

**COINTEGRACION Y CORRECCION DE ERRORES EN EL ANALISIS
DE LAS TASAS DE INTERES DURANTE EL PERIODO
DE LIBERALIZACION FINANCIERA**

Norberto Zúñiga Fallas*

1. Introducción

Las instituciones financieras internacionales y los analistas económicos han asignado al sector financiero un papel relevante para promover la estabilización y el crecimiento de la economía, sobretodo a partir de la publicación de los clásicos libros de Shaw (1973) y Mckinnon (1973). Dentro de este contexto, la literatura y los estudios empíricos reconocen la importancia que juegan las tasas de interés en el logro del equilibrio macroeconómico interno y externo así como en asegurar una distribución eficiente de los recursos reales y financieros de la economía.

Costa Rica inició, luego de un período de gran inestabilidad económica (fines de la década de los 80 y principios de los 90), un proceso de estabilización económica y posteriormente, uno de liberalización. En el sector financiero es donde tal vez se han observado en mayor medida los avances de este proceso. En efecto, a mediados de la década pasada, las autoridades económicas nacionales implementaron una serie de reformas financieras con el propósito de incrementar la competencia en el sector financiero y mejorar la distribución de recursos. Debido a que las tasas de interés son un instrumento clave para el logro de estos objetivos, las

* El autor es candidato a doctorado en The Ohio State University, y desea agradecer comentarios del Dr. Claudio González Vega, y la colaboración de Hannia Ramírez. Este estudio es una versión revisada del documento presentado en el Seminario de Investigaciones sobre Mercados Financieros celebrado el 20 de julio de 1992.

FINANCIAL SERVICES PROJECT

Occasional Paper No. 017 (1)

CIRCULATION: OPEN

TITLE: COINTEGRACION Y CORRECCION DE ERRORES EN EL ANALISIS DE LAS
TASAS DE INTERES DURANTE EL PERIODO DE LIBERALIZACION
FINANCIERA

Author: Zuñiga Fallas, Norberto - Ohio State University

No. of Pages: 41 Language: SPANISH Date: July, 1992

Revised version of a document presented by the author in the Seminar on Financial Markets Research, July 20, 1992.

Contents:

International financial institutions and economists have assigned a relevant role to the financial sector in the promotion of stabilization and growth of the economy. In this context, interest rates play an important function in obtaining external and internal macroeconomic equilibrium and in facilitating an efficient distribution of the real and financial resources of the economy.

After a period of economic instability (late 1980s), Costa Rica went through a process of economic stabilization followed by some measure of liberalization.

Progress in this process is evident in the financial sector, a fact that the author takes advantage of to apply and test econometric techniques related with the behavior of nominal interest rates in relation to expected inflation rates (Fisher effect) and the relation of nominal interest rates to the yield offered by financial assets in foreign currencies.

Conclusions:

The author finds empiric evidence of the relation that exists between nominal interest rates and expected inflation rates, although this correlation is probably affected by some degree of inertia still present in the behavior of interest rates.

As regards the relation between the condition of parity of interest rates and expected external yields, the author finds partial support for this correlation, but in a lesser degree than in the first case.

Although the results of this study are still very preliminary and must be used with caution, they do point to the fact that greater flexibility in the setting of interest rates has allowed for partial compensation due to the effects in changes in expected inflation rates and foreign currency yields.

(1) The points of view, suggestions, recommendations and conclusions expressed by the author(s) are not necessarily those of OPS.

autoridades monetarias decidieron que su determinación se realizara de una manera flexible, sin intervenciones administrativas en el mercado. La expectativa era que esta mayor libertad pudiera contribuir a la determinación de un precio menos distorsionado de los recursos financieros.

Esta liberalización ha proporcionado una gran flexibilidad a los intermediarios financieros para ajustar las tasas de interés a las cambiantes condiciones financieras, a pesar de que en la actualidad se reconoce que aún podrían persistir factores que impiden su determinación por condiciones propias del mercado. Por esta razón, luego de varios años de tasas de interés liberalizadas, parece haber una oportunidad interesante para investigar la validez de varias de las hipótesis surgidas en la literatura económica financiera.¹

Para lograr los objetivos que esta investigación persigue se analizarán las tasas de interés pasivas (sobre depósitos), desde un punto de vista macroeconómico, mediante la elaboración de cuatro ensayos cortos, los cuales incluyen diferentes objetivos y técnicas econométricas diversas. En esta oportunidad, sin embargo, el objetivo principal consiste en explicar en mayor detalle sólo uno de ellos:² examinar la validez del efecto Fisher y la condición de paridad de la tasa de interés por medio de técnicas de cointegración y de corrección de errores.

¹ Algunas de las hipótesis están relacionadas con la determinación de las tasas de interés nominales y reales, especialmente con la influencia de factores internos y externos, así como con la capacidad predictiva de la estructura por plazos de tasas de interés.

² Los restantes ensayos se expondrán brevemente a manera de anexos a este documento. El segundo ensayo pretende analizar la estructura por plazos de tasas de interés como un medio para pronosticar, primero, la tasa de inflación, y luego, las tasas de interés de corto plazo. El tercer ensayo intenta estimar la tasa real de interés esperada. Finalmente, el cuarto ensayo se refiere a la influencia de políticas internas y de factores externos en el nivel de las tasas de interés.

2. El Efecto Fisher y la Paridad de Tasas de Interés

La mayoría de los modelos "reducidos" que explican el comportamiento de las tasas de interés están basados en la ecuación de Fisher o en la condición de la paridad de la tasa de interés. Estas hipótesis se explican seguidamente.

2.1 La Ecuación de Fisher

La ecuación de Fisher, desarrollada desde hace muchos años para analizar el comportamiento de las tasas de interés, está dada en términos discretos por:

$$i_t = r_t^e + \pi_t^e + r_t^e * \pi_t^e \quad (2.1a)$$

o por la aproximación empírica que se ha empleado usualmente:

$$i_t = r_t^e + \pi_t^e \quad (2.1b)$$

donde:

i_t = tasa de interés nominal durante el período t ,

r_t^e = tasa real de interés esperada durante el período t , y

π_t^e = tasa esperada de inflación durante el período t .

Suponiendo que la tasa real de interés es aproximadamente constante³ (determinada por factores reales en la economía tales como la tasa marginal de sustitución en el consumo y la tasa marginal de transformación en la producción), este modelo simple predice que la tasa de interés

³ La hipótesis de una tasa real de interés constante es controversial. Nelson y Schwert (1977) y Saracoglu (1984), por ejemplo, no encontraron evidencia empírica para apoyarla; contrario al resultado encontrado por Fama (1975).

nominal se ajusta aproximadamente en una relación de uno a uno con la tasa de inflación esperada.⁴

A pesar de que la mayoría de los estudios (Sargent, 1973; Summers, 1983) han encontrado una relación positiva entre la tasa de interés nominal y la de inflación, la hipótesis de uno a uno no ha recibido mayor apoyo empírico. El mismo Fisher (1930; p.43 y p.415) no encontró evidencia empírica para la hipótesis de ajuste total de la tasa de interés a la tasa de inflación.⁵

La falta de un ajuste total de la tasa de interés nominal a la tasa esperada de inflación ha sido documentada tanto teórica como empíricamente. Desde el punto de vista teórico, el ajuste parcial es atribuido a un aumento en los ahorros producido por las expectativas inflacionarias (Mundell, 1963; Tobin, 1965), y a la presencia de agentes adversos al riesgo (Fischer, 1985; Grauer y Litzenberger, 1980; Turnbull, 1981).

Empíricamente, el ajuste parcial de la tasa de interés a la tasa de inflación ha sido atribuido a varios factores: la especificación de la forma funcional empleada (Blejer y Eden, 1979; Makin y Tanzi, 1984), el enfoque usado para estimar la tasa esperada de inflación (Carlson y Parkin, 1975; Moazzani, 1990), la extensión del período y la frecuencia de los datos, y a las técnicas econométricas usadas (McCallum, 1976; Wickens, 1982).

⁴ De acuerdo con Fisher, la influencia de la inflación dependerá, sin embargo, de si estos cambios son predecibles; "si son claramente previstos, un cambio en el poder de compra del dinero no afectará, al principio, enormemente la tasa de interés expresada en términos nominales" (Fisher, 1930; p.37).

⁵ Según Fisher, cuando la tasa de inflación está creciendo, la tasa de interés nominal aumenta también, pero no tanto como para compensar ese incremento; cuando la inflación está bajando, la tasa de interés nominal disminuye también, pero a una tasa menor.

