



BANCO DE GUATEMALA

Documentos de Trabajo

CENTRAL BANK OF GUATEMALA

Working Papers

No. 32

TASAS DE INTERÉS Y RECURSOS EXTERNOS

Año 1995

Autor:

Otto René Cuyán Paz*

*Economista por la Universidad de San Carlos de Guatemala.
M.A. por The American University, Washington, D.C.





BANCO DE GUATEMALA

La serie de Documentos de Trabajo del Banco de Guatemala es una publicación que divulga los trabajos de investigación económica realizados por el personal del Banco Central o por personas ajenas a la institución, bajo encargo de la misma. El propósito de esta serie de documentos es aportar investigación técnica sobre temas relevantes, tratando de presentar nuevos puntos de vista que sirvan de análisis y discusión. Los Documentos de Trabajo contienen conclusiones de carácter preliminar, las cuales están sujetas a modificación, de conformidad con el intercambio de ideas y de la retroalimentación que reciban los autores.

La publicación de Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros de la Junta Monetaria del Banco de Guatemala. Por lo tanto, la metodología, el análisis y las conclusiones que dichos documentos contengan son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no necesariamente representan la opinión del Banco de Guatemala o de las autoridades de la institución.

*****©*****

The Central Bank of Guatemala Working Papers Series is a publication that contains economic research documents produced by the Central Bank staff or by external researchers, upon the Bank's request. The publication's purpose is to provide technical economic research about relevant topics, trying to present new points of view that can be used for analysis and discussion. Such working papers contain preliminary conclusions, which are subject to being modified according to the exchange of ideas, and to feedback provided to the authors.

The Central Bank of Guatemala Working Papers Series is not subject to previous approval by the Central Bank Board. Therefore, their methodologies, analysis and conclusions are of exclusive responsibility of their authors, and do not necessarily represent the opinion of either the Central Bank or its authorities.

TASAS DE INTERÉS Y RECURSOS EXTERNOS



Otto René Cuyán Paz*

RESUMEN

Un componente muy importante de la transformación económica en Guatemala comenzó en 1989, mediante el proceso de modernización financiera.

El aspecto principal de política de las autoridades monetarias, hasta la fecha, ha sido el énfasis en la modernización financiera con el objeto de lograr el mejor crecimiento y desarrollo de la economía guatemalteca. Así, el sistema financiero se ha liberalizado progresivamente como parte del proceso de reforma.

El propósito de este documento se centra en el análisis del comportamiento de las tasas de interés interna y externa y del nivel de recur-

sos provenientes del exterior. Lo primero porque, a partir del segundo semestre de 1989, se liberalizó el establecimiento de las tasas de interés bancaria del sistema financiero guatemalteco, las cuales han estado sobre el nivel que muestran las tasas de interés externas, por lo que se pretende determinar la independencia o relación entre dichas variables. Lo segundo, porque el nivel de recursos provenientes del exterior ha crecido significativamente en los últimos años.

El análisis que se realiza abarca el periodo enero de 1990 a enero de 1995. Además, el documento estima relaciones de largo y corto plazos para identificar los determinantes de los flujos de recursos externos por la correspondiente generalización de cointegración de Granger y Engel, y el enfoque de corrección de errores acerca del análisis de series de tiempo.

Los resultados muestran que las reservas monetarias internacionales netas dependen positivamente de la diferencia de rendimiento de inversión y de la tasa de interés real, ambos en el largo y corto plazos.

Las pruebas de estabilidad de parámetros para la relación de corto plazo indican que la

* Economista por la Universidad de San Carlos de Guatemala. M.A. por The American University, Washington, D.C. Jefe III, Sección de Investigaciones Económicas, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco de Guatemala. El autor agradece a los M.A. Mario García Lara, Juan Carlos Castañeda, José Carlos Castañeda, funcionarios del Banco de Guatemala; M.A. Erick Vaidés, compañero de la Sección Económica, y al Dr. Rogelio Arellano C., Jefe del Depto. de la Escuela de Ciencias Sociales de la Universidad de las Américas, Puebla, México, por los comentarios y las observaciones efectuados al borrador de este trabajo.

estimación de los mismos, es estable en el periodo de la muestra. Con lo cual se concluye que las variables diferencia de rendimiento de inversión y tasa real de interés, son las dos a las que la autoridad monetaria puede dar seguimiento para influir, si ese fuera el caso, sobre las reservas monetarias internacionales.

