente fiscales, sean efectivas en programas de ajuste macroeconómico y expansión de producto.

Una variación del tipo de cambio fijo es un esquema cambiario indexado o "crawling-peg", el cual es un régimen cambiario fijo pero indexado a una variable de ajuste, que por lo general es la tasa de inflación observada o esperada. El sistema "crawling-peg" tiene como objetivo ajustar periódicamente el nivel del tipo de cambio para que éste no se rezague respecto a su nivel compatible con la inflación observada y evitar de esta forma devaluaciones sustanciales. El nivel de reservas internacionales estará, en este caso, en función al rezago del tipo de cambio.

El régimen cambiario a adoptarse en la economía también debe estar en función a otros mecanismos que afectan al nivel de importaciones y exportaciones y, por tanto, al nivel de

* Esta investigación se llevó a cabo con la ayuda de una donación otorgada por el Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo, CIID, Ottawa, Canadá. El autor agradece al Dr. Juan Antonio Morales por sus valiosos comentarios en versiones preliminares de este documento. Las opiniones presentadas y los posibles errores quedan bajo responsabilidad única del autor.

reservas internacionales y al equilibrio en la cuenta corriente de la Balanza de Pagos. Instrumentos de carácter cuantitativo (como las cuotas a las importaciones que restringen éstas y otras medidas que promueven a las exportaciones, tales como mayor acceso al crédito), combinados con el manejo del tipo de cambio tiene como objetivo promover el equilibrio en la cuenta corriente de la Balanza de Pagos). Este equilibrio a su vez depende del equilibrio simultáneo de la cuenta corriente y de la cuenta capital o de la compensación de ambas cuentas. La tasa de interés vigente en el mercado interno es determinante de la cuenta capital. A su vez, la misma tasa de interés es afectada por el riesgo cambiario por riesgos políticos. En efecto, el tipo de cambio y las tasas de interés juegan un rol muy importante en la determinación de equilibrio de la Balanza de Pagos. Este rol es mas acentuado en economías pequeñas que se caracterizan por riesgos de depreciación, tasas de interés internacionales fijas, imperfecta movilidad de capitales, inestabilidad política y económica, y crédito externo limitado. En estas condiciones, la cuenta capital es fijada por factores mayormente exógenos. Entonces, el tipo de cambio actúa como la variable de ajuste a través de la compensación entre la cuenta corriente y la cuenta capital.

Las tasas de interés internas cumplen un rol central en la relación de ahorro e inversión. Estos factores a su vez son de mucha importancia en cualquier estrategia de crecimiento. Todo proceso productivo requiere capital y trabajo, y justamente las tasas de interés juegan un papel importante en el movimiento de capitales. La tasas de interés constituyen a su vez un canal importante mediante el cual medidas de política monetaria pueden afectar a toda la economía.

La literatura relacionada con reformas financieras y liberalización financiera en economías en desarrollo estudia aspectos como la sensibilidad en el volumen de ahorro ante cambios en las tasas de interés y la relación entre inversión y tasas de interés. Como resultado de estos estudios, se ha generado evidencia empírica que sugiere una relación positiva entre el grado de desarrollo del sector financiero, tasas de interés libres y significativamente positivas, y crecimiento económico. En efecto, estudios como Mckinnon (1989) presentan evidencia de que medidas de liberalización financiera y tasas reales de interés positivas están, en promedio, asociadas con mayores índices de crecimiento. Mckinnon sostiene que aquellas económicas que mantuvieron tasas reales de interés altas tuvieron generalmente un crecimiento financiero fuerte que condujo a mayor crecimiento económico.

En varios países en desarrollo, el proceso de liberalización financiera ya está en marcha. Sin embargo, economistas y diseñadores de política económica ahora se enfrentan con nuevas interrogantes relacionadas al comportamiento de las tasas de interés. El centro de atención de investigadores se está volcando del estudio de los efectos de liberalización de las tasas de interés hacia la evaluación de cómo estas tasas de interés son determinadas una vez que se eliminan los controles en el mercado financiero.

Este trabajo trata de aclarar dos aspectos importantes relacionados al argumento anterior. Primero, los factores influyentes en el movimiento del tipo de cambio. Segundo, las variables que influyen en la fluctuación de las tasas de interés internas. En la segunda sección del trabajo se emplean técnicas de cointegración para establecer relaciones entre las variables dependientes y variables potencialmente explicativas. La tercera sección del estudio retoma el análisis tradicional de regresión y se estiman cinco modelos. El primero de ellos explica el comportamiento del tipo de cambio paralelo, el segundo explica el movimiento en la tasa de interés activa nominal con mantenimiento de valor, el tercero explica el movimiento en la tasa de interés pasiva con mantenimiento de valor, el cuarto estudia el comportamiento de la tasa de interés activa en moneda extranjera, y el quinto estudia el comportamiento de la tasa de interés pasiva en moneda extranjera. La cuarta parte del trabajo emplea el filtro de Kalman para examinar la variación temporal de los coeficientes estimados. Las conclusiones conforman la quinta sección del estudio.

2. Las Relaciones de Equilibrio de Largo Plazo en el Tipo de Cambio y de la Tasa de Interés

Frecuentemente, series de observaciones de variables económicas tales como tasas de interés se mueven extensamente a través del tiempo. Sin embargo, también es posible encontrar dos series diferentes tales que ellas se mueven, pero sin distanciarse significativamente una de la otra. Un ejemplo clásico de este tipo de series es el referido a tasas de interés de corto y largo plazo en las cuales puede existir una relación de "equilibrio" de largo plazo de modo que una tasa de interés sigue la tendencia de la otra a través del tiempo.

Recordemos que un objetivo de este trabajo es establecer la importancia de las políticas cambiaria y de tasas de interés dentro de Un conjunto de políticas dirigidas a promover el crecimiento económico. Por tanto, es importante establecer las variables que influyen en el movimiento de las tasas cambiaria y de interés. Es posible que exista una relación de "equilibrio" de largo plazo entre el tipo de cambio y variables como tasas de interés y variables monetarias. Por ejemplo, es posible que exista una relación de largo plazo entre el tipo de cambio y M2. Si esta relación de largo plazo entre las series de tipo de cambio y M2 existe, entonces ésta puede ser detectada usando análisis de cointegración.

El apéndice de este estudio discute los fundamentos de la técnica de cointegración; luego seis pruebas son ejecutadas usando el tipo de cambio paralelo de compra y M2 (el período de estudio incluye datos mensuales a partir de Septiembre de 1985 hasta Diciembre de 1989). Las mismas pruebas son ejecutadas entre el tipo de cambio paralelo (de compra) y variables de M1, base monetaria, tasas de interés LIBOR a 30, 60 y 90 días, tasa de interés activa nominal en moneda nacional con mantenimiento de valor, tasa de interés activa en moneda extranjera, y tasa de interés pasiva en moneda nacional con mantenimiento de valor. El lector interesado en un tratamiento riguroso de la técnica de cointegración puede consultar Granger (1986), Engle y Granger (1987) y Johansen y Juselius (1988).

Las líneas 1 a la 9 de la Tabla 4 reportan los resultados obtenidos en los primeros 5 tests de cointegración entre el tipo de cambio y las variables potenciales explicativas citadas.

Las líneas 10 a la 17 reportan los resultados de cointegración entre las variables explicativas listadas y la tasa de interés activa nominal en moneda nacional con mantenimiento de valor. Se espera que este segundo bloque de incisos arroje luces sobre las variables que influyen en el movimiento de dicha tasa de interés. Las líneas 10 a la 29 reportan los resultados

de los tests entre las tasas de interés activas y pasivas en moneda extranjera y variables monetarias reales como también tasas de interés externas. La línea 30 reporta los resultados de cointegración entre la tasa de interés pasiva en moneda nacional con mantenimiento de valor y la tasa LIBOR a 30 días. La misma organización se aplica a la Tabla 6 donde se reportan los resultados obtenidos en el test de Johansen y Juselius.

Considerando los seis tests ejecutados se puede discriminar entre variables que generan fuerte evidencia de cointegración y variables que generan evidencia débil de cointegración. Así tenemos:

Fuerte

TCPC = BM
 TANMNCV = M2
 TANMNCV = TL30
 TANMNCV = TL60
 TANMNCV = TL90
 TPNMEX = TL30
 TPNMEX = TL60
 TPNMEX = TL90

Débil

TCPC = M1
 TCPC = M2
 TCPC = TL60
 TCPC = TL90
 TANMNCV = BM
 TANMNCV = TCPC
 TANMNCV = M1
 TANMNCV = TANMEX

donde:

TCPC = tipo de cambio paralelo (a la compra)
 BM = base monetaria
 TANMNCV = tasa de interés activa nominal en moneda nacional con mantenimiento de valor
 TL30 = tasa de interés LIBOR a 30 días
 TL60 = tasa de interés LIBOR a 60 días
 TL90 = tasa de interés LIBOR a 90 días
 TPNMEX = tasa de interés pasiva nominal en moneda extranjera
 TANMEX = tasa de interés activa nominal en moneda extranjera

Los resultados del trabajo empírico realizado pueden emplearse para listar aquellas variables cointegradas a las dos variables dependientes en estudio (tipo de cambio y tasa de interés activa nominal con mantenimiento de valor). Así tenemos:

TCPC está
 cointegrado con:

BM = (f)

TANMNCV está
 cointegrado con:

M2 = (f)

M1	= (d)	TL30	= (f)
M2	= (d)	TL60	= (f)
TL60	= (d)	TL90	= (f)
TL90	= (d)	BM	= (d)
		TCPC	= (d)
		M1	= (d)
		TANMEX	= (d)

(f) = fuerte

(d) = débil

Los mecanismos de transmisión de efectos desde las variables explicativas hacia la variable explicada son diversos. Sin embargo, es útil establecer una secuencia razonable de efectos acordes con los fundamentos de teoría económica. Así, cuando estudiamos los cambios en el tipo de cambio es razonable pensar que movimientos en las variables monetarias (por ejemplo un incremento en ellas) provocarán, *ceteris paribus*, un exceso de oferta de dinero. El exceso de oferta de dinero puede provocar un exceso de demanda de bienes y servicios, causando también incrementos en la demanda de importables. Este exceso, a su vez, provocará presión en los precios internos y en el tipo de cambio mediante incrementos en la demanda de divisas para importación. El exceso de oferta de dinero puede también llevar a una baja en las tasas reales de interés. Una disminución en las tasas reales de interés en comparación a niveles internacionales puede inducir fugas de capital. Dado que el capital fluye en forma de activos denominados en moneda "guía" como el dólar, una fuga implica un incremento en la demanda de activos y moneda extranjera y a la vez un incremento en la oferta de moneda doméstica y activos denominados en moneda local. Ambos factores combinados provocan una depreciación del tipo de cambio.

Si consideramos un incremento en las tasas de interés LIBOR respecto a las tasas internas, el efecto resultante de las fugas de capital se repite. Así, un aumento en las tasas de interés externas provoca, si todo lo demás se mantiene constante, una depreciación del tipo de cambio. Lo contrario ocurre en respuesta a una caída en las tasas de interés externas.

De modo similar, podemos proponer mecanismos mediante los cuales la tasa de interés activa nominal en moneda nacional con mantenimiento e valor es afectada por las variables independientes consideradas. Por ejemplo, un incremento en los agregados monetarios reales puede causar un aumento en la oferta de fondos prestables. Si la demanda de fondos prestables se mantiene constante, entonces es razonable esperar una disminución en la tasa de interés.

Movimientos en el tipo de cambio también afectan el nivel de la tasa de interés. Una depreciación del tipo de cambio induce incrementos en los precios internos (por ejemplo a través de incrementos en el precio interno de insumos importados empleados para la producción nacional). Este cambio en precios internos puede inducir reducciones en los saldos monetarios reales (M/P) y presionar alzas en las tasas de interés cuando la disminución en los saldos monetarios reales afecta negativamente la oferta de fondos prestables.

Una depreciación esperada del tipo de cambio hace mas atractivos aquellos activos denominados en moneda extranjera (por ejemplo, dólares) y hace menos atractivos aquellos activos denominados en moneda local. Bajo estas condiciones, es posible que la tasa de interés asociada a activos denominados en moneda local tienda, si todo lo demás se mantiene constante, a incrementarse para recuperar competitividad en el mercado financiero. El mismo principio es aplicable al caso de las tasas LIBOR y tasas asociadas a activos en moneda extranjera cuando se considera un mercado financiero relativamente liberalizado y competitivo. Así, si por ejemplo las tasas LIBOR aumentan, es posible que las tasas domésticas sigan esa tendencia. El efecto contrario es descartado, ya que movimientos en las tasas de interés en el mercado financiero doméstico no influyen en tasas de interés de mercados financieros externos. Este es un resultado muy conocido de la noción de competencia y poder de mercado.