2.2 La Condición de la Paridad de la Tasa de Interés

En países con economías muy abiertas y sin restricciones a los movimientos de capital internacionales, el proceso de arbitraje inducirá a la tasa de interés nominal a ser determinada por la condición de la paridad de la tasa de interés. En términos discretos ésta condición está dada por:⁶

$$i_t = i_t^* + D_t^e + i_t^* * D_t^e \quad (2.2a)$$

o por la fórmula comúnmente empleada en estudios empíricos:

$$i_t = i_t^* + D_t^e \quad (2.2b)$$

donde:

i_t = tasa nominal de interés durante el período t ,

i_t^* = tasa de interés internacional durante el período t , y

D_t^e = tasa esperada de devaluación durante el período t .

De acuerdo con esta condición, la tasa de interés nominal se comportará aproximadamente en una relación de uno a uno con el rendimiento financiero externo (tasa internacional de interés más la tasa esperada de variación en el tipo de cambio). Esta igualdad de los rendimientos nominales entre activos financieros que son idénticos en todos los aspectos, excepto por la moneda en la que se expresan, estará asegurada por los movimientos de capital de corto plazo.

Si en un determinado momento la tasa de interés nominal es más alta que el rendimiento obtenido en el mercado financiero internacional, se producirán entradas de capital que incrementarán la oferta de ahorros. Esto, a su vez, reducirá la tasa de interés nominal hasta el punto donde se iguale con la tasa de interés internacional ajustada por las expectativas de

⁶ Esta especificación parte adicionalmente del supuesto que los costos de transacción son iguales a cero y que los inversionistas son neutrales al riesgo.

devaluación (o revaluación). Así, en un mundo de alta movilidad de capitales, se esperaría que los diferenciales de tasas de interés, ajustados por las expectativas de variación en el tipo de cambio, fueran insignificantes.

La mayoría de los estudios empíricos para países desarrollados han apoyado esta condición una vez que algunos factores adicionales han sido considerados tales como costos de transacción (Frenkel y Levich, 1975 y 1977), riesgos políticos, controles cambiarios y de capital, e impuestos (Aliber, 1973 y 1975; Dooley y Isard, 1980; Levi, 1977); y primas por riesgos (Fama, 1984; Mark, 1985 y 1988; Cumby, 1988).

Las aplicaciones a países en desarrollo, y particularmente a Latinoamérica, han producido resultados mixtos. Este modelo en su versión más simple no pudo ser rechazado cuando se aplicó a Argentina bajo el período de liberalización financiera, 1977-81 (Blejer, 1982). En el caso de México esta hipótesis fue rechazada, básicamente por la existencia de un régimen de tipo de cambio fijo (Lizondo, 1983). Más recientemente, Khor y Rojas-Suárez (1991), encontraron apoyo parcial en la economía mexicana durante el período de liberalización financiera (1986-90).

2.3 Justificación Empírica

Algunos autores (e.g., Edwards y Khan, 1985) han argumentado que la ecuación de Fisher puede ser una buena aproximación de los movimientos en la tasa de interés nominal para economías totalmente cerradas, mientras que la condición de la paridad de la tasa de interés se ha asociado con economías totalmente abiertas.

El hecho de que la economía costarricense se considere como semiabierta, que el tipo de cambio haya sido manejado por la autoridad monetaria durante este período, y que las tasas de

devaluación y de inflación estén muy relacionadas, hacen la elección teórica entre estas dos hipótesis, en algún sentido, un poco arbitraria. Por esta razón, este ensayo se abocará a probar empíricamente estas dos hipótesis en forma separada, con el propósito de explorar si la mayor flexibilidad ha permitido a la tasa de interés compensar los movimientos de la tasa de inflación, por un lado, y ha llevado a un rendimiento competitivo de los activos internos comparado con el de los activos financieros externos, por otro.

A diferencia de otros estudios, este ensayo pretende examinar estas dos hipótesis individualmente, usando la técnica de cointegración, recientemente desarrollada en el campo del análisis de series de tiempo. Ya que dicha técnica sólo capta la relación de la tendencia de largo plazo entre las variables bajo consideración, también será estimado un mecanismo de corrección de errores con la idea de modelar los movimientos de corto plazo que no son explicados por la regresión de cointegración.

3. Técnicas Econométricas

Esta sección tiene el objetivo de explicar desde un punto de vista teórico las distintas técnicas econométricas que se implementarán en este ensayo, a saber, análisis de cointegración, corrección de errores, y la prueba de causalidad de Granger, las cuales están íntimamente relacionadas.

3.1 Análisis de Cointegración

La teoría de la econometría tradicional ha sido desarrollada bajo el supuesto que los datos son estacionarios. Cuando los procesos no presentan esta característica, en el sentido de que la variancia se incrementa a través del tiempo, el análisis de regresión podría brindar resultados espurios ("spurious"); esto por cuanto las pruebas convencionales tenderían a indicar la existencia de una relación significativa entre las variables cuando en realidad no existe ninguna. Bajo estas circunstancias, el estimador de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) no es consistente.

Si la hipótesis de un paseo aleatorio ("random walk") en el comportamiento de las variables no es rechazada, el análisis de series de tiempo sugiere la conveniencia de diferenciar las variables en cuestión antes de utilizarlas en una regresión. Mientras este procedimiento es económicamente aceptable, puede dar como resultado una pérdida de información de la relación de largo plazo existente entre las variables, lo cual es uno de los objetivos del presente artículo.

La validez de procedimientos de inferencia y de estimación, aún cuando las variables no sean estacionarias, son posibles gracias a los nuevos desarrollos en el análisis de series de tiempo. De esta manera, si una combinación lineal de series económicas que presentan "paseos aleatorios" es estacionaria, es posible inferir que las series estarán cointegradas y la aplicación de MCO producirá estimaciones consistentes (Engle and Granger, 1987).

Suponiendo que hay dos variables, x_t y y_t , que son integradas de orden uno, $I(1)$, lo cual significa que ambas presentan "paseos aleatorios" en niveles pero son estacionarias en las primeras diferencias, el término de error de la regresión lineal de y_t en función de x_t , $e_t = y_t - \alpha x_t$,

debería ser estacionario en niveles para que x_t y y_t estén cointegradas. En este caso, α es el coeficiente de cointegración, el cual puede ser consistentemente estimado usando MCO.

La prueba de si dos o más variables están cointegradas puede ser realizada por medio del análisis de los términos de error resultantes de la regresión de cointegración. La idea es analizar si estos términos de error son estacionarios. La prueba de Dickey-Fuller (DF), y particularmente su versión aumentada (ADF) han sido usadas para examinar la existencia de raíces unitarias ("unit roots") en los términos de error o en cualquier otra variable.⁷ En este caso particular, la prueba ADF consiste en estimar la siguiente regresión usando MCO:

$$\Delta e_t = \alpha + \gamma e_{t-1} + \sum \delta_i \Delta e_{t-i} \quad (3.1)$$

La diferencia entre la prueba DF y la ADF es que en la primera todas las variables dependientes rezagadas se suponen iguales a cero, $\delta_i=0$. En ambas pruebas, la hipótesis nula que el término de error (e_t) no es estacionario, es decir, la hipótesis de no cointegración, se realiza mediante el análisis de significancia del coeficiente γ usando el estadístico t. Puesto que este estadístico no se distribuye como una distribución t convencional, se debería, por ejemplo, usar los valores críticos tabulados por Fuller (1976), los cuales son más grandes que los valores de la referida distribución t.

Si se encuentra que las variables están cointegradas, las series no deberían diverger significativamente una de otra, al menos en el largo plazo. Así, mientras individualmente las

⁷ Bhargava (1984) también ha recomendado examinar el estadístico Durbin-Watson (DW) de la regresión de cointegración. Si el término de error (e_t) sigue un "paseo aleatorio", el valor esperado de la diferencia en los errores ($e_t - e_{t-1}$) es cero, de manera que el estadístico Durbin-Watson estaría cerca de cero. En este caso la hipótesis consiste en probar si $DW=0$.

variables podrían apartarse una de otra a través del tiempo, si están cointegradas no deberían desviarse de manera significativa.

El comportamiento dinámico prevaeciente en el corto plazo puede ser analizado siguiendo la metodología de la corrección de errores, la cual se explica en la próxima sección.

3.2 El Mecanismo de Corrección de Errores

Si las variables están cointegradas se podría entonces intentar introducir alguna dinámica en el modelo usando el enfoque de corrección de errores. A través de esta corrección, se podría estimar la relación dinámica de corto plazo, la cual no es captada por la representación de largo plazo. Así, mientras la regresión de cointegración representa la relación de largo plazo entre las variables, el modelo de corrección de errores muestra la dinámica de corto plazo. De este modo, los modelos de cointegración y de corrección de errores ayudan a mejorar la estimación de algunos procesos de una manera complementaria.

En general, la representación de corrección de errores relaciona los cambios en una variable con los errores rezagados un período y las variaciones pasadas en las variables dependientes e independientes. Si x_t y y_t son estacionarias en primera diferencia, $I(1)$, y si están cointegradas, la representación de la corrección de errores puede ser expresada así:

$$\Delta y_t = -\alpha e_{t-1} + \sum \beta_j \Delta y_{t-j} + \sum \delta_j \Delta x_{t-j} + u_t \quad (3.2)$$

donde $e_t = y_t - \alpha x_t$.