INTRODUCCIÓN

En este documento se estudia el comportamiento de las tasas de interés internas y externas, así como su vinculación con las variables representativas de los recursos provenientes del exterior, para el periodo enero de 1990 a enero de 1995. Al efecto, se recurre al enfoque de cointegración y a los mecanismos de corrección de error, los que permiten la separación entre largo y corto plazos en los determinantes de los flujos de recursos externos.

Recientemente se ha elaborado un estudio que analiza la liberalización de la tasa de interés sobre la actividad productiva. Para el caso de Guatemala, el estudio comprende: algunos aspectos teóricos sobre los determinantes de la inversión, enfatizando la importancia de la tasa de interés; una evaluación del comportamiento del financiamiento bancario, así como de la tasa de interés bancaria activa, nominal y real; un análisis del comportamiento de los activos de los bancos productivos en inversión real, y de la forma en que la inversión de las entidades bancarias en valores públicos es representativa de la inversión financiera¹.

A diferencia de tal estudio, el presente parte de la premisa de que el proceso de modernización del sistema financiero nacional, que se ha venido llevando a cabo en los últimos años, ha implicado una mayor integración del mercado financiero nacional con los mercados finan-

cieros internacionales. En caso de existir dicha integración, debería observarse una relación entre las tasas de interés interna y la externa. Es decir, que las tasas de interés del país pueden depender de la tasa de interés prevaleciente en los centros financieros internacionales, o de la tasa de devaluación esperada de la moneda del país frente a la del centro financiero, de los costos de arbitraje y del riesgo cambiario.

En este contexto, el primer objetivo de este trabajo es aportar evidencia empírica sobre la validez de la siguiente hipótesis: «El comportamiento reciente de la tasa de interés en Guatemala ha estado vinculado estrechamente a las percepciones acerca de las tasas de interés internacionales; se presume que el rendimiento implícito de inversión será indiferente de si se realiza en el mercado interno o externo».

La metodología adoptada para comprobar empíricamente la hipótesis está presente en la sección II. A causa de algunas diferencias importantes en los niveles de tasas de interés del mercado interno, respecto a las tasas de interés del mercado externo, la hipótesis se extiende a determinar la independencia de las tasas nominales y reales de dichos mercados.

Un segundo objetivo tiene que ver con el comportamiento observado en los últimos años en cuanto a las disponibilidades de recursos provenientes del exterior, es decir, el alto volumen de entradas de capital. Se afirma que el volumen de recursos se debe a la diferencia manifestada en las tasas de interés del mercado interno respecto al externo. En tal sentido, este informe se propone determinar cuál ha sido la variable representativa del costo del dinero, misma que puede ser interna o externa, nominal o real, que ha determinado el flujo de recursos del exterior.

El propósito de esta parte del estudio es estimar las relaciones de largo y corto plazos, para establecer los determinantes de los flujos de recursos externos; para ello se aplican los

¹ Documento elaborado por el licenciado Álvaro Roberto Maldonado Velásquez, titulado "Incidencia de la liberalización de la tasa de interés sobre la actividad productiva". Publicado en el *Boletín Informativo* del Banco de Guatemala, Año VI, 30 de septiembre de 1994. No. 110.

principios del enfoque de cointegración y corrección de errores², acerca del análisis de series de tiempo.

Los resultados, que combinan lo relativo a la tasa de interés y su relación con variables externas, conducen a una implicación importante de política; específicamente, responder al siguiente planteamiento: Si las tasas de interés nominales bancarias, en el caso de Guatemala, desde 1989, se determinan por medio de las fuerzas del mercado, ¿qué variable o variables pueden ser objeto de seguimiento por parte de la Autoridad Monetaria, para influir sobre las variables que representan los recursos provenientes del exterior, como puede ser el nivel de reservas internacionales? Para el efecto se aplican los conceptos de exogeneidad, descritos en la sección II.