Esta sección del trabajo fue dedicada a establecer la existencia de relaciones de largo plazo con variables económicas que pueden contribuir a explicar el movimiento de las dos variables endógenas de interés (tipo de cambio y tasa de interés). Se evaluaron series temporales mensuales a partir de Septiembre de 1985 hasta Diciembre de 1989 y tests de cointegración fueron aplicados a aquellas series que resultaron ser no estacionarias, o integradas de orden uno $I(1)$. Dos factores importantes determinaron la selección de las variables examinadas con cointegración. el primero está relacionado con la disponibilidad de datos mensuales (debido al número externo de períodos rezagados necesarios en los tests); el segundo factor está relacionado a la propiedad de no estacionalidad requerida para aplicar cointegración.

No obstante las conclusiones anteriores, es claro que existen otras series de tiempo que pueden explicar las fluctuaciones en las variables dependientes y que no fueron incluidas en el análisis de cointegración debido al incumplimiento de los factores mencionados en la selección de series. La segunda parte de esta sección trata con este problema. Se retorna al análisis econométrico que asume estimadores clásicos "MELI" y las series incluidas en la parte de

cointegración son transformadas a series trimestrales usando promedios geométricos. Se espera que este proceso incorpore a estas series un factor de estacionalidad. Nuevas series estacionarias también son añadidas para la estimación de cinco modelos, el primero para el tipo e cambio paralelo, el segundo y tercero para las tasas de interés activa y pasiva en moneda nacional con mantenimiento e valor correspondientemente, el cuarto para el spread entre la tasa de interés activa en moneda extranjera y la tasa LIBOR, y el ultimo para el spread entre la tasa de interés pasiva en moneda extranjera y la tasa LIBOR.

3. Estimación de la Tasa Cambiaria y Tasas de Interés

La ecuación estimada para el tipo de cambio paralelo es:

$$(1) \quad \text{TCPC} = 1.048 + 0.609\text{TCOC} - 0.040\text{TPNMNCV}(-3) + 0.010\text{M1}(-3)$$

(4.96) (6.57) (-4.21) (5.06)

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.99 \\ DW &= 2.55 \\ F\text{-STAD} &= 609 \\ \text{PERIODO} &= 1986.\text{III} - 1989.\text{IV} \end{aligned}$$

donde:

TCPC = Tipo de cambio paralelo (a la compra)
TCOC = Tipo de cambio oficial (a la compra)
TPNMNCV = Tasa de interés pasiva en moneda nacional con mantenimiento de valor (cmv)
M1 = Corresponde a billetes y monedas en poder del público junto a depósitos a la vista

Los valores entre paréntesis corresponden a los valores t de significación. La Figura 1 muestra los residuos, valores actuales y ajustados del modelo estimado. Las elasticidades de la variable endógena con respecto a las variables exógenas son:

$$e_{\text{tcpc}, \text{tcoc}} = 0.61; \quad e_{\text{tcpc}, \text{tpnmncv}} = -0.25; \quad e_{\text{tcpc}, \text{m1}} = 0.22$$

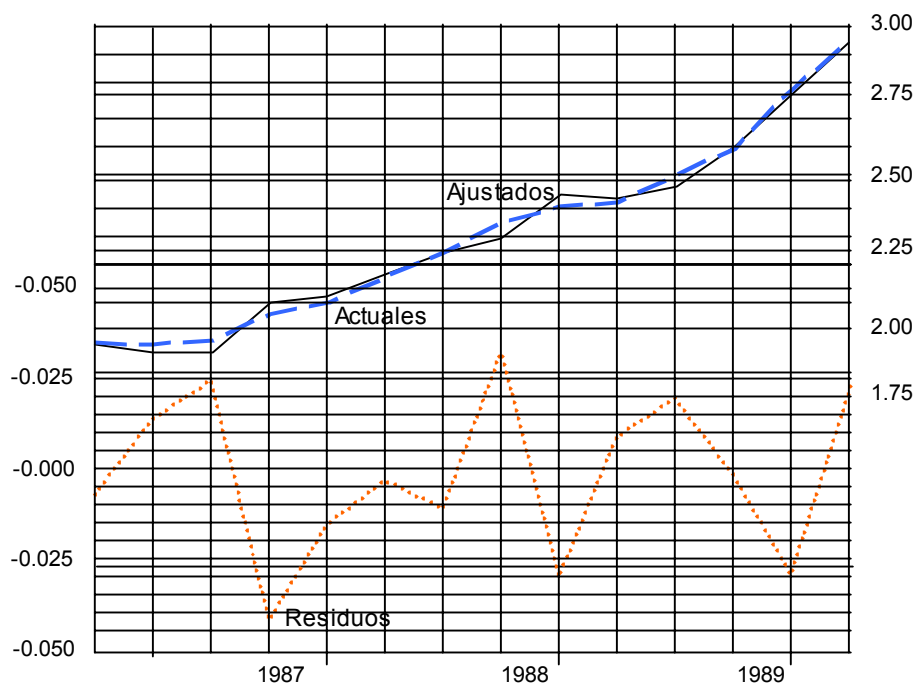
La variable TCOC opera como guía del tipo de cambio paralelo. Uno de los canales de influencia del tipo de cambio oficial sobre el paralelo es a través de expectativas, las cuales son altamente sensibles (por ejemplo a movimientos de precios y niveles de reservas internacionales mantenida por la autoridad monetaria) en períodos post-inflacionarios como el que se estudia. Se espera que una depreciación del tipo de cambio oficial genere una depreciación del tipo de cambio paralelo. Este efecto se produce, por ejemplo, cuando los agentes económicos anticipan un deterioro en las reservas internacionales que se refleja en una posible incapacidad de efectuar operaciones de mercado abierto por parte del Banco Central. Es claro que la autoridad monetaria no siempre tiene como objetivo mantener a un nivel específico el tipo de cambio oficial. Sin embargo, el hecho que éste se deprecie genera expectativas acerca de otras variables (como reservas) que generan un movimiento del tipo de cambio paralelo en la misma dirección.

El mecanismo de ajuste entre la tasa de interés pasiva en moneda nacional con mantenimiento de valor y el tipo de cambio paralelo es bastante transparente. Por ejemplo, un

decremento en la tasa de interés pasiva en moneda nacional hace menos atractivos aquellos activos denominados en bolivianos. Si el decremento en la tasa de interés es suficientemente importante, es posible esperar una reversión en la composición de cartera del público, por ejemplo, una sustitución de la demanda de activos denominados en moneda nacional hacia activos denominados en moneda extranjera. La probabilidad de que este evento se haya producido frecuentemente en los últimos cuatro años es de consideración (debido parcialmente a residuos de la psicosis de hiperinflación). En síntesis, como resultado de una combinación de este factor y el decremento en la tasa de interés interna es posible esperar una depreciación del tipo de cambio.

Figura 1

Residuos, Valores Actuales y Ajustados



Un posible ajuste entre un aumento en M1 y el tipo de cambio ocurre cuando el aumento en los saldos monetarios reales induce un aumento en la oferta de fondos prestables y este ultimo induce una disminución de la tasa de interés en activos denominados en moneda nacional. La expansión en el spread entre tasas de interés asociados a moneda extranjera y nacional induce una fuga de capital con la consecuente depreciación del tipo de cambio. El

supuesto central que sustenta a este ajuste es que los precios internos son afectados menos que proporcionalmente al incremento en M1. Si los precios internos fuesen afectados mas que proporcionalmente al cambio en M1, entonces los saldos monetarios reales tenderían a disminuir y la oferta de fondos prestables también tendería a disminuir, lo cual en última instancia, generaría un incremento en la tasa de interés interna. Si el ambiente financiero internacional está libre de restricciones y se produce un flujo de capitales hacia el mercado financiero nacional, la oferta de moneda extranjera aumenta mientras la demanda de moneda nacional también aumenta (los agentes económicos desean activos denominados en bolivianos, para poder comprarlos demandan bolivianos y ofertan moneda extranjera a cambio). El efecto final esperado será una apreciación del tipo de cambio.

El signo del coeficiente correspondiente a M1 sugiere que los precios internos han sido afectados en menor proporción a los cambios en M1 y que el supuesto en el que se basa el ajuste es razonable. En la ecuación (1') se incluye la variable correspondiente al índice de precios al consumidor (IPC) para observar su efecto sobre el tipo de cambio.

$$\begin{aligned}
 (1') \quad TCPC &= 0.935 + 0.468TCOC - 0.036TPNMNCV(-3) + 0.009M1(-3) + 0.007IPC \\
 &\quad (4.96) \quad (6.57) \quad (-4.21) \quad (5.06) \quad (1.99) \\
 R^2 &= 0.99 \\
 DW &= 2.24 \\
 F-STAD &= 595 \\
 PERIODO &= 1986.III - 1989.IV
 \end{aligned}$$

Las elasticidades generadas son:

$$\begin{aligned}
 e_{tcpc, tcoc} &= 0.47; & e_{tcpc, tpmncv} &= 0.22; \\
 e_{tcpc, ipc} &= 0.19; & e_{tcpc, M1} &= 0.19
 \end{aligned}$$

El coeficiente correspondiente a IPC es significativo al 10%, mientras los demás coeficientes son significativos al 5%. La elasticidad generada por el coeficiente e precios indica que el efecto de movimiento en precios no ha sido muy significativo en el movimiento del tipo de cambio. El signo del coeficiente de IPC indica que un posible incremento en precios llevaría a una depreciación del tipo de cambio. Por ejemplo, un incremento en precios internos hace que el precio de las exportaciones nacionales aumenten en términos de moneda extranjera. Esto determina que las exportaciones disminuyan (como resultado del deterioro en la competitividad internacional en precios) y las importaciones aumenten (ya que se produce una sustitución hacia el consumo de importables en respuesta al incremento en los precios de bienes nacionales). El

Si se asume que los patrones de consumo en Bolivia (al menos los urbanos) son altamente sensitivos a cambios en precios (así parece indicar la demanda de importaciones que no solo incluye bienes durables, sino no durables como son los alimentos), entonces el efecto sustitución antes mencionado predomina entre las fluctuaciones en el tipo de cambio que responden a movimientos en precios. El modelo estimado apoya esta hipótesis, ya que el signo del coeficiente de IPC opera en la dirección esperada.

$$(2) \quad \text{TANMNCV} = 16.69 + 0.29\text{TANMEX}(-1) - 0.09\text{DIFTCINF}(-1) \\ (5.56) \quad (2.58) \quad (-2.25)$$

R ²	= 0.83
DW	= 1.59
F-STAD	= 16.81
PERIODO	= 1986.III - 1989.IV

TANMNCV = Tasa activa nominal en moneda nacional (cmv)
TANMEX = Tasa activa en moneda extranjera
DIFTCINF = Tasa de depreciación en el tipo de cambio - Tasa de Inflación
(evaluación del tipo de cambio real)

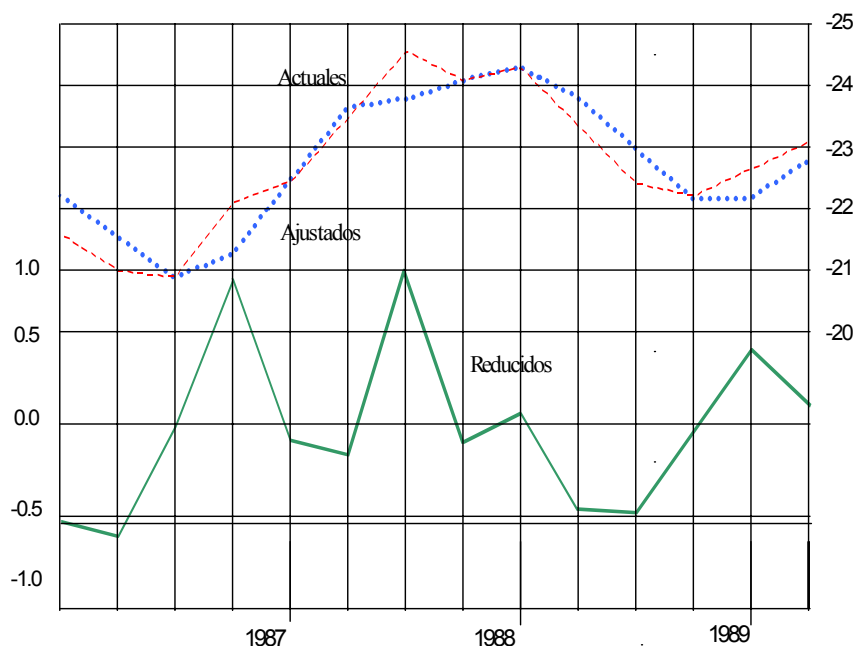
$$e_{\text{tamnctamex}} = 0.307 \quad e_{\text{anmndifint}} = 0.00$$

13

mantenimiento de valor. Se espera que un aumento en la tasa de interés asociada a moneda extranjera en el período t induzca en el período $t + 1$ un aumento en la tasa de interés (cmv) asociada a moneda nacional. Recordemos que ambas tasas son activas. Un aumento en la tasa en moneda extranjera dirige la demanda de fondos prestables hacia moneda nacional. Este aumento en la demanda produce, si se mantiene todo lo demás constante, un incremento en la tasa de interés interna.