La significancia del término de error rezagado implica que la relación de largo plazo de dos variables cointegradas tenderá a ser reestablecida luego de un período de desequilibrio. En otras

palabras, el término de error, e_t , el cual en este caso es estacionario, contiene toda la información que no ha sido captada por la regresión de cointegración.

Como todas las variables de la ecuación anterior son estacionarias, todas son $I(0)$, la estimación de la corrección de errores mediante MCO produce estimaciones consistentes para todos los parámetros (Engle y Granger, 1987). La significancia de los coeficientes puede ser analizada mediante el uso de pruebas convencionales.

3.3 Prueba de Causalidad de Granger

Una implicación del análisis de cointegración y de corrección de errores es que si x_t y y_t están cointegradas, debe existir causalidad en el sentido de Granger en al menos una dirección, es decir, que una variable ayuda a pronosticar la otra (Granger, 1986).

Aunque la prueba de Granger fue originalmente interpretada y usada para derivar conclusiones sobre la relación de causalidad entre importantes variables económicas, lo cierto es que la prueba es muy sencilla y parte de una serie de supuestos que difícilmente podrían permitirle ser usada estrictamente con estos propósitos. Más recientemente, esta prueba ha sido utilizada para propósitos predictivos.

En términos simples, la prueba de Granger establece que si X causa a Y, entonces cambios en X deben preceder cambios en Y. En particular, si X causa a Y, significa que X debe ayudar a predecir Y, pero Y no debería contribuir a predecir X; de otro modo, es posible que una o más variables estén en realidad causando tanto a X como a Y. Si X ayuda a predecir Y, esto significa que en una regresión de Y en función de los valores pasados de Y, la adición de

valores pasados de X como variables independientes deben contribuir significativamente al poder explicativo de la regresión.

La prueba de la hipótesis nula, donde X no causa a Y en términos de Granger, se puede realizar mediante la comparación de una regresión "irrestringida" y de una "restringida". La primera está determinada en función de los valores rezagados de Y y de X, mientras que la segunda está dada sólo en función de los valores rezagados de Y, tal y como se muestra a continuación:

Regresión Restringida:

$$Y_t = \sum \alpha_i Y_{t-i} + v_t \quad (3.4)$$

Regresión Irrestringida:

$$Y_t = \sum \alpha_i Y_{t-i} + \sum \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (3.3)$$

La distribución χ^2 puede ser usada para determinar si los valores rezagados de X contribuyen significativamente al poder explicativo de la segunda regresión.⁸ Debido a que la prueba debe ser analizada en ambas direcciones, la hipótesis nula donde Y no causa a X puede ser examinada de una forma similar. De esta manera, para concluir que una variable causa a la otra, una de las dos hipótesis debe ser rechazada.

Debido a que en general estas pruebas son aplicables sólo a variables estacionarias, Stock (1988), Sims et al. (1990); y Phillips (1991) han demostrado que en el caso especial en el cual

⁸ Judge, G. et al. (1988; p.769) afirma que en muestras pequeñas la distribución F puede ser razonablemente usada en lugar de la distribución χ^2 porque la primera tiene una cola superior más plana, la cual resulta de sustituir la variancia real de la regresión por una estimación.

las variables no estacionarias están cointegradas, y existe sólo una raíz unitaria en la matriz polinomial, la prueba puede ser aplicada usando las distribuciones convencionales.⁹

4. Los Datos y Análisis Gráfico

Antes de proceder con la aplicación de estos procedimientos, se realizará, primero, una descripción de la información que se utilizará y, luego, un análisis gráfico de los datos.

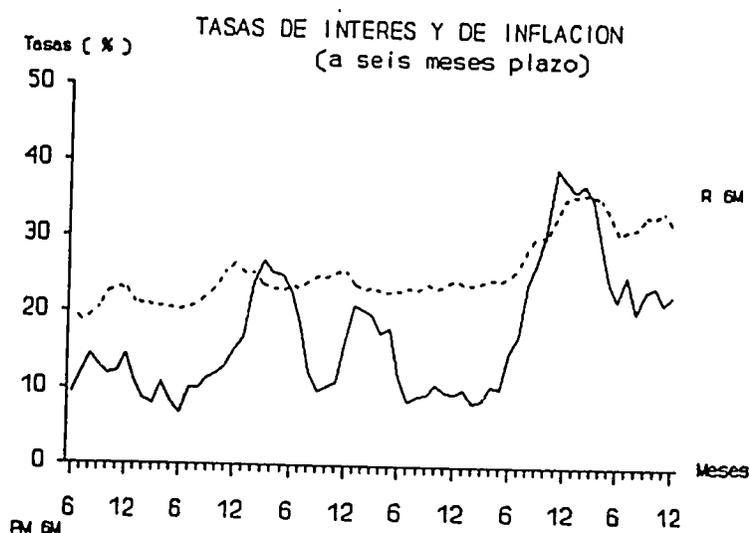


Gráfico 1

Para probar el efecto Fisher y la condición de la paridad de la tasa de interés, se utilizará información sobre tasas de interés nacionales e internacionales, de inflación, y de devaluación correspondientes a uno, tres, seis y doce meses. El análisis se basará en observaciones mensuales para el período comprendido entre junio de 1986 y diciembre de 1991. Para las tasas

⁹ En el caso de dos variables esta condición se garantiza cuando el coeficiente de cointegración existe, esto es, cuando es diferente de cero. Cuando las variables no están cointegradas la prueba es más complicada. Una manera alternativa consiste en realizar esta prueba para las variables transformadas en primera diferencia.

de interés internas se empleará el rendimiento promedio del mercado secundario de los certificados de depósitos negociados en la Bolsa Nacional de Valores, y para las tasas internacionales inicialmente se considerará la tasa LIBOR. Para las tasas de inflación y de devaluación se usarán el índice de precios al por mayor y el tipo de cambio a fin de mes, respectivamente, los cuales son calculados por el Banco Central de Costa Rica.

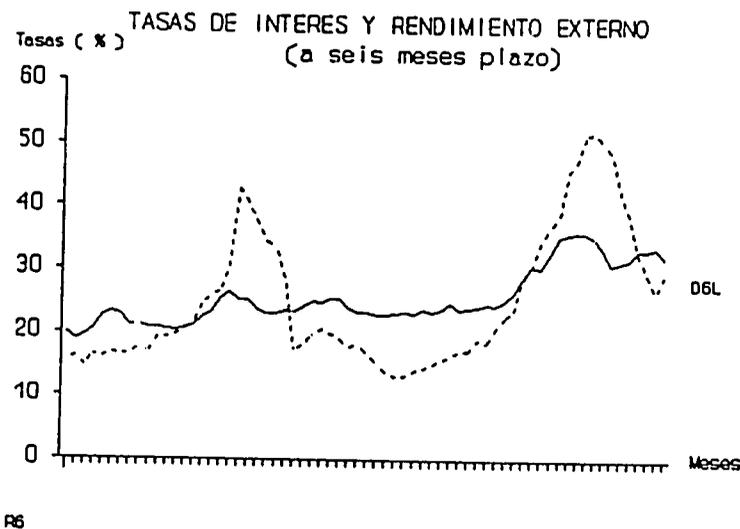


Gráfico 2

En el gráfico 1 se muestra las tasas de interés y de inflación a seis meses, las cuales presentan una tendencia bastante cercana. Por otro lado, las tasas de interés y el rendimiento externo, medido como la tasa de devaluación más la tasa LIBOR, a seis meses se presentan en el gráfico 2. La relación entre estas variables también es muy cercana, aunque aparentemente inferior a la del gráfico 1. Posteriormente se darán algunas explicaciones tentativas de este comportamiento.

5. Resultados Empíricos

Esta sección examinará, en primera instancia, si las tasas de interés, de inflación, y el rendimiento externo son estacionarias en niveles o en primera diferencia, para lo cual se utilizarán la prueba ADF. En segundo lugar, se presentarán los resultados de las regresiones de cointegración para el efecto Fisher y la condición de la paridad de la tasa de interés. En tercer lugar, se implementará un mecanismo de corrección de errores con el propósito de captar los movimientos de corto plazo de las tasas de interés, los cuales no son representados por la regresión de cointegración. Por último, una prueba preliminar de "causalidad" se implementará usando la metodología de Granger.

5.1 Análisis de Raíces Unitarias

El cuadro 1 muestra los valores de los t-estadísticos correspondientes a la variable dependiente rezagada un período resultantes de estimar las regresiones sugeridas por la prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF).