El contenido del estudio se organiza como se indica a continuación. La sección I plantea los aspectos teóricos involucrados en el arbitraje cubierto de intereses. La sección II presenta la metodología utilizada. En la sección III, se realiza una breve descripción de la evolución de las tasas de interés nominal de Guatemala, cuyo establecimiento ha sido libre desde 1989; del comportamiento de las reservas monetarias internacionales y del de las tasas de interés externas, para el periodo que va desde enero de 1990 a enero de 1995. La sección IV presenta los resultados obtenidos de aplicar pruebas a dichas variables de independencia, cointegración y exogeneidad. Finalmente, se presentan las conclusiones, un apéndice que contiene las notas generales, la bibliografía consultada y los anexos.

I. ASPECTOS TEÓRICOS

Arbitraje cubierto de intereses

El arbitraje surge de la tendencia natural de los capitales financieros a moverse entre

² Modelo de Corrección de Errores; ha sido ampliamente utilizado en economía, con base en la idea de que el desequilibrio de un periodo se corrige en el siguiente.

países, con el objeto de beneficiarse con mayores rendimientos en inversiones a corto plazo. Por medio del mercado de cambio a futuro, los arbitrajistas pueden protegerse contra el riesgo de alteraciones en la tasa de cambio de contado o presente durante el período de su inversión.

El arbitraje relaciona económicamente los mercados de capitales geográficamente separados, al aprovechar estos la oportunidad de beneficio mediante las diferencias internacionales de tasas de interés, que existen en un punto dado del tiempo.

El arbitraje se define, entonces, como la transferencia internacional de activos monetarios presentes con fines de inversión de corto plazo, cubierta por medio de una transacción simultánea de futuros en dirección opuesta.

El arbitrajista de intereses es un agente económico, poseedor de un capital líquido inicial (Q), en la moneda interna, (g), o extranjera (e), que enfrenta en el momento presente, (t), los siguientes precios de mercado:

- La tasa de interés interna, i_g
- La tasa de interés externa, i_e
- El tipo de cambio presente o contado, TC_p , y
- El tipo de cambio futuro o a término, TC_f .

Para simplificar el análisis se supone que: 1) existen solo dos países, el local, g , y el extranjero o «resto del mundo», e , entre cuyas monedas hay perfecta convertibilidad; 2) inicialmente no existen costos de transacción al movimiento de capitales; 3) se llama T a la duración del contrato tipo, por ejemplo a tres meses; 4) en cada país se considera una sola tasa de interés, representativa de inversiones en activos financieros de corto plazo.

El arbitrajista en el país interno g , poseedor de Q en dinero local, enfrenta como datos i_g , i_e , TC_p y TC_f , y debe decidir en qué mercado financiero invertirá su capital.

Si lo invierte en g obtendrá $Q(1+ig)$, al cabo de T períodos. Alternativamente, puede invertirlos en el país «e» convirtiendo previamente su capital a la moneda de «e», obteniendo así:

$$\frac{Q}{TCp} (1+ie) \quad (1)$$

Como desea cubrirse contra el riesgo de una alteración en TCp durante el tiempo en que su capital permanece invertido en el exterior, simultáneamente con su compra de cambio extranjero venderá al tipo de cambio futuro vigente el producto de su inversión, y obtendrá:

$$\frac{Q}{TCp} TCf (1 + ie) \quad (2)$$

Si ambas opciones de inversión están abiertas al arbitrajista interno debido a la libertad de conversión monetaria, será indiferente escoger una u otra vía, al cumplirse la condición de equilibrio, con costos de operación y riesgo nulos:

$$Q(1+ig) = \frac{Q(1+ie) TCf}{TCp} \quad (3)$$

Si se cumple la anterior igualdad, será indiferente invertir en el mercado interno o en el externo. Por el contrario, si se cumple una de las relaciones de desigualdad siguientes, será condición para que exista un flujo o influjo de capitales del país g :

$$Q(1+ig) < \frac{Q(1+ie) TCf}{TCp} \quad (4)$$

En el agregado, para todos los arbitrajistas, la primera relación es condición para que el arbitraje sea hacia el exterior, o salida de capitales líquidos o importación de activos financieros externos. Asimismo, la segunda relación denota la condición para que el arbitraje sea hacia adentro, o entrada de capitales líquidos o

exportación de activos financieros locales.