La Figura 2 muestra los residuos, valores actuales y ajustados correspondientes a la ecuación (2). Bajo un régimen cambiario totalmente libre, las tasas de interés en moneda nacional (cmv) deben ser muy cercanas a las tasas de interés en moneda extranjera. Sin embargo, puede existir una discrepancia entre éstas (como muestra la Figura 3) que se puede asociar a brechas en el tipo de cambio del mercado oficial y paralelo del dólar (que resultan de intervenciones estatales, por ejemplo, en un régimen de flotación administrada).

Figura 2
Residuos, Valores y Ajustados

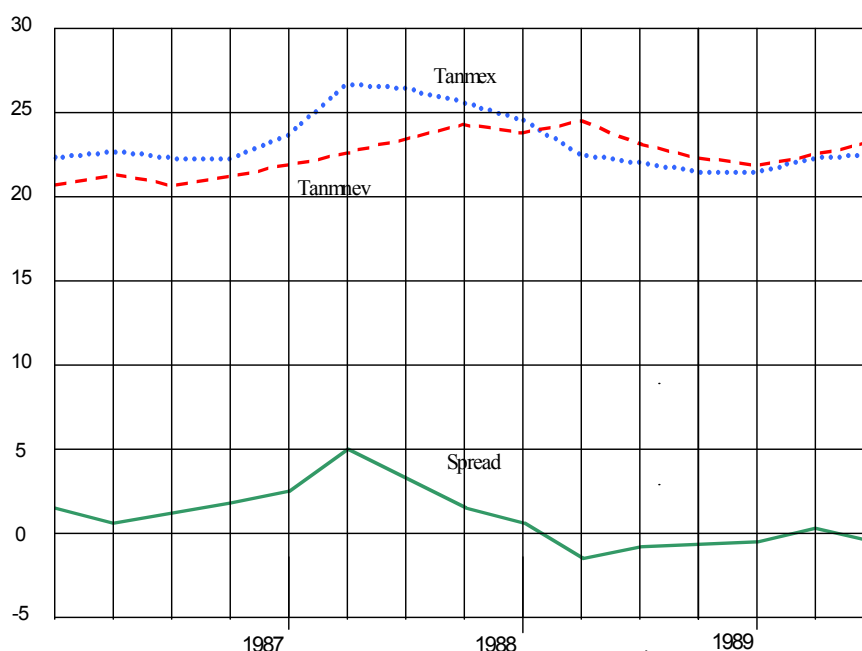


Recordemos que una operación con mantenimiento de valor, la variable indexada o de ajuste es el "principal". Es decir, el monto "principal" es indexado, por ejemplo, a la tasa de cambio oficial. Si esta tasa está rezagada respecto a la vigente en el mercado paralelo, entonces

el retorno bruto en operaciones en moneda nacional (cmv) es menor que el retorno bruto obtenido en operaciones en dólares (cuando este retorno se calcula en moneda nacional usando el tipo de cambio paralelo). En estas condiciones, es neutral pensar que la tasa de interés en moneda nacional (cmv) tienda a subir para devolver competitividad a operaciones en moneda nacional. Esta es una explicación de por qué las tasas de interés en moneda extranjera y moneda nacional (cmv) pueden diferir una de la otra.

Figura 3

Tasas de Interés en Moneda Extranjera y Nacional (c.m.v.)



La ecuación (3) estima el spread entre la tasa de interés activa en moneda extranjera y la tasa de interés en moneda nacional (cmv). Esta variable mide el comportamiento de la prima, pero no informa correctamente acerca de la eficiencia del mercado financiero, ya que aún cuando exista eficiente arbitraje, ambas tasas de interés pueden diferir una de la otra. Se incluyó en el modelo estimado la variable (RTCOP) que es el cociente entre el tipo de cambio oficial y paralelo, pero el coeficiente estimado resultó ser no significativo.

$$(3) \quad \text{SPREAD} = 33.132 - 0.179\text{IPC} - 0.019\text{DESEMB}(-1) - 15.337\text{RTCOP} \\ (2.49) \quad (-6.08) \quad (-4.73) \quad (-1.28)$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.82 \\ DW &= 2.46 \\ F\text{-STAD} &= 15.31 \\ \text{PERIODO} &= 1986.\text{III} - 1989.\text{IV} \end{aligned}$$

donde:

$$\begin{aligned} \text{SPREAD} &= \text{Tasa de Interés en moneda extranjera-Tasa interés en moneda nacional (cmv)} \\ \text{IPC} &= \text{Índice de precios al consumidor} \\ \text{DESEMB} &= \text{Desembolsos de ayuda económica externa} \\ \text{RTCOP} &= \text{Cociente entre el tipo de cambio oficial y paralelo} \end{aligned}$$

El modelo indica que las diferencias registradas entre el tipo de cambio oficial y paralelo no afectaron significativamente en el comportamiento del spread que mide la prima entre la tasa de interés en moneda nacional (cmv) y la tasa de interés en moneda extranjera. La ecuación (3) muestra además que los precios internos y la ayuda económica externa son influyentes del spread. Si un aumento en los precios internos hace mas atractivos los activos denominados en moneda extranjera, entonces es posible que aumente la demanda de activos, tales como certificados de depósitos en dólares. Así, la oferta de fondos prestables en moneda extranjera se incrementa y esto lleva a una caída en la tasa de interés en moneda extranjera con respecto a aquella tasa asociada a moneda nacional (cmv), y por tanto el spread se reduce. Por otro lado, un aumento en los desembolsos de ayuda externa parece tener un efecto fuerte sobre la tasa de interés en moneda extranjera. Cuando los desembolsos aumentan, la tasa asociada a moneda extranjera disminuye y por esto el spread se reduce nuevamente.

En la ecuación (4) se considera a la tasa de interés activa en moneda extranjera como determinante de la tasa de interés pasiva en moneda nacional (cmv)

$$(4) \quad \text{TPNMNCV} = 9.821 + 0.197\text{TANMEX}(-1) \\ (10.37) \quad (4.78)$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.62 \\ DW &= 1.77 \\ F\text{-STAD} &= 22.87 \\ \text{PERIODO} &= 1986.\text{I} - 1989.\text{IV} \end{aligned}$$

El modelo estimado muestra que la tasa de interés en moneda extranjera es un determinante importante de la tasa de interés pasiva en moneda nacional (cmv), y su elasticidad respecto a la variable dependiente es 0.31.

El empleo del método de mínimos cuadrados lineales nos ha permitido establecer una relación de causalidad desde la tasa de interés en moneda extranjera hacia las tasas de interés en moneda nacional (cmv). Sin embargo, queda aún pendiente establecer las fuerzas mas influyentes sobre la tasa de interés en moneda extranjera. Las líneas siguientes discuten este punto.

Las líneas 18 a la 29 de las Tablas 4 y 6 muestran los resultados obtenidos luego de aplicar tests de cointegración entre las tasas de interés activas y pasivas en moneda extranjera y las variables correspondientes a dichos incisos en las tablas. No se obtuvo evidencia de cointegración entre la tasa de interés activa en moneda extranjera y las variables explicativas consideradas. Sin embargo, se encontró fuerte evidencia de cointegración entre la tasa de interés pasiva en moneda extranjera y variables externas como la tasa LIBOR a 30, 60 y 90 días. Este resultado afirma la existencia a un equilibrio de largo plazo entre la tasa pasiva en moneda extranjera y las tasas LIBOR.

Se puede asumir correctamente que las tasas LIBOR son constantes con respecto a políticas económicas internas. Este supuesto nos permite especificar dos modelos: el primero estima el spread entre la tasa de interés activa en moneda extranjera y la tasa LIBOR a 60 días; el segundo modelo estima el spread entre la tasa de interés pasiva en moneda extranjera y la tasa LIBOR a 30 días.

La ecuación (5) muestra los resultados obtenidos para el primer caso.

$$(5) \quad \text{SPREAD} = 2.31 + 0.02\text{OTROS}(-1) - 0.02\text{DESEMB}(-1) - 0.03\text{M1} + 0.28\text{RTCOP}(-1)$$

(0.21) (4.04) (-4.47) (-6.78) (2.80)

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.89 \\ DW &= 2.09 \\ F\text{-STAD} &= 21.46 \\ \text{PERIODO} &= 1986.II - 1989.IV \end{aligned}$$

donde:

SPREAD = Tasa de interés activa en moneda extranjera - Tasa LIBOR a 60 días
 OTROS = Corresponde al activo del balance consolidado de bancos comerciales (privados y del Estado) e incluye, en su mayoría, documentos en mora
 DESEMB = Corresponde a desembolsos de ayuda económica externa

- M1 = Corresponde a billetes y monedas en poder del público junto a depósitos a la vista
- RTCOP = Cociente entre el tipo de cambio oficial y paralelo (a la compra)

La variable "OTROS" actúa como una variable representativa de la composición de cartera del sistema bancario nacional. Se sabe que la banca nacional no tuvo mucho interés en dar a conocer información correspondiente a cartera en mora, y por ello esta información aparecía mimetizada bajo la cuenta "OTROS" correspondiente al activo del balance consolidado de bancos comerciales. Actualmente la Superintendencia de Bancos publica series correspondientes a documentos en mora, sin embargo esta información no existe para todo el período muestral que se considera en este estudio.

Se espera que cuanto mayor sea el monto correspondiente a documentos en mora, mayores sean las tasas de interés (entre ellas la asociada a moneda extranjera). Cartera en mora implica un costo que debe enfrentar la banca con sus ahorristas y para poder contar con recursos para este fin puede: (i) presionar aumentos en las tasas de interés activas para incrementar sus ingresos netos; y (ii) incrementar las tasas de interés pasivas para captar recursos adicionales y expandir su escala de intermediación financiera.

La variable "DESEMB" corresponde a montos de ayuda externa desembolsada durante el período de estudio. Se espera que cuanto mayores sean esto desembolsos, mayor será la oferta de fondos prestables y menores serán las tasas de interés. En consecuencia, el spread que actúa como variable dependiente en la ecuación (7) tiende a disminuir.

La variable "M1" muestra el efecto de liquidez que se observa en la relación entre las tasas de interés y los agregados monetarios. Este efecto es la relación usual entre la cantidad de dinero y las tasas de interés, y enuncia que cuanto mayor es la cantidad de dinero menores deberán ser las tasas de interés para inducir al público a mantener sus saldos incrementados de dinero. De acuerdo con la teoría, si los incrementos en la cantidad de dinero no son anticipados es razonable suponer que el impacto será que el público encuentre perturbada la composición de sus portafolios. Los poseedores de efectivo encontrarán que mantienen mas efectivo que el planeado y su primer impacto será de reajustar sus portafolios reemplazando efectivo por otros activos. El incremento en la demanda de estos activos presiona sobre sus precios y disminuye la tasa de interés. Así por ejemplo, un aumento en la demanda de activos denominados en moneda

extranjera induce a una disminución en la tasa de interés correspondiente y el spread (variable dependiente), tiende a disminuir.

La última variable incluida en la ecuación (5) es (RTCOP) y mide el grado de paridad entre el tipo de cambio oficial y paralelo (a la compra). Supongamos que la variable (RTCOP) disminuye, es decir, el tipo de cambio oficial se rezaga con respecto al tipo de cambio paralelo. En estas condiciones los activos denominados en moneda nacional (incluyendo aquellos con cláusula de mantenimiento de valor) se hacen menos atractivos en comparación a los activos denominados en moneda extranjera. Así, la demanda por activos en moneda extranjera aumenta y la tasa de interés correspondiente disminuye.

Las elasticidades generadas por las variables explicativas del modelo son:

$$\begin{aligned} e_{spread_{otros}} &= 0.55 & e_{spread_{lemb}} &= -0.41 \\ e_{spread_{M1}} &= -1.05 & e_{spread_{tcop}} &= 1.81 \end{aligned}$$

En orden de magnitud, el efecto de la variable que mide la paridad de tipo de cambio oficial y paralelo es el mas fuerte mientras el efecto de M1 es segundo en orden de importancia. Ambas elasticidades son, en términos absolutos, mayores a la unidad y esto indica que la tasa de interés activa en moneda extranjera es bastante sensible a movimientos en la cantidad de dinero y los tipos de cambio oficial y paralelo. Las elasticidades correspondientes a las dos variables restantes son inferiores a la unidad, pero su efecto no deja de ser importante en el comportamiento de la tasa de interés activa en moneda extranjera.