Para analizar si las tasas de interés son estacionarias en niveles o en primeras diferencias, los t-estadísticos de la variable dependiente rezagada un período se comparan con los respectivos valores críticos. Los valores tabulados por Granger (1976) en el cuadro 8.5.2 (p.373) han sido generalmente recomendados para esta prueba. Estos valores son distintos dependiendo si se usa la variable tiempo en las regresiones, ya que la distribución de los errores es diferente. Excluyendo la variable tiempo, los valores críticos son aproximadamente 2.89 y 2.58 (tamaño

de muestra de 100) para 5 y 10 por ciento de significancia, respectivamente. Incluyendo la variable tiempo, estos valores son 3.45 y 3.15, respectivamente.¹⁰

Cuadro 1. Prueba Dickey-Fuller Aumentada Para las Distintas Variables

Variable	Niveles ADF	Primera Diferencia ADF
R1	1.92	7.90
R3	2.49	6.11
R6	2.71	4.33
R12	2.60	5.24
PM1	4.21	
PM3	3.41	
PM6	2.58	4.39
PM12	1.90	3.67
DL1	3.71	
DL3	2.80	4.89
DL6	2.09	3.82
DL12	1.45	3.39

Notas:

- R1, R3, R6 y R12 representan las tasas de interés a uno, tres, seis y doce meses, respectivamente.
- PM1, PM3, PM6 y PM12 representan las tasas de inflación a uno, tres, seis y doce meses, respectivamente.
- DL1, DL3, DL6, y DL12 representan los rendimientos externos a uno, tres, seis y doce meses, respectivamente.
- Las pruebas ADF utilizan una variable dependiente rezagada. En el caso de las variables en niveles se introduce la variable tiempo, la que no es utilizada en las variables en primera diferencia.

Tomando en cuenta estas consideraciones, la existencia de raíces unitarias para todos los niveles de las tasas de interés por distintos plazos no pudo ser rechazada a ningún nivel de significancia. Esta prueba, sin embargo, no fue rechazada para la primera diferencia de las tasas de interés a niveles de significancia del 1 por ciento. En otras palabras, de acuerdo con la prueba ADF, las tasas de interés para los distintos plazos resultaron ser estacionarias en primera diferencia, I(1).

¹⁰ La prueba tiene la desventaja de que no establece diferentes valores críticos dependiendo de la cantidad de variables rezagadas que se incluyan.

La existencia de raíces unitarias fue rechazada para los niveles de la tasa de inflación a uno y tres meses, pero no para los niveles de las tasas de inflación a seis y doce meses. La aplicación de esta prueba para las primeras diferencias de las tasas de inflación a seis y doce meses fue rechazada al 1 por ciento de significancia. Esto es, las tasas de inflación a uno y tres meses son estacionarias en niveles, $I(0)$, en tanto las de seis y doce meses son estacionarias en primera diferencia, $I(1)$.

La existencia de raíces unitarias en los niveles de los rendimientos externos no fue rechazada para tres, seis, y doce meses, mientras sí se rechazó en el caso de un mes. La aplicación de esta prueba a los rendimientos externos en primera diferencia fue rechazada para tres, seis y doce meses.

Resumiendo, de la aplicación de la prueba ADF, para analizar la existencia de raíces unitarias en las variables, resultó que todas las tasas de interés son estacionarias en primera diferencia, pero sólo las tasas de inflación a seis y doce meses, y los rendimientos externos a tres, seis y doce meses observaron esta característica.

Debido a que la técnica de cointegración requiere que todas las variables tengan el mismo orden de integración, $I(1)$ por ejemplo, el efecto Fisher se analizará para las tasas de interés y de inflación a seis y doce meses; y la condición de la paridad de la tasa de interés se examinará para las tasas de interés y el rendimiento externo a tres, seis meses y doce meses. De este modo, todas las variables son estacionarias en primera diferencia, y por tanto las regresiones de cointegración se pueden estimar usando mínimos cuadrados ordinarios sin obtener resultados "espurios".

5.2 Análisis de Cointegración

En esta sección se presentarán primero los resultados de la regresión de cointegración del efecto Fisher para las tasas de interés y de inflación a seis y doce meses; y posteriormente para la condición de la paridad de la tasa de interés y el rendimiento externo a tres, seis y doce meses.

Cuadro 2. Regresión de Cointegración y la Prueba ADF del Efecto Fisher para seis y doce meses

Variable	Constante	PM _{1/4}	ADF ^b	R ^{2c}	EE ^d
R6 _t	18.075 (23.91)	0.438 (10.93)	-3.19	0.637	2.806
R12 _t	18.459 (23.92)	0.586 (13.29)	-3.06	0.722	2.518

Notas: Las variables entre paréntesis corresponden al estadístico t, los cuales en este caso no tienen mayor importancia.

/a PM¹ corresponde a la inflación con base en el índice de precios al por mayor.

/b ADF corresponde a la prueba Dickey-Fuller aumentada, utilizando únicamente un rezago.

/c R² corresponde al coeficiente de correlación.

/d EE corresponde al error estándar de la regresión.

Para examinar si dos variables están cointegradas, los errores de la regresión de cointegración deben ser estacionarios. Para el caso del efecto Fisher, la comparación del estadístico t del término de error rezagado un período con los valores tabulados por Granger (1976), permite concluir que ambas variables están fuertemente cointegradas (al 5 por ciento de significancia) y por tanto que tienen una tendencia común. El coeficiente de cointegración es de 0.438 cuando ambas variables se miden semestralmente, lo cual indica un ajuste parcial de la tasa de interés a cambios en la tasa de inflación. Cuando ambas variables se miden anualmente, los cambios en la tasa de inflación son también parcialmente compensados por variaciones en la tasa de interés, pero el coeficiente de cointegración es mayor (0.568).

Cuadro 3. Regresión de Cointegración y la Prueba ADF para la Condición de la Paridad de la Tasa de Interés a tres, seis y doce meses

Variable	Constante	DL _{1/a}	ADF ^b	R ^{2c}	EE ^d
R3 _t	15.802 (15.48)	0.290 (7.97)	-2.24	0.483	3.765
R6 _t	17.147 (20.31)	0.336 (10.77)	-2.23	0.631	2.832
R12 _t	17.945 (17.39)	0.411 (10.28)	-2.45	0.609	2.988

Notas: Las variables entre paréntesis corresponden al estadístico t, los cuales en este caso no tienen mayor importancia.
 /a DL¹ corresponde al rendimiento de los activos financieros en moneda extranjera.
 /b ADF corresponde a la prueba Dickey-Fuller aumentada, utilizando sólo un rezago.
 /c R² corresponde al coeficiente de correlación.
 /d EE corresponde al error estándar de la regresión.

Con relación a la condición de la paridad de la tasa de interés, el estadístico t del término de error rezagado un período (prueba ADF), indica que los errores de las regresiones de cointegración de la tasa de interés y el rendimiento externo no parecen ser estacionarios en ninguna de las regresiones (cuadro 3). Por lo tanto, pareciera que las tasas de interés y el rendimiento externo no presentan una tendencia común aun en el largo plazo, esto es, que las tasas de interés y rendimiento externo no parecieran estar cointegradas.

Una conclusión totalmente diferente se obtiene cuando en lugar de utilizar la tasa de interés como variable dependiente se usa el rendimiento externo; es decir, estimando la regresión de manera inversa. En este caso, los términos de error son estacionarios, lo cual permite afirmar que el rendimiento externo y tasas de interés están cointegradas.¹¹ Aunque asintóticamente ambos resultados deberían ser consistentes, Engle y Granger (1987) sugieren que esto podría deberse a que la tasa de interés es una variable débilmente exógena.

¹¹ La utilización del estadístico Durbin-Watson (Bhargava, 1984) permite confirmar levemente el grado de cointegración entre estas dos variables.

En resumen, las pruebas de cointegración realizadas anteriormente sugieren que durante el período de liberalización, las tasas de interés han sido suficientemente flexibles para compensar parcialmente movimientos en el rendimiento externo y especialmente en la tasa de inflación.¹² Aunque los coeficientes de cointegración indican un ajuste parcial de la tasa de interés a cambios en estas variables, la existencia de términos de error estacionarios implican que, durante el período correspondiente a junio 1986 y diciembre 1991, estas variables han mostrado una tendencia común. Debido a que los coeficientes de cointegración fueron más altos cuando las variables fueron calculadas en períodos anuales, esto podría sugerir que entre mayor sea el período considerado, mayor es el grado de ajuste de la tasa de interés a cambios en la tasa de inflación doméstica y en el rendimiento externo.

5.3 El Mecanismo de Corrección de Errores

Los parámetros del equilibrio estático de largo plazo del comportamiento de la tasa de interés nominal se obtuvo al realizar un análisis de cointegración y estimar las regresiones en niveles. La dinámica de corto plazo alrededor de esta posición de equilibrio estático puede ser obtenida al estimar las regresiones para los cambios en las variables. Los resultados empíricos obtenidos de aplicar este mecanismo se presentarán primero para el caso del efecto Fisher y luego para la condición de la paridad de la tasa de interés.