II. METODOLOGÍA

En primer lugar, con el propósito de dar carácter empírico a las relaciones 3 y 4, planteadas anteriormente, se prueba la hipótesis de independencia utilizando los coeficientes de correlación cruzada, mediante la siguiente expresión:

$$C = N \sum_{-n}^{+n} r_c^2 \quad (5)$$

Donde:

- C = Estadístico que se distribuye como X^2
- N = Tamaño de la muestra
- $+n$ = Número de anticipos
- $-n$ = Número de atrasos
- r_c^2 = Coeficiente de correlación cruzada.

Comparado con el correspondiente valor de la distribución χ^2 permite rechazar o aceptar la hipótesis de independencia de dos series.

La función de correlación cruzada estima la correlación entre una serie de tiempo Y_t y una segunda serie X_t como una función del rezago o diferencial del tiempo t . Es particularmente útil para determinar si dos series cronológicas están correlacionadas, es decir, si una precede a la otra.

Por otra parte, a resultados de los altos niveles de recursos externos que han ingresado al país en los últimos años, como se mencionó anteriormente, uno de los objetivos de este trabajo es encontrar qué variable o variables, desde el punto de vista del costo del dinero (interno o externo, nominal o real), han determinado dichos flujos de recursos, toda vez que las tasas de interés nominales domésticas se determinan libremente.

De encontrar alguna relación o relaciones - si bien tales relaciones de largo plazo pueden suponerse válidas como aquellas que tienden al equilibrio³, eligiendo un plazo extenso- la importancia de las mismas para los fines mencionados hace necesario un esfuerzo de evaluación empírica.

En este trabajo se aplican las técnicas de cointegración desarrolladas por Dickey-Fuller, Granger-Engle, con el propósito de encontrar las posibles relaciones de largo plazo. Para el efecto se describe en forma resumida tal técnica.

Estacionariedad y raíces unitarias

Ha sido comprobado empíricamente que la mayoría de las series económicas muestran una tendencia estocástica⁴ en su comportamiento; esta situación puede invalidar el análisis econométrico tradicional cuando las regresiones son realizadas en niveles. Hecho que presentó empíricamente Granger y Newbold (1974), y formalizado posteriormente por Phillips (1986), quien desarrolló una teoría asintótica general sustentada en las conclusiones alcanzadas por Granger y Newbold.

Lo anterior hace necesario, antes de realizar el análisis de regresión, contrastar la hipótesis nula de la presencia de una tendencia estocástica para cada una de las variables a ser incluidas en el modelo. En aquellos casos donde la prueba muestra evidencia favorable a la hipótesis nula, será esencial transformar las series para obtener estacionariedad⁵, enten-

diendo la estacionariedad de un proceso como la propiedad de que su media, su varianza y su covarianza no varíen en el tiempo.

La literatura concerniente al contraste de la hipótesis mencionada en el párrafo anterior es bastante extensa. No obstante, en este trabajo se utilizan las pruebas en regresiones, desarrolladas por Dickey (1976) y Dickey y Fuller (1979), debido a su simplicidad respecto a la mayoría de las pruebas existentes.