La ecuación (6) muestra el modelo estimado para el spread entre la tasa de interés pasiva en moneda extranjera y la tasa LIBOR a 30 días.

$$\begin{aligned} SPREAD &= 14.05 + 0.01OTROS - 0.02M1(-1) - 0.04RADESM2 \\ &\quad (7.76) \quad (2.67) \quad (-6.37) \quad (-2.77) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.81$$

$$DW = 1.99$$

$$F\text{-}STAD = 16.49$$

$$PERIODO = 1986.II - 1989.IV$$

donde:

- SPREAD = Tasa de interés pasiva en moneda extranjera - Tasa LIBOR a 30 días
- OTROS = Corresponde al activo del balance consolidado de bancos comerciales (privados y del Estado) e incluye, en su mayoría, documentos en mora
- M1 = Corresponde a billetes y monedas en poder del público junto a depósitos a la vista

RADESM2 = Corresponde al cociente entre desembolsos de ayuda económica externa y el agregado monetario M2

Los mecanismos de ajuste correspondientes a las variables "OTROS" y "M1" son similares a los discutidos en la ecuación (5). La variable "RADESM2" mide la ayuda económica externa como proporción de la liquidez total de la economía boliviana. El origen de la liquidez total de la economía está compuesto por las cuentas de reservas internacionales netas, crédito neto al sector público y crédito al sector privado. Si recordamos que la tasa de interés es el precio del crédito, entonces la variable explicativa que discutimos nos indica en qué medida los desembolsos de ayuda económica externa han contribuido al abaratamiento del crédito (disminución en la tasa de interés).

El coeficiente estimado para la variable "RADESM2" en la ecuación (6) indica que un aumento en la ayuda económica externa genera una reducción en la tasa de interés pasiva en moneda extranjera. La magnitud de este efecto y los correspondientes a las variables restantes en la ecuación (6) son:

$$e_{spread, otros} = 0.59; \quad e_{spread, M1} = -1.34; \quad e_{spread, radesM2} = -0.20$$

La variable M1 es la de mayor efecto sobre el spread. La variable representativa de cartera en mora muestra un efecto significativo, mientras la variable correspondiente a ayuda externa es menos influyente en los movimientos del spread. El período 1985-1988 muestra saldos negativos para el componente de crédito neto al sector público en M2, mientras el componente de crédito al sector privado presenta saldos positivos. Esto parece indicar que una parte importante de los fondos externos desembolsados ha sido canalizada al sector privado de la economía. Sin embargo, el efecto de estos fondos sobre la tasa de interés en moneda extranjera no ha sido muy importante, primer por el modesto valor de su elasticidad, y segundo, porque posiblemente los fondos desembolsados no han significado un incremento sustancial en el crédito al sector privado.

4. Filtro de Kalman

El filtro de Kalman fue empleado en las ecuaciones de tipo de cambio, tasas de interés activa y pasiva con mantenimiento de valor, y spread entre la tasa pasiva en moneda extranjera y LIBOR a 30 días para establecer la variación de los coeficientes estimados a través del tiempo.

Una de las hipótesis mas importantes asociadas a modelos de regresión es el carácter constante de los coeficientes para toda la muestra de observaciones. Cambios en el valor de la variable dependiente ocurren debido a cambios en los valores de las variables independientes y el término de disturbancias, pero los coeficientes se asumen constantes. Sin embargo, algunos autores han considerado este supuesto como demasiado restrictivo y afirman que los modelos deben permitir variaciones en los coeficientes. En el contexto macroeconómico se puede argüir que los coeficientes son determinados mediante las expectativas de agentes económicos acerca de medidas de política macroeconómica; dado que ella cambia a través del tiempo, las expectativas y los coeficientes también deben cambiar.

El proceso de Kalman consiste en la estimación iterativa del modelo incrementando observaciones muestrales en cada nueva estimación. La variación en los coeficientes obtenidos es posteriormente evaluada en relación a un límite superior y uno inferior de variación. Estos límites son generados a partir del error standard del coeficiente estimado elevado al cuadrado. Un coeficiente que varía a través del tiempo dentro de estos límites puede considerarse como relativamente estable. Por el contrario, un coeficiente que varía fuera de los límites establecidos, puede considerarse como un coeficiente inestable.

Las Figuras 4 a 7 muestran la variación en los coeficientes de la ecuación estimada para el tipo de cambio paralelo (de compra). La Figura 7 indica que el coeficiente para M1 es relativamente estable dentro el período muestral. Sin embargo, las Figuras 5 y 6 muestran inestabilidad para los coeficientes del tipo de cambio oficial y la tasa de interés pasiva nominal con mantenimiento de valor. La Figura 5 muestra que la variación del coeficiente (TCOC) está por debajo del límite inferior generado. Esto sugiere que cuando se emplea toda la muestra el coeficiente tiende a ser sobreestimado. Por ejemplo, el modelo sobreestima una depreciación del tipo de cambio paralelo ante una posible depreciación del tipo de cambio oficial.

Figura 4
T C O C

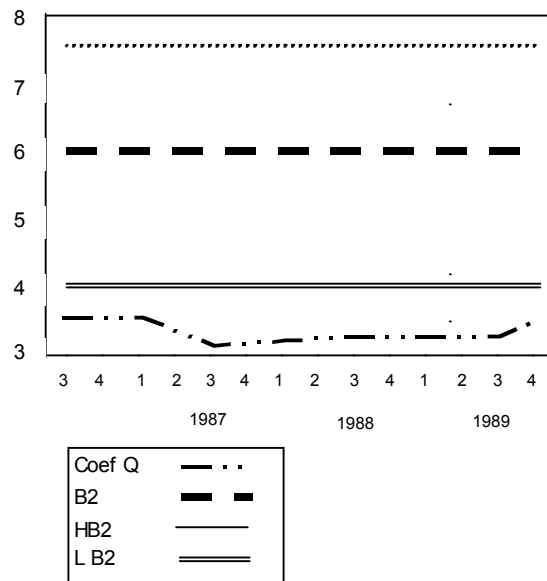


Figura 5
CONSTANTE

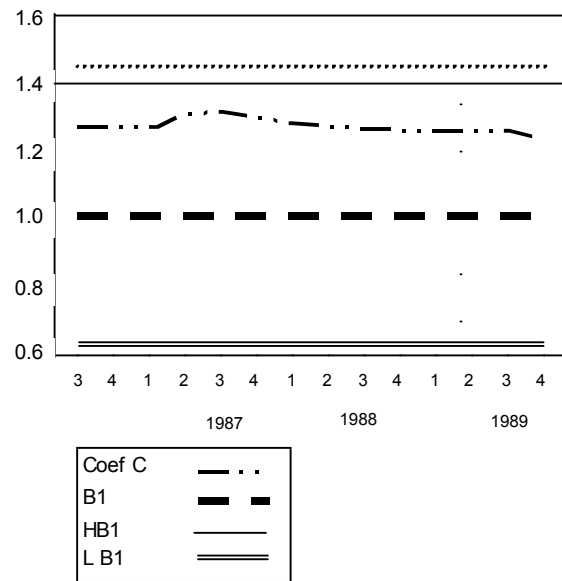


Figura 6
T P M N C V (-3)

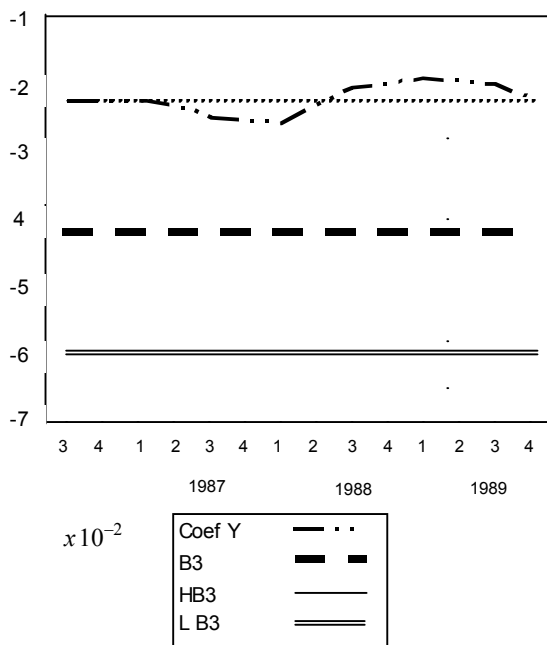
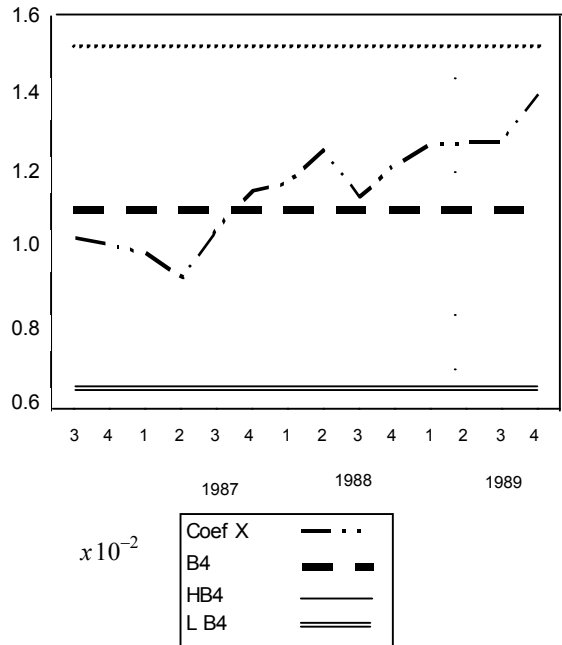


Figura 7
M 1 (-3)



La Figura 6 muestra inestabilidad en la variación del coeficiente correspondiente a la tasa de interés pasiva en moneda nacional (cmv). este coeficiente es sobreestimado a partir del segundo trimestre de 1988. Por ejemplo, se sobreestima una posible apreciación del tipo de cambio ante una subida en la tasa de interés interna.

Los últimos meses de 1988 y todo el año 1989 han mostrado incertidumbre en la economía debido a elecciones presidenciales, y el sector financiero de la economía ha atravesado por una crisis de confianza. En estas condiciones, un aumento en la tasa de interés interna genera un aumento en la demanda de activos denominados en moneda nacional comparativamente menor a la que se observaría en condiciones de estabilidad y credibilidad financiera. Cuando se asocia este incremento (revisado) en la demanda de activos en moneda nacional, con un incremento (revisado) en la demanda de moneda nacional, es correcto esperar una menor apreciación de la tasa cambiaria.

Las Figura 8 a 10 muestran la variación en los coeficientes de la ecuación estimada para la tasa de interés activa nominal en moneda nacional con mantenimiento de valor. El proceso de generación de estos coeficientes es el mismo empleado para el caso del tipo de cambio. La variación de los coeficientes para la variable de tasa de interés en moneda extranjera y devaluación del tipo de cambio está dentro los límites de variación generadas a partir del error standard del coeficiente estimado elevado al cuadrado. Esto permite concluir que estos coeficientes son relativamente estables dentro del período de estimación, y por tanto, el asumir un modelo con coeficientes estáticos no resulta ser arbitrario.

Las Figuras 11 y 12 muestran la variación en los coeficientes del modelo estimado para la tasa de interés pasiva en moneda nacional (cmv). El coeficiente correspondiente a la tasa en moneda extranjera es subestimado desde el segundo trimestre de 1986 hasta el tercer trimestre de 1987. Por ejemplo, un posible incremento en la tasa en moneda extranjera genera un incremento en la tasa pasiva en moneda nacional (cmv) mayor al que anticipa el modelo usando toda la muestra. Este puede ser un resultado de carácter incompleto del modelo; sin embargo, es posible aproximarse a una explicación. El año 1986 y gran parte de 1987 se han caracterizado por incertidumbre acerca de la estabilidad de precios alcanzada luego de la hiperinflación, y también por incertidumbre acerca de la paridad del tipo de cambio oficial respecto al paralelo. En estas condiciones, los activos denominados en moneda nacional (incluyendo los con cláusula de mantenimiento de valor) fueron mas riesgosos que un activo

denominado en moneda extranjera. Además, el sector financiero estuvo altamente dolarizado y escaso de fondos en moneda nacional y esto probablemente indujo un incremento mayor en la prima asociada a riesgos (como el cambiario) en operaciones en moneda nacional con el objetivo de atraer fondos en bolivianos.