El mecanismo de corrección de errores para el caso del efecto Fisher se muestra en el cuadro 4, tanto cuando ambas variables se miden semestral como anualmente. Los resultados indican

¹² El menor ajuste de la condición de paridad de la tasa de interés podría ser explicado por la existencia de algunos problemas surgidos del uso de la tasa de devaluación efectiva como aproximación de la tasa de devaluación esperada.

Cuadro 4. Mecanismo de Corrección de Errores para el Efecto Fisher

Variable	Constante	e_{i-1}/a	ΔR_{i-1}	R^2	EE
$\Delta R6_t$	0.073 (0.61)	-0.075 (1.74)	0.419 (3.58)	0.156	0.966
$\Delta R12_t$	-0.080 (0.58)	-0.080 (1.09)	0.287 (2.06)	0.033	1.316

Notas: Las variables entre paréntesis corresponden al estadístico t.
/a e_{i-1} representa el término de error de la regresión de cointegración de la tasa de interés en función de la tasa de inflación.

que las desviaciones de la tasa de interés nominal con respecto a la tasa de inflación, se explican sólo por la primera diferencia rezagada un período de la misma tasa de interés (los cambios rezagados de la tasa de inflación no contribuyeron a explicar estas desviaciones). En este caso, los términos de error rezagados un período son significativamente diferentes de cero al 10 por ciento de significancia sólo cuando las variables se miden en forma semestral.¹³ La estimación de la regresión inversa, es decir, utilizando los cambios en la tasa de inflación como variable dependiente, arrojaron altamente significativos.

Los resultados de la aplicación del mecanismo de corrección de errores para la condición de la paridad de la tasa de interés (cuadro 5), pareciera diferir dependiendo de la medición utilizada en las variables. Cuando las variables se miden en forma trimestral, ninguna de las variables rezagadas ni el término de error fueron significativamente diferentes de cero. El cambio en la tasa de interés rezagado un período, sin embargo, fue significativamente diferente de cero cuando las variables son medidas semestralmente. Cuando se utilizan los cambios en el

¹³ Cuando el mecanismo de corrección de errores se aplicó a la tasa de inflación, el término de error rezagado un período fue diferente de cero a niveles altamente significativos.

rendimiento externo, en lugar de los cambios en la tasa de interés, tanto el término de error rezagado como los cambios rezagados del rendimiento externo son significativamente diferentes de cero.

Cuadro 5. Mecanismo de Corrección de Errores para la Condición de la Paridad de la Tasa de Interés

Variable	Constante	$e_{i,t}/a$	ΔR_{t-1}	R^2	EE
$\Delta R3_t$	0.161 (0.92)	-0.052 (1.05)	0.147 (1.12)	0.001	1.413
$\Delta R6_t$	0.069 (0.57)	-0.060 (1.27)	0.452 (3.53)	0.137	0.977

Notas: Las variables entre paréntesis corresponden al estadístico t.
/a $e_{i,t}$ representa el término de error de la regresión de cointegración de la tasa de interés en función del rendimiento externo.

En resumen, las desviaciones de la relación entre la tasa de interés nominal y la tasa de inflación (efecto Fisher) pueden ser captadas por la primera diferencia rezagada un período de la tasa de interés nominal. En el caso de la condición de la paridad de la tasa de interés, las desviaciones de la tasa de interés nominal con respecto al rendimiento externo son también explicadas por los cambios rezagados un período en la tasa de interés nominal, en particular cuando las variables fueron medidas en forma semestral. Aunque los términos de error rezagados un período no fueron significativamente diferentes de cero cuando las variaciones en la tasa de interés fueron tomados como la variable dependiente, sí resultaron significativamente diferentes de cero cuando las regresiones se estimaron a la inversa, es decir, cuando se consideraron los cambios en la tasa de inflación y en el rendimiento externo como variables dependientes.

5.4 Prueba de Causalidad de Granger

A pesar de que se reconoce que esta prueba de causalidad no es muy sólida, se realizarán algunas pruebas preliminares con el fin de tener alguna idea de las relaciones de precedencia existente entre las variables bajo consideración.

Cuadro 6. Prueba de Causalidad de Granger de las Tasas de Interés Nominal y de Inflación, a seis meses

Variable	Cte.	R _{6,t-1}	R _{6,t-2}	PM _{6,t-1}	PM _{6,t-2}	R ²	EE	Prueba F
R _{6,t}	0.942 (1.38)	1.381 (11.8)	-0.415 (3.49)			0.956	0.976	
R _{6,t}	1.519 (1.83)	1.348 (11.3)	-0.424 (3.57)	0.028 (1.21)		0.957	0.973	1.49
PM _{6,t}	1.623 (2.00)			1.253 (10.7)	-0.342 (2.94)	0.882	2.900	
PM _{6,t}	-3.444 (1.43)	0.284 (2.22)		1.189 (10.2)	-0.405 (3.48)	0.889	2.813	5.02

Nota: Todas las cifras entre paréntesis son t-estadísticos. De acuerdo con la distribución F convencional, los valores críticos son iguales a 4.00 al 5 por ciento de significancia para este caso particular.

Los resultados de la prueba de causalidad de Granger para el efecto Fisher a seis meses se presentan en el cuadro 6.¹⁴ Observando el estadístico t de los coeficientes y el estadístico F, se puede deducir que en ambos casos la prueba no rechaza la hipótesis nula que la inflación no influye sobre la tasa de interés. La prueba, sin embargo, rechaza fuertemente (al 5 por ciento de significancia cuando las variables son semestrales y 1 por ciento cuando son anuales) la hipótesis nula que la tasa de interés no influye sobre la tasa de inflación. En otras palabras, de

¹⁴ Los resultados son muy similares cuando ambas variables se miden anualmente, pero no se presentan por limitaciones de espacio.

acuerdo con esta prueba de causalidad de Granger, los movimientos de las tasa de interés nominal preceden los movimientos en las tasas de inflación.¹⁵

Los resultados de la prueba de causalidad de Granger para la condición de la paridad de la tasa de interés para seis meses se presentan en el cuadro 7, los cuales son muy similares cuando ambas variables son trimestrales. Al observar el estadístico t de los coeficientes y el estadístico F, se puede concluir que el rendimiento externo no causa la tasa de interés en términos de Granger. Sin embargo, de acuerdo con esta prueba, los cambios en las tasas de interés preceden cambios en el rendimiento externo (particularmente la tasa de devaluación ya que es el componente más importante). En efecto, con base en el estadístico F, la hipótesis nula que la

Cuadro 7. Prueba de Causalidad de Granger de la Tasa de Interés Nominal y el Rendimiento Externo, ambos a seis meses

Variable	Cte.	$R6_{t-1}$	$R6_{t-2}$	$DL6_{t-1}$	$DL6_{t-2}$	R^2	EE	Prueba F
$R6_t$	0.942 (1.38)	1.381 (11.8)	-0.415 (3.49)			0.956	0.976	
$R6_t$	1.270 (1.49)	1.387 (11.8)	-0.446 (3.46)	0.013 (0.65)		0.956	0.981	0.43
$DL6_t$	1.555 (1.82)			1.372 (12.1)	-0.429 (3.81)	0.935	2.805	
$DL6_t$	-2.748 (1.23)	0.980 (3.15)	-0.745 (2.17)	1.279 (11.8)	-0.409 (3.89)	0.946	2.568	7.41

Nota: Todas las cifras entre parentesis son t-estadísticos. De acuerdo a la distribución F convencional, los valores críticos son iguales a 4.00 al 5 por ciento de significancia para este caso particular.

¹⁵ Estos resultados fueron sólidos para diferentes valores rezagados de las variables y son también consistentes con los resultados obtenidos en la especificación de la corrección de errores.

tasa de interés no influye en la "tasa de devaluación" se rechaza al 1 por ciento de significancia.¹⁶

Tal y como se mencionó anteriormente, los resultados de la prueba de Granger deben ser tomados como mucha precaución. Al respecto Judge, et al. (1988, p.770) argumentan que este concepto requiere supuestos muy restrictivos, en particular que la información que se utiliza se reduce sólo a datos presentes y pasados de las variables consideradas. De acuerdo con ellos, si se expandiera el conjunto de información para incluir variables adicionales, la relación de causalidad podría verse alterada. Además, la definición de Granger ha sido criticada porque se basa en un concepto de predicción en lugar de una relación de causa y efecto entre las variables.

Estrictamente hablando, esta prueba proporciona una relación de la secuencia existente entre los movimientos de las variables bajo consideración, pero no una interpretación económica de causalidad (Leamer, 1985). En este sentido, los resultados de las pruebas anteriores a lo sumo podrían servir para afirmar que cambios en las tasas de interés parecieran preceder cambios en las tasas de inflación y de devaluación¹⁷. Una prueba de la relación de causalidad entre variables económicas requeriría de un modelo de equilibrio general, en el cual las políticas monetarias y fiscales podrían ser de particular interés.¹⁸

¹⁶ En forma similar al caso del efecto de Fisher, estas pruebas fueron "robustas" para diferentes valores de las variables rezagadas, y fueron también consistentes con la especificación de la corrección de errores.