En tal sentido, es necesario definir que una serie no estacionaria X_t es integrada de orden d , si ella puede ser convertida en un proceso estacionario cuando se diferencia d veces; comúnmente se usa la notación $X_t \sim (d)$. De acuerdo con esta definición, el proceso:

$$X_t = \mu + \delta * T + \alpha * X_{t-1} + u_t \quad (6)$$

donde:

μ : es el promedio predecible de incremento de X_t en cada periodo,

T : representa una variable de tendencia, y

u_t : es serialmente no correlacionado y $E[u_t]=0$ y $V(u_t)=\sigma^2$ y δ y α : parámetros a estimar

es un proceso integrado de orden 1 cuando $\alpha=1$, o equivalente; se dice que la ecuación tiene raíz unitaria y es denominado como un proceso estocástico en diferencias, siendo la primera diferencia de la serie la transformación apropiada para eliminar la tendencia estocástica y obtener estacionariedad.

Dickey y Fuller (1979) utilizan una regresión equivalente a la anterior, como:

$$\Delta X_t = \mu + \delta * T + (\alpha - 1) * X_{t-1} + u_t \quad (7)$$

³ La idea intuitiva detrás de esta aproximación es que algunas series económicas pueden oscilar ampliamente, pero que también es de esperarse que algunas de estas se comporten con una misma tendencia estocástica en el largo plazo. Es decir, que la noción de equilibrio se encuentra detrás de estas afirmaciones, entendiéndose por equilibrio, un punto estacionario caracterizado por fuerzas que tienden a hacer volver a la economía hacia dicho estado siempre que se salga de él.

⁴ Un ejemplo simple: el comportamiento de una variable X que es creciente a lo largo del tiempo.

⁵ La estacionariedad se refiere a un proceso estocástico que es invariante en el tiempo.

para contrastar la hipótesis nula (H_0): $\beta=(a-1)=0$, considerando el caso general, donde se incluye (μ) y tendencia (T). El contraste de hipótesis asociado a esta regresión es conocido como el Test de Dickey Fuller (DF).

Debido a que en la regresión (7) $\Delta X_t \sim I(0)$ y $X_{(t-1)} \sim I(1)$, el estadístico t , comúnmente usado para contrastar $\beta=0$, y el estadístico F para la hipótesis $\beta=0$ y $\partial=0$, no tienen las distribuciones estándar t de student y F , deberán ser utilizados los valores críticos tabulados por Fuller (1979) y Dickey-Fuller (1981).

La presencia de correlación serial en los residuos en 7 fue resuelta por Dickey-Fuller (1981) adicionando rezagos de la variable dependiente; por ello la prueba asociada es llamada Dickey-Fuller aumentada (DFA). Esta es la prueba más ampliamente utilizada en la práctica para determinar el orden de integración, y la distribución del estadístico de contraste es asintóticamente la misma que en el caso de la prueba DF, por lo que los mismos valores críticos se aplican en este caso.

Cointegración

El siguiente paso tiene que ver con la búsqueda de la relación de largo plazo, para lo cual ya han sido encontradas las correspondientes variables estacionarias que, en general, medirán las relaciones de equilibrio de corto plazo entre las variables.

Es importante, antes de avanzar en este estudio, explicar y definir los conceptos asociados a ese análisis.

Como se mencionó anteriormente, el hecho de que la mayoría de las series macroeconómicas presenten una tendencia estocástica, invalida los procedimientos de inferencia usuales, cuando se hace la regresión de tales variables en niveles, ya que el requerido supuesto de estacionariedad podría no ser válido. Esto es debido a que, en general, la combinación lineal de dos o más series $X_t \sim I(1)$ y $Y_t \sim I(1)$ será $(aX_t + bY_t) \sim I(1)$. Sin

embargo, si existe una relación de largo plazo enlazando sus tendencias estocásticas, esta es capturada por una combinación lineal específica, la cual es $I(0)$.

Esta situación puede ser generalizada para definir el concepto de cointegración como sigue: El vector $X_t (n \times 1)$ de n variables se dice que es cointegrado de orden (d, b) si cada una de las variables es $I(d)$ y además existe una combinación lineal $a \cdot X_t$, la cual es $I(d-b)$; esto es denotado $X_t \sim CI(d-b)$.