Figura 8
CONSTANT

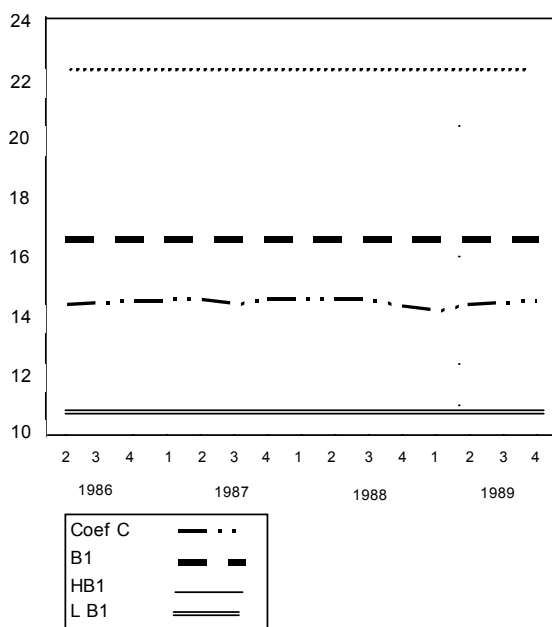


Figura 9
ANMEXT (-1)

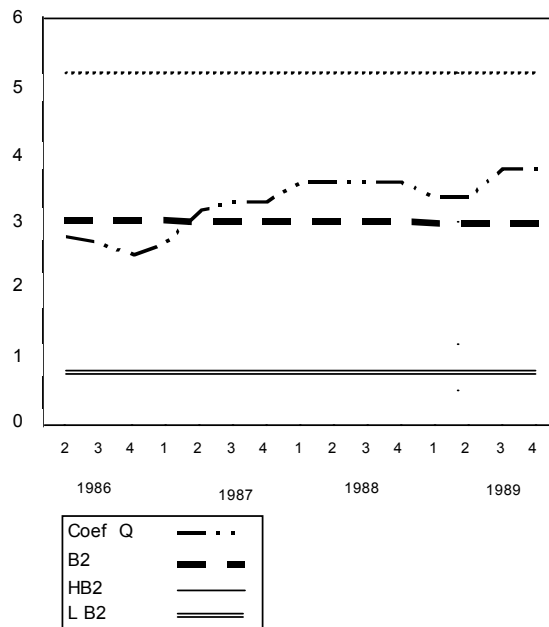


Figura 10
DIFTCINF

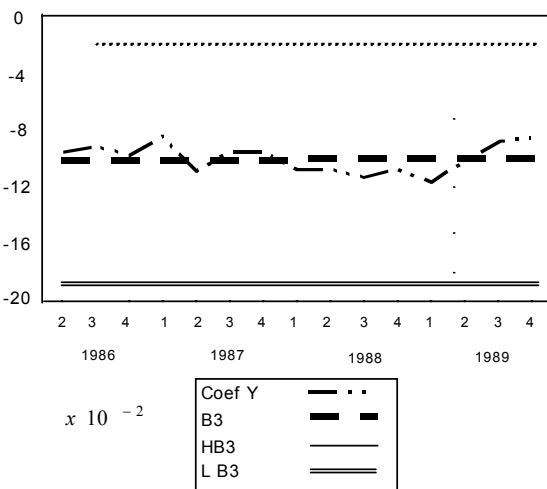


Figura 11
CONSTANT

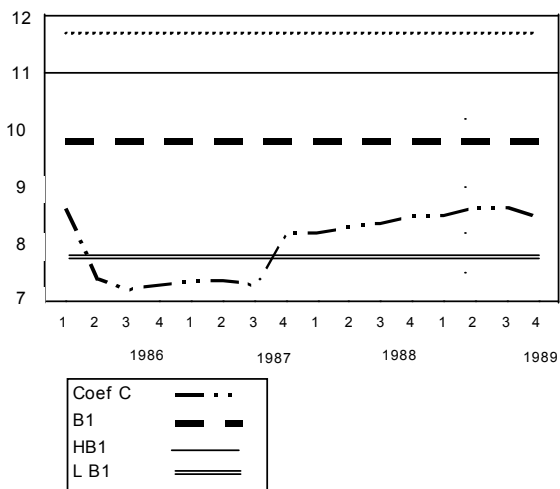


Figura 12
ANMEXT (-1)

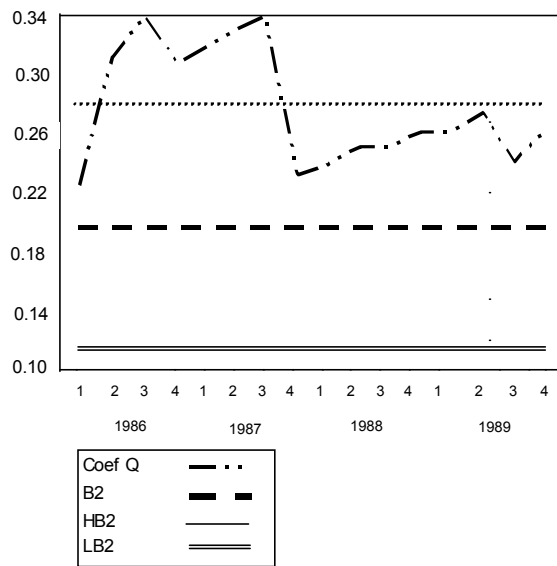


Figura 13
CONSTANT

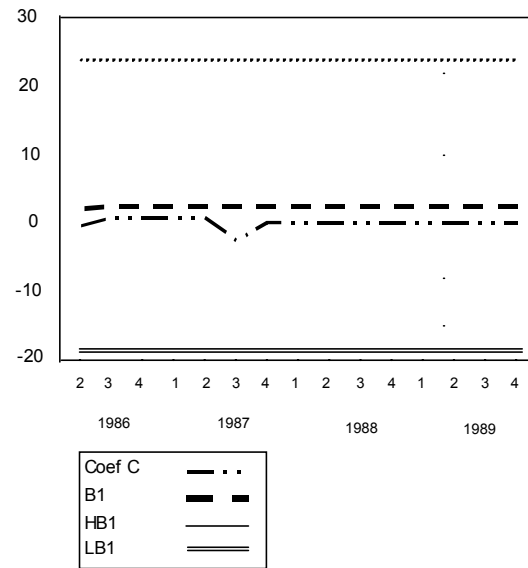


Figura 14
OTROS (-1)

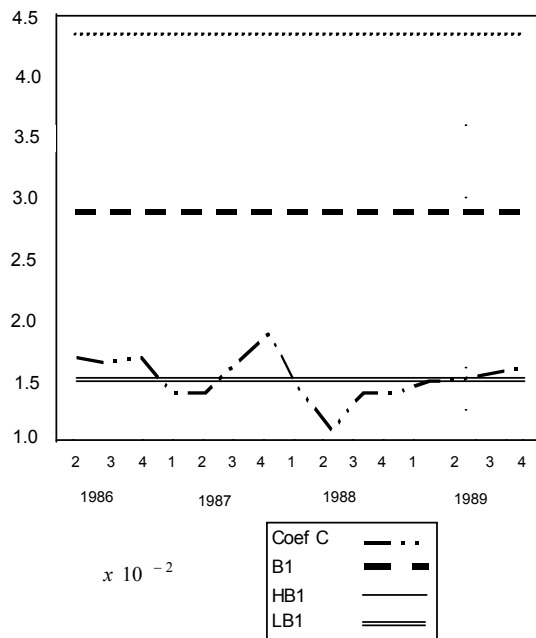


Figura 15
DESEMB (-1)

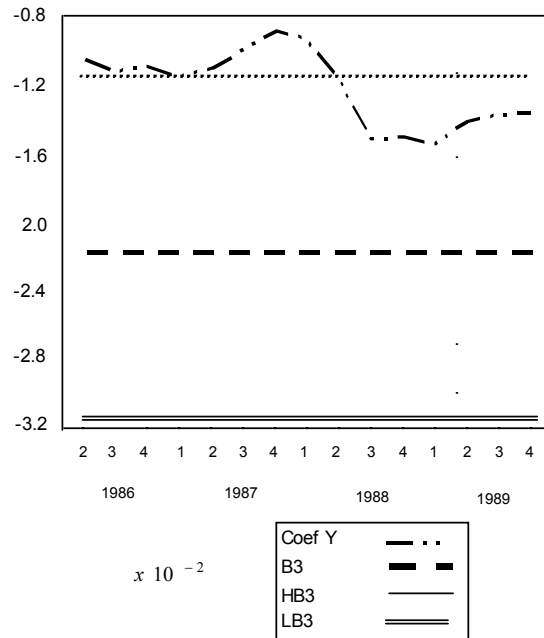


Figura 16
M 1

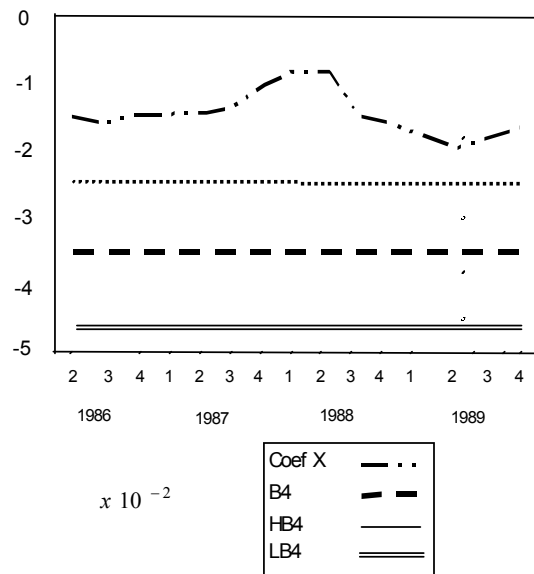


Figura 17
RTCOP (-1)

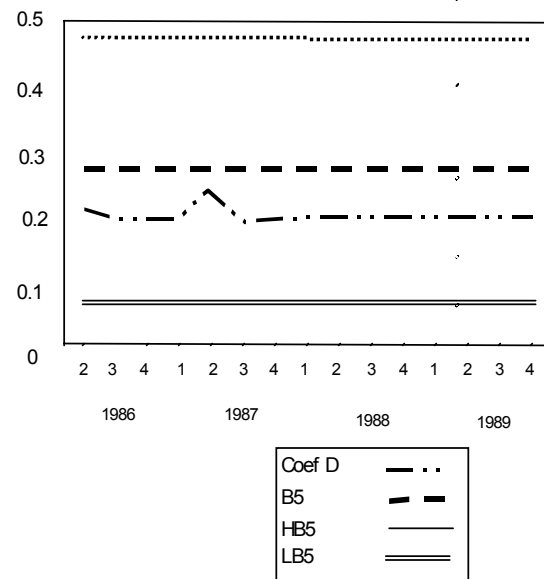


Figura 18
CONSTANT

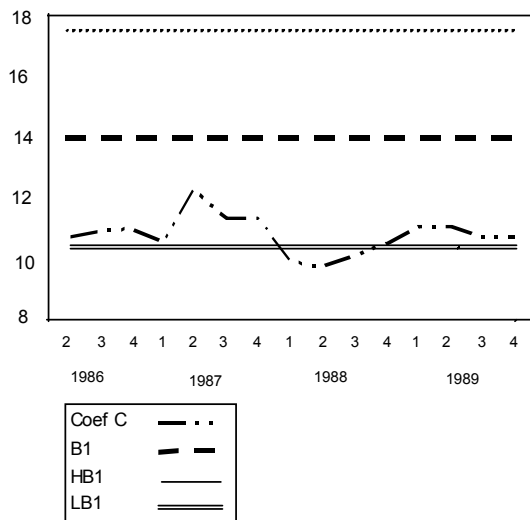


Figura 19
OTROS

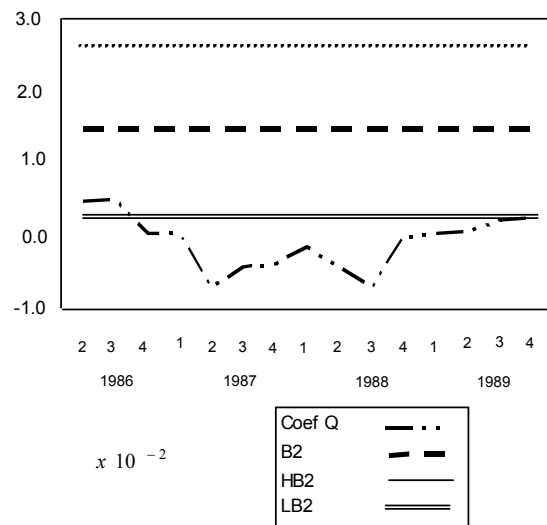


Figura 20
M 1 (-1)

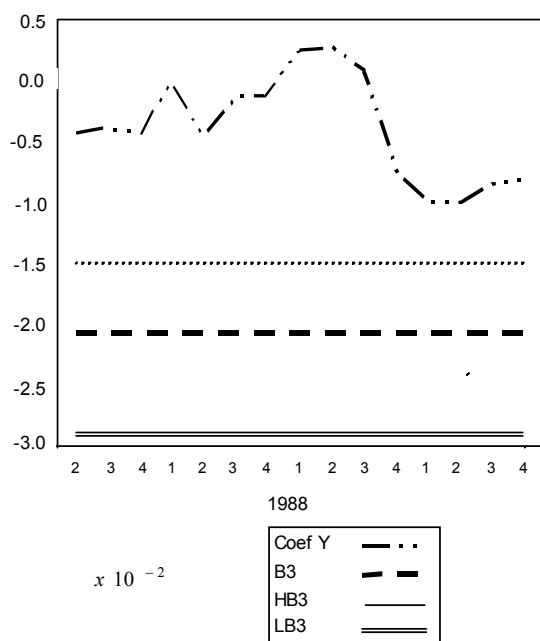
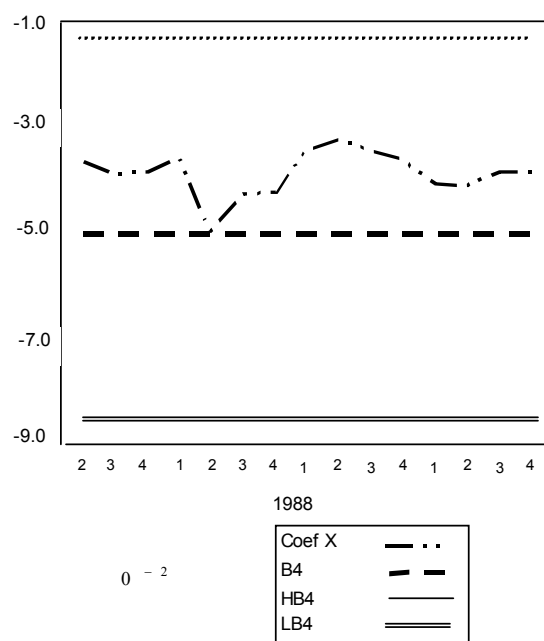


Figura 21
RADESM2



Las Figuras 13 a 17 muestran la variación en los coeficientes del modelo estimado para el spread entre la tasa de interés activa en moneda extranjera y la tasa LIBOR a 60 días. El coeficiente correspondiente a la paridad del tipo de cambio oficial y paralelo es relativamente estable. Al contrario, los coeficientes que reflejan el efecto de cartera en mora, desembolsos de ayuda económica externa y M1 son inestables y sobreestimados. La misma tendencia se observa en los coeficientes "OTROS" y "M1" en las Figuras 18 a 21 correspondientes al modelo estimado para el spread entre la tasa de interés pasiva en moneda extranjera y la tasa LIBOR a 30 días.