¹⁷ Si este fuera el caso, esta prueba podría proporcionar alguna idea de cuan rápido las variables financieras se ajustan a cambios en otras variables económicas. Esta afirmación, sin embargo, está sujeta a pruebas más rigurosas.

¹⁸ Adicional a las observaciones anteriores, es importante tomar en consideración que durante este período tanto las tasas de interés como algunos precios y en particular el tipo de cambio podrían haber estado sujetos a control durante algunos momentos por las autoridades económicas. Este hecho podría introducir alguna distorsión que afecta el proceso secuencial de ajuste que en condiciones de mayor flexibilidad podrían presentar las diferentes variables económicas.

6. Conclusiones

La teoría económica ha desarrollado, en la versión más simple, un par de hipótesis para explicar el comportamiento de las tasas de interés, a saber, la hipótesis de Fisher y la condición de la paridad de la tasa de interés. De acuerdo con la primera, la tasa de interés nominal debe moverse aproximadamente con la tasa esperada de inflación. La última hipótesis postula que la tasa de interés nominal debe estar estrechamente relacionada con el rendimiento ofrecido por los activos financieros en moneda extranjera. La prueba de estas hipótesis es de particular interés para examinar si las tasas de interés nominal internas han sido suficientemente flexibles para compensar los cambios en la inflación y en el rendimiento externo, de manera que su comportamiento no introduzca un sesgo en la asignación de recursos en la economía.

Mediante la aplicación de la técnica de cointegración, la cual permite analizar si algunas variables económicas tienen una tendencia común, se encontró apoyo empírico a la relación existente entre la tasa de interés nominal y la tasa esperada de inflación (efecto Fisher). Aunque no se encontró una relación de uno a uno entre ambas variables, el coeficiente de cointegración es alto y positivo y llega a ser más alto cuanto mayor es el período en que ambas variables son medidas.¹⁹

En un intento por modelar las desviaciones que no son captadas por la regresión de cointegración en el caso del efecto Fisher, el mecanismo de corrección de error mostró que esos cambios pueden ser explicados por los cambios rezagados un período de la tasa de interés nominal, lo cual puede implicar la existencia de algún grado de inercia en el comportamiento de las tasas de interés. La prueba de causalidad de Granger indica que cambios en la tasa de

¹⁹ La relación entre la tasa de interés y la tasa de inflación menor que uno, es el resultado de una menor variabilidad en la tasa de interés comparada con la de la tasa de inflación.

interés preceden cambios en la tasa de inflación doméstica. Como era de esperar, este resultado fue consistente con la especificación dinámica del modelo de corrección de errores.

Con respecto a la condición de la paridad de la tasa de interés, se encontró apoyo empírico parcial a la relación entre la tasa de interés nominal y el rendimiento externo esperado. Aunque el coeficiente de cointegración es positivo y llega a ser más alto conforme las variables se miden en períodos de mayor duración, el coeficiente es menor que en el caso del efecto Fisher. El hecho de que los resultados de la condición de la paridad de la tasa de interés sean menos concluyentes que los correspondientes al efecto Fisher podría deberse, en alguna medida, a que la tasa de devaluación efectiva podría no ser una buena aproximación de la tasa esperada de devaluación.

La especificación de la corrección de errores para el caso de la condición de la paridad de la tasa de interés, indica que los cambios rezagados un período en la tasa de interés nominal ayudan a mejorar los pronósticos de los cambios en los niveles de la tasa de interés nominal, particularmente cuando las variables se miden en forma semestral. Este resultado es muy similar al que se encontró para el caso del efecto Fisher y podría confirmar la hipótesis que existe algún grado de inercia en el comportamiento de las tasas de interés. Consistente con la especificación de la corrección de errores, la prueba de causalidad de Granger indica que los cambios en las tasas de interés preceden cambios en el rendimiento externo (particularmente en la tasa de devaluación).

En breve, la mayor flexibilidad de las tasas de interés parece haber permitido compensar parcialmente los cambios en la tasa de inflación interna y en el rendimiento ofrecido por los activos financieros en moneda extranjera. Aunque el ajuste de la tasa de interés a los cambios

en ambas variables no es completo, la tendencia común de largo plazo que muestran estas variables permite establecer la hipótesis que esta política podría haber jugado un papel muy relevante en reducir las distorsiones introducidas por políticas anteriores. En efecto, la relación estrecha entre la tasa de interés y la tasa esperada de inflación y entre la tasa de interés y el rendimiento externo esperado podrían haber contribuido a que el rendimiento de los activos financieros domésticos sea más competitivo.²⁰

Los resultados encontrados en esta investigación son bastante preliminares y por tanto deben ser tomados con cautela. Primero, la técnica de cointegración no es un procedimiento muy sólido: los resultados podrían variar dependiendo del número de variables rezagadas que se utilicen en las distintas pruebas. Segundo, las aproximaciones de las variables esperadas (de inflación y de devaluación) han sido obtenidas suponiendo que la expectativa es igual a la efectiva ("perfect foresight"). Otro tipo de estimación podría ser usado y brindar resultados un tanto diferentes. Tercero, las estimaciones realizadas parten del supuesto que el término cruzado de las distintas hipótesis es igual a cero; sin embargo, algunas pruebas realizadas tomando en consideración este factor no dan resultados muy diferentes. Finalmente, en estas estimaciones preliminares las tasas de interés nominales internas son brutas, esto es, que no han sido ajustadas por el impuesto del 8 por ciento que se cobra actualmente sobre los intereses de los títulos valores; este ajuste, sin embargo, a lo sumo tendería a incrementar tenuemente el coeficiente de cointegración.

²⁰ Un análisis de los factores que influyen en el comportamiento de las tasas de interés es aún de mayor importancia.

ANEXO 1

Capacidad Predictiva de la Estructura por Plazos de Tasas de Interés

El propósito principal de este ensayo es analizar la capacidad predictiva de la estructura por plazos de tasas de interés para pronosticar los cambios esperados en la tasa de inflación interna (Mishkin, 1991) y en las tasas de interés de corto plazo (Mankiw y Miron, 1985). Adicionalmente, este ensayo pretende investigar la existencia de una prima por riesgo (o liquidez) en la estructura referida (Engle, et al., 1987).

1. Pronóstico de Cambios en las Tasas de Inflación

Mishkin (1991), basado en la ecuación de Fisher, realiza algunas manipulaciones algebraicas para probar la hipótesis de que los cambios en la tasa de inflación podrían ser pronosticados con base en la estructura por plazos de tasas de interés. La relación que obtiene es la siguiente:

$$\pi_t^m - \pi_t^n = i_t^m - i_t^n - r_t^m + r_t^n + e_t^m - e_t^n \quad (1)$$

o para propósitos de estimación empírica:

$$\pi_t^m - \pi_t^n = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n} (i_t^m - i_t^n) + v_t^{m,n} \quad (2)$$

lo que implica que los cambios en la pendiente de "la curva de rendimiento" están asociados con variaciones en la tasa de inflación esperada.

Suponiendo expectativas racionales en el sentido de que los errores de pronóstico de inflación son independientes de las variables explicativas, $i^m - i^n$, la ecuación (2) puede ser consistentemente estimada usando MCO.²¹

2. Pronóstico de Tasas de Interés de Corto Plazo

Mankiw y Miron (1985), utilizando un modelo simple basado en la hipótesis de expectativas (ajustado por una prima por riesgo) intentan examinar la capacidad para pronosticar cambios esperados en las tasas de interés de corto plazo con base en la estructura por plazos de tasas de interés.

Realizando algunas manipulaciones sencillas²² con el propósito de eliminar problemas econométricos que podrían surgir en caso de que las variables presenten paseos aleatorios en niveles, se obtiene que los cambios esperados de la tasa de interés de corto plazo ($E_t r_{t+1} - r_t$) se relaciona con la pendiente de la curva de rendimiento ($R_t - r_t$):

$$(E_t r_{t+1} - r_t) = -2\rho + 2 (R_t - r_t) \quad (3)$$

donde:

R_t es el rendimiento de un título por dos períodos,

r_t es el rendimiento de un título por un período,

E_t denota la expectativa formada durante el período t , y

ρ es un término de prima por riesgo (o liquidez) constante.

²¹ Un estimador más eficiente puede ser obtenido usando el procedimiento de "seemingly unrelated regression" (SUR) para más de una ecuación para diferentes plazos. Este estimador es particularmente relevante cuando los términos de error entre ecuaciones están contemporáneamente correlacionados.