Engle y Granger (1987) propusieron una estimación de dos etapas (apropiada para el caso bivariable), donde la relación de cointegración es estimada en una regresión estática, y entonces esta relación se incluye, en la segunda etapa, en una regresión para estimar consistentemente (como ellos lo demostraron) los demás parámetros de un modelo con corrección de errores.

Este procedimiento, aunque relativamente simple de aplicar, tiene algunas desventajas, tales como el hecho de que las pruebas estadísticas usadas para determinar la existencia de cointegración no son invariantes con respecto a la presencia de parámetros irrelevantes perturbadores en cada aplicación.

Pero una falla más importante concierne al número de relaciones cointegrantes que podrían existir cuando en el análisis se consideran más de dos variables. En tal situación no hay certidumbre respecto a la unicidad de la relación de cointegración que enlaza las variables, como es el caso cuando solo se estudian dos variables. El procedimiento de Engle y Granger no permite la posibilidad de estimar más de un vector cointegrante⁶.

⁶ Un procedimiento más completo para pruebas de cointegración es el propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), el cual permite determinar la presencia de más de un vector de cointegración.

Engle y Granger (1987) han mostrado que cualquier conjunto de series de tiempo cointegradas tiene una corrección de errores, que refleja el mecanismo de ajuste de corto plazo. Esto se llama el «teorema de representación de Granger». El modelo de corrección de errores de dos etapas de Engle-Granger provee un modo de separar las propiedades de la información de largo y de corto plazos. En la primera etapa, una regresión de cointegración se calcula para obtener un vector cointegrante entre las variables. Para ello se emplea un modelo tradicional econométrico que incluye variables y sus rezagos, en niveles, y estima la ecuación por mínimos cuadrados ordinarios. Si la estimación de mínimos cuadrados ordinarios rinde una serie residual estacionaria, entonces existe una relación de cointegración entre estas variables. Entonces, como se anotó arriba, según el teorema de representación de Granger, existe una representación de corrección de errores. La estimación de la regresión de cointegración y la reformulación del modelo en primeras diferencias, produce un término que representa el alcance de la corriente «error» en el largo plazo de equilibrio. Como resultado, el mecanismo de ajuste de corto plazo se obtiene en la segunda etapa.

Con respecto al vector cointegrante estimado en la primera etapa del modelo, Engle-Granger, Stock y Watson (1988) demostraron que cuando las variables son cointegradas, la estimación de mínimos cuadrados ordinarios del vector cointegrante provee un «superconsistente» estimador del vector cierto, en el sentido de que los estimadores convergen a los parámetros verdaderos mucho más rápido que en el caso de los estimadores econométricos tradicionales.

El modelo de corrección de errores muestra que el ajuste de corto plazo de una variable es afectado por el error de equilibrio del periodo anterior (u_{t-1}), que proviene de la relación de largo plazo y de los cambios rezagados de las variables que comúnmente entran en la función de corto plazo. Si el sistema ha de retornar

al equilibrio, el coeficiente de U_{t-1} , a, por ejemplo, debe ser negativo.

Para el caso que nos interesa, con el fin de determinar si el control u observación de las tasas de interés (u otra variable) es relevante, resulta necesario establecer si la relación entre dicha variable y el agregado externo, se puede ver perturbada de manera significativa por factores exógenos. Para eso, se propone aplicar pruebas de estabilidad estructural.

Las pruebas de CUSUM cuadrado (CUSUM-Q) se basan en el estudio de los residuos recursivos. Se considera que la suma de los residuales recursivos debe aumentar monótonicamente cuando no hay quiebres. Con cada interacción, el valor del estadístico debe aumentar en una proporción similar⁷.

Además, como se desprende de lo anterior, la cointegración por sí misma provee una útil herramienta conceptual y empírica. Sin embargo, para derivar implicancias para el análisis de política, es necesario establecer la estabilidad estructural e introducir otro concepto, el de exogeneidad.

La exogeneidad de una variable depende críticamente de los parámetros de interés del investigador y del propósito. Existen diferentes tipos de exogeneidad: débil, fuerte y superexogeneidad; dependiendo de si el propósito es la inferencia estadística, la predicción o el análisis de política⁸.