El efecto de aumentos en M1 se transmite hacia las tasas de interés a través de los saldos monetarios reales. Así los cambios en M1 determinan parcialmente el nivel de los saldos reales, los cuales también son afectados por los precios internos. Durante la mayor parte del período de estudio, el crecimiento en los precios ha sido inferior al crecimiento en M1, pero ha sido positivo. Por esto, los cambios en M1 han tenido un efecto expansivo (pero menos que proporcional) en los saldos reales y el efecto final sobre las tasas de interés ha sido menor al indicado por el coeficiente estimado con toda la muestra.

El sesgo en los coeficientes para la variable representativa de cartera en mora puede ser un resultado de problemas en la transparencia de la información correspondiente a la cuenta "OTROS" empleada en la estimación. Consideramos un ejemplo hipotético para ilustrar el argumento analizando dos situaciones: en la primera el monto correspondiente a cartera en mora es el real, en la segunda situación el monto declarado no es el real.

Supongamos que en el período t la tasa de interés es de 10%, el monto real de cartera en mora es de 100 millones, y que un aumento en cartera en mora (igual a 100 millones) genera un aumento en las tasas de interés (en el período $t+1$) igual a 10%. Es decir, el coeficiente real para cartera en mora es 0.1. Así:

Variación en:

Periodo	Mora	Interés	Mora	Interés	Coefic.
t	100	20	-	-	-
$t+1$	200	20	100	10	0.10

Consideramos ahora el caso donde el monto declarado en mora no es el real (por ejemplo 180). Así tenemos:

Variación en:

Periodo	Mora	Interés	Mora	Interés	Coefic.
t	100	10	-	-	-
$t+1$	180	20	80	10	0.12

Claramente el valor del coeficiente en el segundo caso es sobrestimado con respecto al valor obtenido en el primer caso (donde la información acerca de cartera en mora es totalmente transparente).

5. Conclusiones

En este trabajo se emplearon técnicas de cointegración y de mínimos cuadrados ordinario para estudiar los factores determinantes del tipo de cambio y las tasas de interés en la economía boliviana. La sección de cointegración consideró datos mensuales para el período Septiembre/85-Diciembre/89. La sección correspondiente a la estimación por mínimos cuadrados ordinarios consideró datos trimestrales. Las series mensuales fueron trimestralizadas usando promedios geométricos, mientras aquellas series que son publicadas trimestralmente fueron empleadas sin ninguna modificación.

Los resultados obtenidos en el estudio indican que el tipo de cambio, en el período post-inflacionario, está influido por cinco categorías de variables. La primera incluye al tipo de cambio oficial como guía el paralelo. La segunda considera las tasas de interés internas como determinantes del flujo internacional de capitales y de movimientos en la tasa cambiaria. La tercera categoría responde a factores externos que se reflejan a través de las tasas de interés LIBOR. La cuarta categoría incluye variables de carácter monetario y la última refleja la evolución de precios internos en la economía boliviana.

El modelo estimado para el tipo de cambio mediante mínimos cuadrados ordinarios incluye a la tasa de interés pasiva (cmv) como uno de sus determinantes, mientras los resultados obtenidos mediante cointegración muestran evidencia de que son las tasas LIBOR las que influyen sobre el tipo de cambio.

Se puede esperar que las tasas LIBOR guarden relación con la tasa pasiva con mantenimiento de valor, dada la apertura de la Cuenta Capital de la Balanza de Pagos. La línea 30 de la Tabla 4 muestra resultados de 5 tests de cointegración efectuados entre la tasa LIBOR a 30 días y la tasa pasiva en moneda local (cmv) que apoyan la hipótesis de que existe un equilibrio de largo plazo entre la tasa LIBOR considerada y la tasa de interés pasiva empleado en el modelo del tipo de cambio. Dado que las tasas LIBOR son independientes respecto a política económica interna, se puede anticipar causalidad de las tasas LIBOR hacia las tasas de interés internas.

El análisis efectuado mediante cointegración no incluye el índice de precios al consumidor como determinante del tipo de cambio dado que esta serie resultó ser estacionaria, pero este Índice sí es incluido en el modelo de mínimos cuadrados. En orden de importancia, el

efecto del tipo de cambio Oficial es el primero, le sigue la tasa de interés pasiva en moneda local con mantenimiento de valor, y M1 junto a IPC son las variables de menor incidencia de acuerdo al modelo.

Los coeficientes del modelo lineal estimado para el tipo de cambio fueron evaluados empleando el filtro de Kalman. Se encontró que los coeficientes estimados (empleando toda la muestra) para el tipo de cambio oficial y la tasa de interés pasiva (cmv) son inestables y tienden a ser sobreestimados. Se arguye que la presencia de incertidumbre financiera contribuye a la inestabilidad en los coeficientes estimados.

Los factores determinantes de la tasa de interés activa en moneda nacional (cmv) para el período post-inflacionario pueden clasificarse en tres categorías. La primera categoría incluye a las variables monetarias (M1, M2, y Base Monetaria); la segunda categoría incluye variables que recogen fuerzas externas influyentes sobre la tasa activa (cmv). Entre estas variables están las tasas LIBOR y la tasa activa nominal en moneda extranjera. La tercera categoría considera factores de política cambiaria que inciden sobre la tasa de interés activa (cmv).

Los resultados obtenidos en la sección de cointegración muestran fuerte evidencia en favor de la existencia de una relación de largo plazo entre la tasa de interés activa (cmv), tasas LIBOR y tasa activa en moneda extranjera. Esta misma sección indica la existencia de relaciones de largo plazo menos vigorosas entre la tasa de interés activa (cmv) y variables monetarias y de política cambiaria en orden de magnitud correspondientemente.

Las elasticidades correspondientes al modelo lineal estimado para la tasa de interés activa (cmv) indican también que factores externos, esta vez reflejados en la tasa de interés en moneda extranjera, son determinantes importantes de la variable dependiente. Por el contrario, el rol de la devaluación del tipo de cambio es mucho menos importante de acuerdo al modelo estimado.

Los coeficientes del modelo estimado para la tasa de interés activa (cmv) fueron también evaluados mediante el filtro de Kalman. Se concluye que los coeficientes son suficientemente estables para asumir correcto el modelo estático estimado.

Se encontró que la tasa de interés en moneda extranjera es también un determinante importante de la tasa pasiva en moneda nacional (cmv). Dado que las tasas en moneda extranjera demostraron ser importantes en el movimiento de ambas tasas internas (activa y

pasiva), se empleó nuevamente cointegración para buscar variables relacionadas a las tasas en moneda extranjera y se halló una relación de largo plazo entre estas últimas y las tasas LIBOR.

En síntesis, se encontró que las tasas de interés en moneda extranjera tienen una importante Influencia sobre las tasas asociadas a moneda nacional (cmv). A su vez, se encontró que las tasas en moneda extranjera guardan un equilibrio de largo plazo con las tasas LIBOR.

Una vez establecido este equilibrio de largo plazo, se generó el spread entre la tasa activa en moneda extranjera, la tasa LIBOR y el spread entre la tasa pasiva en moneda extranjera. Dos modelos lineales se estimaron para estos spreads, donde las variables explicativas en su mayoría responden a política económica interna.

Los resultados obtenidos indican que las tasas activas y pasivas en moneda extranjera están influenciadas por M1, el cociente de paridad del tipo de cambio oficial y paralelo, cartera en mora mantenida por la banca comercial, y los desembolsos de ayuda económica externa registrados durante el período de estudio.

Finalmente, los coeficientes de los modelos estimados para los dos spreads definidos anteriormente fueron también evaluados mediante el filtro de Kalman. Se estableció que los coeficientes para M1 y la variable representativa de cartera en mora son inestables y sobreestimados. Se mantiene a M1 en el modelo porque es una variable bajo control directo de la autoridad monetaria y se arguye que M1 es sobrestimado porque esta variable determina solo parcialmente el nivel de los saldos reales.

Tabla 1

Series Estacionarias y No Estacionarias

Estacionarias $X_t \sim I(0)$	No Estacionarias $X_t \sim I(1)$
i) La varianza de X_t es finita	i) La varianza de X tiende a infinito cuando t tiende a infinito
ii) Una innovación tiene solo un efecto temporal en el valor de X_t	ii) Una innovación tiene un efecto permanente en el valor de X_t dado que X_t es la suma de todos los cambios previos
iii) El aspecto de X_t , $f(w)$ tiene la propiedad $0 < f(0) < \infty$	iii) El aspecto de X_t es tal que $f(0) = \infty$
iv) El lapso de tiempo esperado entre cada cruce de $X_t = 0$ es finito	iv) El lapso de tiempo entre cada cruce de $X_t = 0$ es infinito
v) Las autocorrelaciones (Γ) decrecen constantemente en magnitud para un k grande, tal que su sumatoria es finita	v) Las autocorrelaciones teóricas (Γ) tienen a uno para todo k cuando t tiende a infinito

Tabla 2

Tests de que las Variables son I(1)

La ecuación a estimarse es $dX_t = a X_{t-1} + \sum dX_{t-j} + e_j$

No.	Obs.	Variable Dep. como 1ra. Diferencia	Coefficiente "a" (1)	Error Standard (2)	Cociente t (3)=(1)/(2)
1	52	TCPC	0.0049	0.0023	2.07190
2	52	M2	0.0133	0.0138	0.09635
3	52	M1	0.0261	0.0133	1.95805
4	52	BM	0.0381	0.0168	2.26148
5	52	TL30	0.0098	0.0144	0.06787
6	52	TL60	-0.0001	0.0086	-0.01197
7	52	TL90	-0.0005	0.0087	-0.06106
8	52	TANMNCV	0.0072	0.0103	0.69939
9	52	TANMEX	-0.0008	0.0056	-0.15849
10	52	TPNMNCV	0.0054	0.0099	0.54535
11	52	BMR	0.0263	0.0122	2.15590
12	52	M1R	0.0125	0.0101	1.22710
13	52	M2R	0.0027	0.0110	0.24600
14	52	TPNMEX	0.0010	0.0038	0.28580

Tabla 3

Valores Críticos para los Tests de Cointegración 1 al 5

Test	Nombre	1%	5%	10%
1	CRDW	0.511	0.386	0.322
2	DF	4.070	3.370	3.030
3	ADF	3.770	3.170	2.840
4	RVAR	18.30	13.600	11.000
5	AVAR	15.80	11.800	9.700

Fuente: Co-Integration and error correction: representation, estimation, and testing.