²² Una aproximación de la hipótesis de expectativas está dada por: $R_t = \rho + 1/2 (r_t + E_t r_{t+1})$

Suponiendo que la tasa de interés de corto plazo efectiva es igual a la suma de la esperada más un error de pronóstico, $r_{t+1} = E_t r_{t+1} + v_{t+1}$, la ecuación (3) se convierte en:

$$(r_{t+1} - r_t) = \alpha + \beta (R_t - r_t) + v_{t+1} \quad (4)$$

donde, de acuerdo con la teoría, $\alpha = -2\rho$ y $\beta = 2$. Mediante el supuesto de que el término de error de la ecuación (4) es independiente de la variable explicativa, $R_t - r_t$, el estimador de MCO produce estimaciones consistentes de los coeficientes.

3. Prima por Riesgo en la Estructura por Plazos

Con el propósito de estimar la existencia de un prima por riesgo, Engle et al. (1987) define el exceso de rendimiento de un título de largo plazo en comparación con uno de corto plazo, y_t , como:

$$y_t = (1 + R_t)^2 - (1 + r_t)(1 + r_{t+1}) \quad (5)$$

el cual es aproximadamente igual a:

$$y_t \approx 2R_t - r_{t+1} - r_t \quad (6)$$

La posibilidad de que la prima promedio por riesgo varíe a través del tiempo puede ser analizado mediante la implementación de los procedimientos ARCH, GARCH, y ARCH-M, los cuales proporcionan estimaciones más eficientes.²³ Adicionalmente la prueba de CUSUM, desarrollada por Brown et al. (1975), puede ser utilizada para analizar la posible existencia de cambios estructurales.

²³ ARCH fue sugerido por Engle (1982), GARCH por Bollerslev (1986) y ARCH-M por Engle et al. (1987). Todos usan el estimador de máxima verosimilitud.

ANEXO 2

Comportamiento de las Tasas Reales de Interés

Este ensayo pretende realizar estimaciones de las tasas reales de interés esperadas con base en dos distintas metodologías, a saber, utilizando la fórmula tradicional y un enfoque de expectativas racionales.²⁴

1. Medida Convencional de las Tasas Reales de Interés

Una estimación estricta de la tasa real de interés esperada se ha sido realizado usualmente utilizando la siguiente fórmula:

$$r^e = (i - \pi^e) / (1 + \pi^e)^{25} \quad (7)$$

Puesto que la tasa esperada de inflación no es observable, esta variable deberá ser estimada. "Perfect Foresight" ha sido fuertemente sugerida por su menor complejidad y porque produce resultados que no parecen diferir enormemente de otras especificaciones. Técnicas de vectores autoregresivos, variables instrumentales o expectativas adaptables pueden ser utilizadas también alternativamente.

²⁴ La medición de las tasas reales de interés se realizará utilizando las tasas de interés sobre depósitos, aunque se reconoce que algunas diferencias podrían surgir si se utilizara las tasas de interés sobre préstamos, particularmente si los márgenes de intermediación financiera han estado cambiando a través del tiempo.

²⁵ En general, la tasa real de interés esperada se aproxima como la diferencia entre la tasa de interés nominal y la tasa de inflación, particularmente cuando ambas tasas son relativamente bajas.

2. Metodología de Expectativas Racionales

Una metodología alternativa que pretende obviar la estimación de la tasa esperada de inflación ha sido desarrollada por Mishkin (1981). Usando un enfoque de expectativas racionales, Mishkin deriva un procedimiento para estimar la tasa real de interés esperada, la cual consiste en regresionar la tasa real de interés realizada ("ex post") en función de un vector de variables relevantes.

Después de realizar varias manipulaciones algebraicas obtiene que:

$$r_t^p = Z_t \alpha + u_t - v_t \quad (8)$$

donde $v_t = \pi_t - E(\pi_t/I_{t,1})$ es el error de pronóstico de inflación.

Mediante el supuesto de expectativas racionales, $E[(u_t - v_t)/Z_t] = 0$, la ecuación (8) puede ser estimada consistentemente usando MCO. La tasa real de interés esperada puede ser consistentemente derivada como $Z_t \alpha$. La bondad de ajuste de esta estimación depende de si los residuos de la regresión de la tasa de interés realizada, $u_t - v_t$, presentan ruido blanco ("white noise") (Huizinga y Mishkin, 1986).²⁶ La posibilidad de algún cambio estructural en las tasas reales de interés esperadas se puede realizar utilizando la técnica "CUSUM" o la prueba convencional F (prueba de Chow).

3. Igualdad Internacional de las Tasas de Interés

Una prueba de la igualdad internacional de las tasas reales de interés es necesaria para determinar el efecto de las tasas externas de interés reales y por tanto el grado de influencia de

²⁶ Si el vector de variables Z_t incluye la mayor parte de la información relevante para predecir la tasa real, la variancia de los términos de error presentarán baja correlación serial de tal forma que los errores estándar reportados por los paquetes econométricos al usar MCO serán insignificantes.

la autoridades económicas nacionales. Cumby y Mishkin (1986; p.9) han sugerido analizar el grado de correlación entre las tasas de interés reales internas y extranjeras mediante la estimación de la regresión de la tasa de interés real esperada de un país en función de la de otro, de la siguiente manera:

$$r^{e,i}_t = \alpha + \beta r^{e,j}_t + w^i_t \quad (9)$$

Cuando el parámetro $\beta = 1$, significa que existe una completa relación entre las tasas de interés, mientras que si $\beta = 0$ la relación no existe del todo. La igualdad de los niveles de las tasas reales entre países requiere que las siguientes dos condiciones se cumplan simultáneamente: $\beta = 1$ y $\alpha = 0$.²⁷

Puesto que la tasa real esperada no es observable, la ecuación (9) no puede ser estimada directamente. Reemplazando la tasa de interés real esperada por la tasa efectiva más un error de pronóstico, esta ecuación se puede reescribir como:

$$r^{p,i}_t = \alpha + \beta r^{p,j}_t + w^i_t - e^i_t + \beta e^j_t \quad (10)$$

Esta relación puede ser estimada directamente porque las tasas de interés efectivas son observables. Sin embargo, hay que ser muy cuidadoso si los términos de error de esta regresión no son independientes de las variable explicativa $r^{p,j}_t$.

²⁷ En términos más estrictos, la igualdad de las tasas reales de interés entre países requiere que se cumplan simultáneamente tanto la condición de la paridad de la tasa de interés como la paridad del poder de compra.

ANEXO 3

**Factores Domésticos y Externos en la Determinación
de la Tasa de Interés**

Un análisis de las políticas internas y de las condiciones internacionales en la determinación de las tasas de interés puede ser de gran utilidad para una economía como la costarricense (semiabierta). La relativa importancia de ambos tipos de determinantes depende del éxito de las restricciones impuestas a los movimientos de capital.²⁸

1. Especificación Empírica

La derivación de un modelo general de determinación de tasas de interés, ya sea que se base en modelos reducidos (Edwards y Khan) o estructurales (Evans, 1985; Monadjemi y Kearney, 1991), podría venir dado por la siguiente ecuación:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 (i^* + D^e) + \alpha_2 \pi_t^e + \alpha_3 DF_t + \alpha_4 EOM_t + w_t \quad (11)$$

donde:

i_t = tasa de interés interna nominal,

i^* = tasa de interés internacional,

D_t^e = tasa esperada de depreciación (o apreciación),

DF_t = déficit fiscal,

²⁸ Si estas restricciones son relativamente bajas, las tasas de interés domésticas serán determinadas por condiciones internacionales (condición de la paridad de tasas de interés). Al contrario, si las restricciones son fuertes, las tasas de interés internas dependerán principalmente de condiciones domésticas.

EOM_t = exceso de oferta monetaria, y

π_t^e = tasa esperada de inflación,

De acuerdo con la ecuación (11), la tasa de interés nominal interna es determinada por el rendimiento obtenido en activos extranjeros, la tasa esperada de inflación, el déficit fiscal, y el exceso de oferta monetaria.

Los procedimientos econométricos utilizados para estimar este modelo, sin embargo, pueden variar significativamente dependiendo de los supuestos que se hagan. Gochoco (1991), utiliza el procedimiento de "seemingly unrelated regression (SUR)." Evans (1985, 1987a), por otra parte, sugiere sustituir las variables no observables como una función de las variables fiscales y monetarias.²⁹ Para efectos de estimación, Evans recomienda, entre otras, la utilización de la técnica de vectores autorregresivos. La utilización de la técnica de cointegración podría también ser recomendable. En este caso, sin embargo, la técnica es más compleja que la que se expone en este documento.

²⁹ De esta manera se obvia la estimación de las variables no observables (inflación y devaluación esperadas) y se estima el comportamiento de las tasas de interés en función de variables de política económica; además de que se podrían evitar algunos problemas de multicolinealidad.