Es decir, otra de las respuestas a las fallas del enfoque econométrico tradicional se basa en los tres diferentes conceptos de exogeneidad definidos por Engle, Hendry y Richard (1989): débil, fuerte y superexogeneidad. Estos permi-

⁷ Para contrastar la formulación del estadístico CUSUM-Q de estabilidad, véase, Alfonso Novales, *Econometría*.

⁸ Una amplia descripción teórica sobre exogeneidad está en Hildegart A. Ahumada. *Una nota sobre exogeneidad, estabilidad de las relaciones econométricas y la refutabilidad de la crítica de Lucas, y Notas Introductorias a la econometría dinámica*.

ten establecer que la inclusión de una variable explicativa es válida únicamente en el caso de estimación y evaluación del modelo, cuando la variable es débilmente exógena; para —adicionalmente— realizar proyecciones si la variable es fuertemente exógena, y además, para efectuar simulaciones de política cuando se está en presencia de superexogeneidad.

Las diferentes nociones de exogeneidad pueden sintetizarse de la siguiente manera: si la variable Y es explicada por X , esta última es débilmente exógena para Y , si X no es explicada por Y . Si el valor rezagado de Y tampoco explica a X , entonces X es fuertemente exógena para Y . Si, adicionalmente, el proceso que genera los valores de X no afecta al vector de parámetros de Y , entonces se dice que X es superexógena para Y .

En efecto, para probar la exogeneidad débil de la relación de corto plazo, se propone realizar pruebas de constancia de los parámetros correspondientes a cada variable explicativa. La prueba procede de estimar el modelo en forma recursiva, y para cada observación calcular el parámetro estimado, junto con un intervalo de confianza de 2 desviaciones estándar.

Para determinar la exogeneidad fuerte se requiere que la variable endógena no cause, en el sentido de Granger, a las variables del lado derecho de la ecuación.

La prueba de causalidad de Granger, desarrollada en 1969, se define como sigue: una variable se dice causada tipo Granger por otra variable X , si los valores actuales de Y pueden predecirse con la mejor exactitud por usar valores pasados de X . Puede verse que el concepto de causalidad de Granger no implica una relación «evento resultado», sino más bien se basa en la previsibilidad. En otros términos, se trata de encontrar que X Granger ocasiona e implica que X tiene importante poder de previsibilidad incremental en la evolución de Y .

En cuanto a la superexogeneidad, la primera condición a verificar para no rechazar el supuesto de exogeneidad es la estabilidad de los parámetros del modelo condicional ($Y_t \setminus X_t$). Si la variable X_t ha de considerarse como superexógena para los parámetros de interés, entonces es necesario completar la evaluación mediante la construcción de un modelo marginal de X_t que sea no constante en el periodo muestral. Si se cumple esta condición para X_t se dice que existe superexogeneidad.

De consiguiente, las consideraciones relativas a exogeneidad no son establecidas a priori, sino que pueden ser determinadas por medio de pruebas apropiadas, obteniéndose de esta manera el correspondiente status de cada una de las variables en el sistema.

Antes de presentar los resultados de la metodología sugerida, se considera adecuado formular la siguiente descripción.

III. VARIABLES RELEVANTES PARA EL ANÁLISIS

En 1989 se emprendió la modernización del sistema financiero en Guatemala. En efecto, en la segunda mitad de dicho año se acordó liberalizar las tasas de interés del sistema bancario. No obstante haberse aplicado dicha medida, al finalizar el año las tasas de interés permanecieron invariables.

A partir de febrero de 1990, como resultado de que el banco central intensificó las operaciones de mercado abierto, se ejercieron presiones hacia el alza en las tasas de interés activas, habiéndose situado en 20% a partir de marzo del mismo año.