R. Engle and C.W.J. Granger. Econometría, Marzo 1987

CRDW = Regresión de cointegración Durbin Watson

DF = Dickey Fuller

ADF = Dickey Fuller aumentado

VAR = Vector de autocorrelación restringido

AVAR = VAR aumentado

Tabla 4

Tests de Cointegración. Tests Estadísticos

No.	Variable Depend. (1)	Variable Independ (2)	Test 1 (3)	Test 2 (4)	Test 3 (5)	Test 4 (6)	Test 5 (7)
1	TCPC	M2	0.502(c)	3.232(c)	1.429(-)	11.507(c)	0.333(-)
2	TCPC	M1	0.530(c)	3.375(b)	2.314(-)	11.743(c)	2.101(-)
3	TCPC	BM	0.548(a)	4.302(a)	2.964(c)	17.673(b)	1.124(-)
4	TCPC	TL30	0.212(-)	3.459(c)	0.026(-)	13.281(c)	0.829(-)
5	TCPC	TL60	0.167(-)	3.557(b)	0.073(-)	13.490(c)	1.300(-)
6	TCPC	TL90	0.163(-)	3.472(b)	0.290(-)	12.860(c)	1.327(-)
7	TCPC	TANMNCV	0.447(b)	2.815(-)	0.486(-)	7.750(-)	8.291(-)
8	TCPC	TANMEX	0.008(-)	1.477(-)	0.522(-)	2.450(-)	7.941(-)
9	TCPC	TPMNMNCV	0.221(-)	1.400(-)	0.798(-)	2.134(-)	11.074(c)
10	TANMNCV	TCPC	1.107(a)	4.366(a)	2.101(-)	24.722(a)	8.640(-)
11	TANMNCV	M2	1.265(a)	4.894(a)	2.056(-)	23.713(a)	4.200(-)
12	TANMNCV	M1	1.244(a)	4.803(a)	2.031(-)	23.461(a)	3.730(-)
13	TANMNCV	BM	1.138(a)	4.574(a)	1.852(-)	20.805(a)	4.198(-)
14	TANMNCV	TL30	0.752(a)	3.760(b)	2.135(-)	14.753(b)	4.145(-)
15	TANMNCV	TL60	0.757(a)	3.774(b)	2.141(-)	15.968(b)	4.194(-)
16	TANMNCV	TL90	0.759(a)	3.792(b)	2.215(-)	16.041(b)	4.110(-)
17	TANMNCV	TANMEX	1.109(a)	4.385(a)	1.609(-)	21.654(a)	5.248(-)
18	TANMEX	BMR	0.175(-)	1.813(-)	1.763(-)	3.302(-)	3.472(-)
19	TANMEX	M2R	0.209(-)	1.801(-)	1.927(-)	2.789(-)	10.360(c)
20	TANMEX	M1R	0.235(-)	1.918(-)	1.784(-)	3.640(-)	3.252(-)
21	TANMEX	TL30	0.190(-)	2.192(-)	1.958(-)	5.221(-)	4.597(-)
22	TANMEX	TL60	0.166(-)	2.121(-)	2.024(-)	5.377(-)	5.713(-)
23	TANMEX	TL90	0.168(-)	2.117(-)	2.051(-)	5.748(-)	7.903(-)
24	TPNMEX	BMR	0.196(-)	2.631(-)	3.000(c)	4.080(-)	47.278(a)
25	TPNMEX	M2R	0.162(-)	2.880(-)	2.795(-)	8.140(-)	16.983(a)
26	TPNMEX	M1R	0.252(-)	2.694(-)	3.273(b)	9.520(-)	15.390(b)
27	TPNMEX	TL30	0.094(-)	3.754(b)	2.918(c)	16.676(b)	14.959(b)
28	TPNMEX	TL60	0.086(-)	3.828(b)	3.042(c)	17.763(b)	12.859(b)
29	TPNMEX	TL90	0.081(-)	3.876(b)	3.149(c)	17.362(b)	3.345(b)
30	TPNMENC V	TL30	0.603(a)	4.730(a)	2.759(-)	22.480(a)	17.043(a)
(a) = 99%			(b) = 95%	(c) = 90%	(-) = no rechaza		

Tabla 5

Valores Críticos para el Test de Johansen y Juselius

m	90%	95%	97%
1	2.9	4.2	5.3
2	10.3	12.0	13.9
3	21.2	23.8	26.1
4	35.6	38.6	41.2
5	53.6	57.6	60.3

Fuente: "Hypothesis testing for Co-Integration vectors with application to the demand for money in Denmark and Finland". Johansen Sore and Juselius Katarina. Intitute for Mathematical Statistics. University of Copenhagen, March 1988
 $m = n - a$; $n = \#$ variables, $a = \#$ hipotético de vectores de cointegración

Tabla 6

Johansen Test. T Estadísticos

No.	Variable Depend.	Variable Independ.	k = 2	h: r = 0 k = 3	i: 3 < 1 k = 4	k-1 = # k = 5	Rezagos k = 6
1	TCPC	M2	h:18.192(a) i: 2.691	19.167(a) 2.828	12.305(-) 4.376	41.000(a) 0.341	7.756(-) 0.009
2	TCPC	M1	h:14.078(a) i: 2.121	15.463(a) 2.747	9.165(-) 1.593	33.698(a) 0.679	9.267(-) 0.595
3	TCPC	BM	h:22.198(a) i: 0.045	25.084(a) 0.043	20.043(a) 0.528	49.222(-) 9.248	20.184(a) 4.707
4	TCPC	TL30	h:20.336(a) i: 1.025	19.731(a) 0.368	12.361(a) 0.015	44.238(a) 4.067	7.033(-) 1.606
5	TCPC	TL60	h:19.589(a) i: 0.429	20.542(a) 0.364	12.390(b) 0.105	39.907(a) 4.975	9.329(-) 2.085
6	TCPC	TL90	h:19.144(a) i: 0.575	20.374(a) 0.668	12.107(b) 0.233	39.330(a) 4.816	9.177(-) 1.149
7	TCPC	TANMNCV	h:15.226(-) i: 5.663	8.518(-) 2.548	6.580(-) 0.147	43.206(a) 3.716	12.019(b) 0.710
8	TCPC	TANMEX	h:12.170(-) i: 0.504	10.175(-) 0.572	12.177(b) 0.001	46.148(a) 2.728	12.074(b) 1.123
9	TCPC	TPNMNCV	h:24.793(a) i: 1.684	23.455(a) 0.188	19.846(a) 0.273	37.543(-) 9.001	15.194(a) 1.638
10	TANMNCV	TCPC	h:15.226(-) i: 5.663	8.518(-) 2.548	6.580(-) 0.147	43.206(a) 3.716	12.019(b) 0.710
11	TANMNCV	M2	h:11.376(c) i: 2.709	8.320(-) 2.864	14.953(a) 4.418	21.166(a) 5.121	17.567(-) 5.737
12	TANMNCV	M1	h:10.463 i: 2.148	7.613(-) 2.447	11.039 2.080	16.758(-) 6.198	11.526(-) 4.975
13	TANMNCV	BM	h: 7.935(-) i: 0.128	5.585(-) 0.068	10.460(c) 0.267	8.201(-) 0.100	6.719(-) 0.021
14	TANMNCV	TL30	h: 8.259(-) i: 2.091	8.636(-) 1.649	13.114(b) 1.688	13.888(b) 2.219	10.902(c) 1.258
15	TANMNCV	TL60	h: 7.200(-) i: 0.738	8.473(-) 1.541	14.009(a) 2.477	18.421(a) 4.323	16.498(a) 3.003
16	TANMNCV	TL90	h: 6.718(-) i: 0.958	9.358(-) 2.517	14.666(a) 3.197	18.382(a) 5.064	14.937(a) 3.729
17	TANMNCV	TANMEX	h:25.711(-) i: 6.027	21.662(-) 6.398	28.407(-) 6.890	20.623(a) 3.786	12.574(-) 5.598
18	TANMEX	BMR	h: 6.970(-) i: 1.188	7.929(-) 1.247	13.255(b) 0.483	5.112(-) 1.384	5.934(-) 1.295
19	TANMEX	M2R	h: 9.903(-) i: 3.458	10.283(-) 3.420	16.230(-) 5.869	15.501(a) 3.965	12.213(-) 5.039
20	TANMEX	M1R	h:10.060(-) i: 4.156	10.143(-) 4.292	13.667(b) 2.250	8.050(-) 3.867	8.572(-) 4.066
21	TANMEX	TL30	h: 8.062(-) i: 2.095	8.975(-) 1.381	15.025(a) 1.474	9.531(-) 1.567	8.514(-) 1.559
22	TANMEX	TL60	h: 7.048(-) i: 1.153	7.895(-) 1.265	13.499(a) 1.822	8.449(-) 2.836	10.389(c) 2.864

23	TANMEX	TL90	h: 7.083(-) i: 1.459	8.657(-) 2.098	12.719(b) 2.061	8.142(-) 2.990	12.704(b) 2.711
24	TPNMEX	BMR	h:16.006(a) i: 2.197	12.893(b) 2.976	27.276(-) 7.647	18.268(-) 6.556	25.075(a) 3.688
25	TPNMEX	M2R	h:18.923(-) i: 5.744	17.984(-) 7.457	33.775(-) 11.926	32.827(a) 5.057	29.277(-) 8.422
26	TPNMEX	M1R	h:16.502 i: 4.351	17.374(-) 7.505	34.824(-) 13.682	24.033(-) 8.109	32.733(-) 11.258
27	TPNMEX	TL30	h:16.634 i: 2.406	10.523(c) 1.416	17.263(a) 1.571	11.326(c) 1.375	23.339(a) 2.916
28	TPNMEX	TL60	h:16.282(a) i: 1.272	10.798(c) 1.290	16.992(a) 2.284	14.462(a) 4.339	23.800(a) 4.182
29	TPNMEX	TL90	h:16.735(a) i: 1.609	11.543(c) 1.743	17.206(a) 3.142	14.988(a) 5.063	23.900(a) 4.332

(a) = 97% (b) = 95% (c) = 90% (-) = no rechaza

Referencias

- Campbell, J. y R. Shiller. 1988. "Interpreting co-integrated models". Journal of Economic Dynamics and Control 12: 505-522
- Dickey, D. y W. Fuller. 1981. "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". Econometrica 49: 1057-1072
- Engle, R. y C.W.J. Granger. 1987. "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". Econometrica 55: 251-276
- Granger, C.W.J. 1986. "Developments in the Study of Co-integrated Economic Variables". Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48: 213-228
- Johansen, S. y K. Juselius. 1988. "Hypothesis testing for co-integration vectors with an application to the demand for money in Denmark and Finland". Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen
- McKinnon R.I. 1989. "Financial Liberalization and Economic Development a Reassessment of Interest Rate Policies in Asia and Latin America". International Center for Economic Growth

A P E N D I C E

Cointegración es una cualidad encontrada en algunas series de tiempo no estacionarias. La Tabla 1 enumera algunas propiedades importantes de series estacionarias y no estacionarias. Engle y Granger (1987) explican que la varianza teóricamente infinita de una serie no estacionaria e integrada de orden uno, denotada $I(1)$, resulta enteramente de la contribución de las frecuencias bajas o componentes de largo plazo de la serie. Entonces, una serie integrada de orden $I(1)$ es regular y con fluctuaciones largas en comparación a una serie integrada de orden cero $I(0)$. Debido al tamaño relativo de las varianzas de las series, siempre se cumple que la serie resultante de la suma de una serie $I(0)$ y una serie $I(1)$ es $I(1)$.

Si X_t y Y_t son ambas series $I(d)$, entonces generalmente se cumple que la combinación lineal:

$$(1a) \quad Z_t = X_t - aY_t$$

es también $I(d)$. Sin embargo, Engle y Granger afirman que es probable que Z_t tenga un orden de integración menor. Es decir, Z es $I(d-b)$, $b > 0$. Cuando esta característica se cumple, una restricción opera en los componentes de largo plazo de las series. Por ejemplo, sea el caso donde $d = b = 1$, tal que X_t y Y_t son $I(1)$ con promedio de componentes de largo plazo, pero Z_t es $I(0)$ y no muestra predominio de bajas frecuencias. Entonces, la constante "a" es tal que el conjunto de componentes de largo plazo de X_t se cancela con aquel conjunto de componentes de largo plazo de Y_t .

En una situación donde $a = 1$, la idea de X_t y Y_t no se dispersan mucho, una de la otra, se ha entendido como la afirmación de que la diferencia entre ellas (Z_t) es $I(0)$. La presencia de la constante "a" solamente indica que se están alterando escalas para que la diferencia Z_t alcance estacionalidad $I(0)$. Es claro que no siempre existirá una constante "a" tal que Z_t sea $I(0)$.

Las ideas discutidas se formalizan en la definición que presentan Engle y Granger (1987) de lo que se entiende por cointegración:

"Los componentes de un vector X_t son considerados como cointegrados en orden d, b , denotado X_t es $CI(d,b)$, si i) todos los componentes de X_t son $I(d)$; ii) existe un vector a ($a \neq 0$) tal que $Z_t = a'X_t$ es $I(d-b)$, $b > 0$. El vector a es conocido como vector de cointegración". Pag. 253

Ahora, si X_t es un vector de variables económicas, entonces éstas pueden considerarse en "equilibrio" cuando la restricción lineal específica:

$$(2a) \quad a'X_t = 0$$

se cumple. Sin embargo, en ciertos períodos X_t estará fuera de "equilibrio" y la restricción lineal ser diferente a cero. Por ejemplo:

$$(3a) \quad a'X_t = Z_t$$

donde Z_t se denomina "error de equilibrio".

Si nos concentramos nuevamente en el caso de que $d = b = 1$, cointegración explicaría que si los componentes de X_t fuesen todos $I(1)$, entonces el "error de equilibrio" será $I(0)$, Z_t , raramente se alejaría de cero cuando su media es cero y cruza frecuentemente la línea de cero.

En otras palabras, esto significa que el "equilibrio" ocasionalmente ocurrirá. En cambio, si X_t no está cointegrada, entonces Z_t variará extensamente y cortará con poca frecuencia la línea de cero, sugiriendo que en este caso, el concepto de "equilibrio" carece de implicaciones prácticas.