Referencias

- Blejer, Mario I. (1982) "Interest Rate Differentials and Exchange Risk: Recent Argentine Experience," *IMF Staff Papers*, Vol. 29, No.2 (June), 270-279.
- Bollerslev, T. (1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." *Journal of Econometrics* 31: 307-327.
- Brown, R.L., J. Durbin, and J.M. Evans (1975) "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time." *Journal of The Royal Statistical Society*, Vol.37, 149-163.
- Chow, G.C. (1960) "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, v.28, (July), 591-605.
- Cumby, Robert (1988) "Is it Risk? Explaining Deviations from Uncovered Interest Parity", *Journal of Monetary Economics* 22 (September), 301-315.
- Cumby, R, and Mishkin, F. (1986) "The International Linkage of Real Interest Rates: The European-US Connection", *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, No. 1 March, 5-23.
- Cumby, Robert E., and Maurice Obstfeld (1980) "Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis," *NBER Working Paper Series*, Working Paper No. 537.
- Cumby, Robert E., and Maurice Obstfeld (1981) "A Note on Exchange-Rate Expectations and Nominal Interest Differentials. *The Journal of Finance* 36, 697-703.
- Cumby, Robert E., and Maurice Obs*feld (1984) "International Interest Rate and Price Level Linkage under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence", in J. Bilson and R. Marston (Eds.) *Exchange Rates: Theory and Practice*, Chicago, University of Chicago Press, 121-151.
- Dwyer, Gerald P., Jr. (1982) "Inflation and Government Deficits". *Economic Inquiry* (July), 315-29.
- Dwyer, G.P., Jr. (1985) Federal Deficits, Interest Rates, and Monetary Policy, *Journal of Money, Credit, and Banking* 17, 655-681.
- Edwards, Sebastian (1985) "Money, the Rate of Devaluation and Interest Rates in a Semi-open Economy: Colombia, 1968-1982". *Journal of Money, Credit and Banking* 17, 59-68.

- Edwards, Sebastian, and Mohsin S. Khan (1985) "Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework," *IMF Staff Papers*, (September), 377-403.
- Engle, Robert F. (1982) "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." *Econometrica*, Vol. 50, No.4 (July), 987-1007.
- Engle, R.F., and C.W.J. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 251-276.
- Engle, Robert F., David M. Lilien, and Russell P. Robins (1987) "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model." *Econometrica*, Vol.55, No.2 (March), 391-407.
- Evans, Paul (1985) "Do Large Deficits Produce High Interest Rates?" *American Economic Review* 75, 68-87.
- Evans, Paul (1986) "Is the Dollar High Because of Large Budget Deficits?" *Journal of Monetary Economics* 18, 227-249.
- Evans, Paul (1987a) "Do Budget Deficit Raise Nominal Interest Rates: Evidence From Six Countries". *Journal of Monetary Economics* 20, 281-300.
- Evans, Paul (1987b) "Interest Rates and Expected Future Budget Deficits in the United States". *Journal of Political Economy* 94, (February), 34-58.
- Evans, Paul (1988) "Are Government Bonds Net Wealth? Evidence for the United States," *Economic Inquiry*, Vol. XXVI, (October), 551-566
- Fama, Eugene F. (1977) "Interest Rates and Inflation: The Message in the Entrails", *American Economic Review*, vol. 67, no. 3, (June), 487-496.
- Fama, Eugene F. (1984a) "The Information in the Term Structure." *Journal of Financial Economics* 13, 509-528.
- Fama, Eugene F. (1984b) "Forward and Spot Exchange Rates." *Journal of Monetary Economics* 14, 319-338.
- Feldstein, M. and Eckstein, O. (1970) "The Fundamental Determinants of the Interest Rate", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 4, (November), 363-375.
- French, Kenneth R., G. William Schwert, and Robert F. Stambaugh (1987) "Expected Stock Returns and Volatility." *Journal of Financial Economics* 19, 3-29.

- Frenkel, Jacob A., and Richard M. Levich (1975) "Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits," *Journal of Political Economy*, Vol. 83, 325-38.
- Galvis, Vicente (1982) "Analytical Aspects of Interest Rates in Less-Developed Countries." *Savings and Development*, VI, 2.
- Gochoco, Maria S. (1991) "Financial Liberalization and Interest Rate Determination: The Case of Philippines, 1981-1985". *Journal of Macroeconomics*, Vol. 13, No. 2, (Spring), 335-350.
- Gonzalez-Vega, Claudio (1982) "Arguments for Interest Rate Reform". *Savings and Development*, VI, 3.
- Granger, C.W. (1986) "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No.3, 213-228.
- Granger, C.W. and A.A. Weiss (1983) "Time Series Analysis of Error Correction Models," in S. Karlin, T. Amemiya, and L.A. Goodman (eds.), *Studies in Econometric Time-Series and Multivariate Statistics* (New York: Academic Press), UCSD Discussion Paper 82-128.
- Hoelscher, Gregory (1986) "New Evidence on Deficits and Interest Rates". *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 18, No. 1 (February).
- Khor, Hoe E., and Liliana Rojas-Suarez (1991). "Interest Rates in Mexico: The Role of Exchange Rate Expectations and International Creditworthiness", *IMF Staff Papers*, Vol. 38, No.4 (December), 850-871.
- Leamer, E.E. (1985) "Vector Autoregressions for Causal Inference", in K. Brunner and A. Meltzer (eds.), *Understanding Monetary Regimes* (supplement to *Journal of Monetary Economics*), 255-304.
- Lizondo, Jose Saul (1983a), "Interest Differential and Covered Arbitrage," in *Financial Policies and the World Capital Market: The Problem of Latin American Countries*, ed. by Pedro Aspe, Rudiger Dornbusch, and Maurice Obstfeld, National Bureau of Economic Research (The University of Chicago Press, 1983).
- Makin, J. (1983b) "Real Interest, Money Surprise, Anticipated Inflation and Fiscal Deficits", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 3, (Autumm), 374-384.
- Mankiw, N. Gregory, and Jeffrey A. Miron (1986) "The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. CI, (May), Issue 2:211- 228.

- Mankiw, N. Gregory and Lawrence H. Summers (1984) "Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 223-242.
- Mark, N.C. (1985a) "Some Evidence on the International Inequality of Real Interest Rates", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 4, No. 2, (June), 189-208.
- Mark, N.C. (1985b) "A Note on International Real Interest Rates Differentials", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 67, No. 4, (November), 681-684.
- Mark, N.C. (1988) "Time-Varying Betas and Risk Premia in the Pricing of Forward Foreign Exchange Contracts", *Journal of Financial Economics*, 22, 335-354.
- Mark, N.C. (1990) "Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation", *Journal of International Economics* 28, 115-136.
- Mesalles-Jorba, Luis (1991) "*Pressure Group Influence on Policymaking: The Case of the Costa Rican Nationalized Banking System*," Ph.D. Dissertation, The Ohio State University.
- Mishkin, F. (1984a) "The Real Interest Rate: A Multi-Country Empirical Study", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 17, No. 2, (May), 283-311.
- Mishkin, F.S. (1984b) Are Real Interest Rates Equal Across Countries: An Empirical Investigation of International Parity Conditions, *Journal of Finance*, 39: 1345-1358.
- Mishkin, F. (1989) "Is the Fisher Effect for Real?" Mimeo, Columbia University.
- Mishkin, Frederic S. (1991) "A Multi-Country Study of the Information in the Shorter Maturity Term Structure about Future Inflation." *Journal of International Money and Finance* 10, 2-22.
- Moazzami, Bakhtiar (1990) "Interest Rates and Inflationary Expectations: Long-Run Equilibrium and Short-Run Adjustment", *Journal of Banking and Finance* 14, 1163-1170.
- Mundell, R. (1963) "Inflation and Real Interest", *Journal of Political Economy*, Vol. 71, No. 3, (June), 280-283.
- Nelson, C.R. and Plosser, C.I. (1981) Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, *Journal of Monetary Economics*, 10:139-162.
- Peek, Joel, and James A. Wilcox (1987) "Monetary Policy Regimes and the Reduced Form for Interest Rates." *Journal of Money, Credit, and Banking* 19 (August), 273-91.
- Pereira Sergio, and V. Sundararajan (1990) "Issues in Interest Rate Management and Liberalization" *IMF Staff Papers*, Vol. 37, No.4 (December), 735-752.

- Plosser, Charles I. (1987) "Further Evidence on the Relationship Between Fiscal Policy and the Term Structure". *Journal of Monetary Economics* (September), 343-68.
- Sargent, T. (1976) "Interest Rates and Expected Inflation: A Selective Summary of Recent Research", *Explorations in Economic Research*, No. 3, 303-325.
- Shaw, Edward S. (1973) *Financial Deepening in Economic Development*, Oxford: Oxford University Press.
- Stock, James and Mark Watson (1988), "Variable Trends in Economic Time Series", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2, No.3, 147-174.
- Villanueva, Delano and Abbas Mirakhor (1990) "Strategies for Financial Reforms: Interest Rate Policies, Stabilization, and Bank Supervision in Developing Countries. *IMF Staff Papers*, Vol. 37, No.3, (September), 509-536.