Consideremos un caso concreto relacionado a este estudio. Sean el tipo de cambio paralelo (a la compra) en el período t y $M2$ en el período t denotados como $(TCPC_t)$ y $(M2_t)$, respectivamente. Asumamos que los niveles de $TCPC_t$ y $M2_t$ son no estacionarios pero las primeras diferencias $(dTCPC_t, dM2_t)$, son estacionarias. Si este fuera el caso, entonces $TCPC_t$ y $M2_t$ están ambos integrados en orden uno, denotado $I(1)$, mientras $dTCPC_t$ y $dM2_t$ están integrados en orden cero, denotado $I(0)$.

Si $TCPC$ y $M2$ son $I(1)$, entonces combinaciones lineales de $TCPC_t$ y $M2_t$ tienden también a ser $I(1)$. Sin embargo, si existe una constante c tal que $TCPC_t - c M2_t = X_t$ y X_t es estacionaria o $I(0)$, entonces $TCPC_t$ y $M2_t$ son consideradas como series cointegradas con parámetro de cointegración c ($c > 0$).

El paso inicial para aplicar exámenes de cointegración es verificar si las series $(TCPC_t$ y $M2_t)$ son efectivamente no estacionarias y están integradas en orden uno $I(1)$. Dickey y Fuller (1981) proponen un procedimiento que implica realizar las siguientes estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios:

$$(4a) \quad dTCPC_t = a TCPC_{t-1} \sum_{j=1}^m b_j dTCPC_{t-j} + e_e$$

$$(5a) \quad dM2_t = \rho M2_{t-1} \sum_{j=1}^m q_j dM2_{t-j} + e_e$$

donde a , b , p y q son parámetros a estimarse y m es escogido tal que el residuo de la ecuación es "ruido blanco". La hipótesis nula de que $TCPC_t$ y $M2_t$ son $I(1)$ se rechaza si a y p son negativas y significativamente diferentes de cero. Los coeficientes (a, p) son divididos por sus correspondientes errores standard para obtener los tests estadísticos requeridos. Fuller (1986) reporta los valores críticos de significancia.

Los valores t críticos para el 1%, 5% y 10% de significancia son 3.51, 2.89 y 2.50, respectivamente. La primera ecuación (ols) para el $TCPC$ genera un t estadístico de 2.0719 usando 6 períodos de rezago, mientras la segunda ecuación para $M2$ genera un t estadístico de 0.96357 usando también 6 períodos de rezago. Los valores correspondientes a los coeficientes (a, p) , errores standard y el cociente t se reportan en las primeras dos líneas de la Tabla 2. Los resultados no proporcionan suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de que las dos series están integradas en orden uno $I(1)$. Las líneas 2 a 14 de la misma tabla completa el reporte de los cocientes T para los tests de que las variables listadas están integradas en orden uno $I(1)$. En ninguno de los casos existe suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de que las series son $I(1)$.

Los Tests

a) Test 1: La Regresión de Cointegración Durbin Watson. Este test requiere la estimación de la regresión de cointegración definida como

$$(6a) \quad TCPC_t = a + b M2_t + U_t$$

donde $TCPC_t$ y $M2_t$ se expresan en niveles, (a) es una constante; (b) es el parámetro de cointegración estimado y U_t es el residuo estimado. La hipótesis nula de no cointegración requiere que el estadístico Durbin Watson (DW) asociado a esta regresión tienda a cero. Si el (DW) es suficientemente grande (por ejemplo tiende a 2), entonces los residuos de la diferencia de las dos series temporales son estacionarios $I(0)$ (este argumento está relacionado a la propiedad v en la Tabla 1). Esto sugiere entonces que $TCPC$ y $M2$ están cointegradas y el parámetro de cointegración es b. Los valores críticos para los primeros 5 tests estadísticos requeridos en esta sección son reportados por Engle y Granger y se listan en la Tabla 3. La Tabla 4 reporta los tests estadísticos obtenidos para 30 pares de variables. El primer inciso corresponde a tests entre $TCPC$ y $M2$.

Los valores críticos para el DW son 0.51, 0.39 y 0.32 para el 1%, 5% y 10% de significancia respectivamente, mientras el DW estimado es de 0.502. En base a la regresión Durbin Watson se cuenta con suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre las series de tipo de cambio paralelo ($TCPC$) y $M2$.

- b) Test 2: La Regresión Dickey-Fuller. El test de Dickey-Fuller se ejecuta para verificar si el residuo U_t de la regresión de cointegración tiene una raíz unitaria. Si dejamos de lado el término constante en la ecuación (6a), ésta puede escribirse como:

$$(7a) \quad U_t = TCPC_t - b M2_t$$

que equivale a la combinación lineal expresada en la ecuación (1a). Es interés nuestro determinar el U_t es $I(0)$ o $I(1)$. La regresión de Dickey-Fuller se especifica como:

$$(8a) \quad du_t = -a U_{t-1} + e_t$$

La hipótesis nula es $a = 0$. Si $a = 0$, entonces tenemos:

$$(8a') \quad U_t = \Gamma U_{t-1} + e_t$$

donde Γ (coeficiente de correlación) = 1. Es decir que existe una raíz unitaria y U_t es no estacionaria. Si ese es el caso, entonces $TCPC$ y $M2$ no están cointegradas (propiedad v en la Tabla 1).

El test estadístico se obtiene del estadístico estimado para el coeficiente (a). Los valores críticos para el 1%, 5% y 10% de significación son 4.07, 3.37 y 3.03 respectivamente. El test estadístico estimado es 3.2321. En base al test Dickey-Fuller se tiene suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre $TCPC$ y $M2$ al 10% de significancia.

- c) Test 3: La regresión Dickey-Fuller Aumentada. Esta regresión introduce efectos de rezago en el modelo del anterior test. Los residuos de la regresión de cointegración se redefinen como:

$$(9a) \quad dU_t = -a U_{t-1} + b_1 dU_t + \dots + b_1 dU_t + e_t$$

La hipótesis nula de no cointegración es $a = 0$. Nuevamente, el test estadístico es el t estadístico estimado para (a). Seis períodos de rezago se emplean para estimar la ecuación. Los valores críticos reportados en la Tabla 3 para el 1%, 5% y 10% de significancia son 3.77, 3.17 y 2.84. El test estadístico estimado en la Tabla 4 es 1.4297. En base al test Dickey-Fuller aumentado, no es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre el tipo de cambio $TCPC$ y $M2$.

- d) Test 4: Vector de Autoregresión Restringido (VAR). Los conceptos de cointegración y "corrección de error" para dos variables relaciona el cambio en una variable con el

cambio contemporáneo en la otra variable, cambios rezagados en ambas variables, y una combinación lineal rezagada de niveles en las variables. Engle y Granger (1987), muestran que dos variables cointegradas poseen una representación de corrección de error. La combinación lineal de niveles que se incluye en el modelo es estacionaria en niveles.

Este test requiere la estimación de las dos siguientes ecuaciones:

$$(10a) \quad dTCPC_t = b_1 U_{t-1} + e_{1t}$$

$$(11a) \quad dM2_t = b_2 T_{t-1} + h dTCPC_t + e_{2t}$$

Las dos ecuaciones proporcionan la representación de corrección de error de la regresión de cointegración condicionada al parámetro de cointegración estimado en el primer test. La hipótesis nula es que $b_1 = b_2 = 0$. Si la hipótesis nula no es rechazada, entonces TCPC y M2 no satisfacen el modelo de corrección de error y por ello se puede inferir no cointegración. El test estadístico apropiado se encuentra sumando los cuadrados de los t estadísticos obtenidos para b_1 y b_2 . Los valores críticos al 1%, 5% y 10% de significancia son 18.3, 13.6 y 11.0 respectivamente, como se detalla en la Tabla 3, mientras el test estadístico computado es 11.507 en la Tabla 4. En base al (VAR) test, se encontró suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula al 10% de significancia.

e) Test 5: Vector de Autoregresión Restringido Aumentado (AVAR). Este test es una extensión del test 4. El procedimiento permite mayor dinámica introduciendo seis rezagos de cada serie (TCPC y M2) al lado derecho de las dos ecuaciones estimadas en el test 4. Los valores críticos en la Tabla 3 para el 1%, 5% y 10% de significancia son 15.8, 11.8 y 9.7 respectivamente. El valor t estimado y reportado en la Tabla 4 es 0.3330. En base al resultado obtenido en este test no es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración.

f) Test 6: El Procedimiento de Johansen y Juselius (1988). Ellos proponen un procedimiento para evaluar cointegración entre dos o mas series no estacionarias simultáneamente. En el caso que se estudia ahora, la relación de interés es bivariable y ello simplifica el análisis.

Si un vector X_t tiene variables cointegradas, entonces el diferenciar la serie y ejecutar análisis (VAR) puede conducir a resultados equivocados. La razón de este hecho es que el preso puede omitir información de largo plazo. Existe una matriz de coeficientes B que puede contener información de largo plazo, pero que es perdida en el proceso de diferenciación. El procedimiento de Johansen y Juselius determina en rango de B. El rango de B puede ser igual a P (por ejemplo la matriz de B tiene rango completo, indicando que el vector X_t es estacionario). El rango de B puede ser igual a cero (por ejemplo la matriz B es el vector nulo y dX_t corresponde a un modelo tradicional de vector diferenciado). Si el rango de B es igual a r y $0 < r \leq p$, entonces cointegración puede estar presente. Es posible calcular los Valores Propios (Eigenvalues) asociados a la matriz B. Así, los valores propios son usados para evaluar una hipótesis compuesta. El primer componente de dicha hipótesis es que el rango de B es $r = 0$ (no cointegración). El t computado se obtiene a partir de:

$$(12a) \quad -2 \ln Q = -T [\ln(1 - z_1) + \dots + \ln(1 - z_n)]$$

donde n es el número de variables en X_t y $z_1 \dots z_n$ son los valores propios. $T = N - K$ donde N = número de observaciones en la serie original, K - 1 es el número de rezagos

en la regresión y K es la extensión de rezago. $2\ln Q$ es el cociente estadístico de probabilidad para la hipótesis de que existen a lo mas r vectores críticos de cointegración. Si $-2\ln Q^*$, entonces se rechaza la hipótesis nula que $r = 0$ (no cointegración). La Tabla 5 lista valores críticos Q^* reportados por Johansen y Juselius para diferentes niveles de m ($m = n - a$, donde a es el número hipotético de vectores de cointegración. Dado que se está evaluando $r = 0$, entonces $m = 2 - 0$). El segundo componente de la hipótesis es que $r \leq 1$ (se espera encontrar a lo mas un vector de cointegración cuando el test es entre dos variables). El t estadístico computado se obtiene por el mismo procedimiento empleado para el primer componente de la hipótesis compuesta, pero ahora el valor propio mas grande es excluido de la ecuación. El test de Johansen y Juselius se ejecuta usando 5 periodos rezagados para cada par de variables examinadas y los t calculados se reportan en la Tabla 6. Para el test entre el tipo de cambio paralelo (compra) y M2, la hipótesis compuesta se rechaza al 97% de significancia usando 1, 2 y 4 rezagos. La hipótesis compuesta no es rechazada cuando se usan 3 y 5 rezagos en las regresiones.

Engle y Granger describen variables cointegradas como aquellas que están en "equilibrio" cuando la combinación lineal estacionaria de sus niveles está en su media incondicional (asumida como cero por simplicidad). Campbell y Shiller (1988) sostienen que la mayoría del tiempo esta combinación de niveles no es cero y por tanto el sistema está fuera de "equilibrio", pero dado que la combinación de niveles es estacionaria, existe una tendencia en el sistema para retornar al "equilibrio". Engle y Granger denominan a la combinación estacionaria de niveles como el "error de equilibrio". Un modelo de corrección de error, entonces, puede considerarse como una descripción del proceso estocástico mediante el cual la economía elimina o corrige el "error de equilibrio".

Los resultados presentados por Engle y Granger, de que dos variables cointegradas tienen una representación de corrección de error, se ha interpretado como una afirmación de causalidad "Granger": La combinación lineal estacionaria de niveles induce de manera "Granger" cambios en al menos una de las variables cointegradas. Se reconoce que causalidad Granger de una variable X_t hacia una variable X_2 puede surgir por dos razones. La variable X_1 puede causar cambios en la variable X_2 , o al contrario, cambios en la variables X_1 pueden predecir cambios en la variable X_2 . En el primer caso, un cambio en el proceso estocástico de X_1 cambia el comportamiento de X_2 , mientras que en el segundo caso, un cambio en el proceso estocástico de X_2 cambia el comportamiento de X_1 .

La evidencia estadística que apoya la hipótesis que cambios en M2 están relacionados con cambios en el tipo de cambio es parcialmente concluyente. Se aplicaron seis pruebas de cointegración y en cuatro de ellas se rechaza la hipótesis nula de no cointegración. Los resultados obtenidos inducen a concluir que existe razonable evidencia estadística para considerar a ambas series como cointegradas. Esta afirmación toma mas sentido cuando se nota que los dos tests que no rechazan la hipótesis nula de no cointegración corresponden a las especificaciones aumentadas de tests que sí apoyan la hipótesis de cointegración.