El comportamiento de dicha tasa ocurrió en función del nivel de tasas establecidas en las operaciones de mercado abierto del banco central. La tasa de interés activa nominal se incrementó gradualmente, y llegó, en mayo de 1991, a un punto máximo de 24.4%, nivel en que permane-

ció hasta septiembre de ese año. Posteriormente, registró una tendencia descendente, hasta situarse en un nivel de 18.2%, en mayo de 1992, producto de una disminución en las operaciones de mercado abierto.

En el segundo semestre de dicho año, la Junta Monetaria acordó un encaje bancario remunerado del 3.5% sobre las obligaciones encajables, lo cual provocó un incremento en las tasas de interés, propiciado también por un mayor volumen de operaciones de mercado abierto realizadas por el banco central.

Durante la mayor parte de 1993, las tasas de interés del sistema bancario mostraron una tendencia hacia el alza. En efecto, la tasa de interés activa anual de los bancos del sistema se incrementó 3.5 puntos porcentuales, al pasar de 21.3% en diciembre de 1992 a 24.8% en abril de 1993, debido, principalmente, a un aumento en la tasa de encaje por inversión obligatoria a partir de la última fecha. El ritmo de crecimiento de la tasa activa se desaceleró, puesto que su incremento desde finales de abril hasta diciembre fue de 0.9 puntos porcentuales, situándose a dicho mes en 25.7%. Por su parte, la tasa pasiva de interés tuvo también un comportamiento al alza, al pasar de 11.3% en diciembre de 1992 a 13.7% en diciembre de 1993.

En lo correspondiente al comportamiento de las tasas de interés en 1994, la tasa de las operaciones activas de los bancos registró una tendencia hacia la baja desde marzo, lo cual estuvo asociado, por una parte, a las medidas adoptadas por la autoridad monetaria en cuanto a la reducción de la tasa de encaje no remunerado y de los niveles de operaciones de mercado abierto, esto último a partir de agosto; y, por otra, al sobredimensionamiento de liquidez. Como resultado, la tasa de interés activa registró a diciembre una reducción de 5.5 puntos porcentuales, respecto al nivel observado al finalizar 1993.

Por su parte, la tasa de interés activa real, en el periodo de referencia, fue considerablemente negativa hasta enero de 1991, debido básicamente al significativo incremento en el nivel de precios.

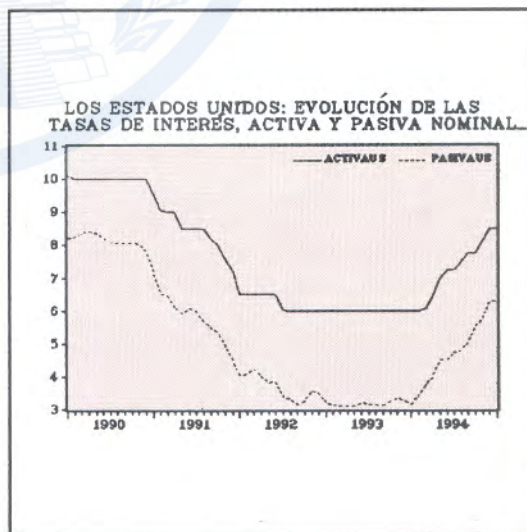
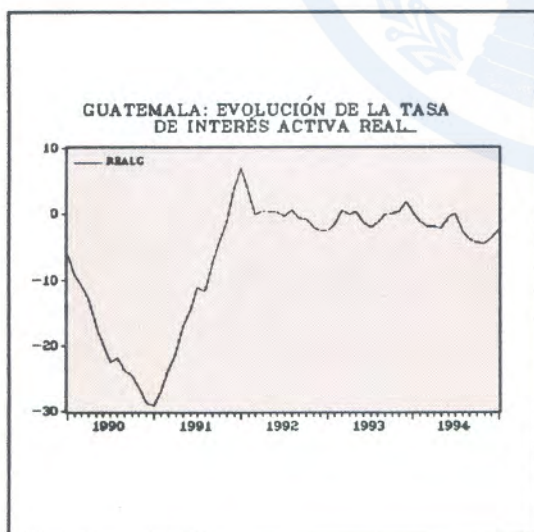
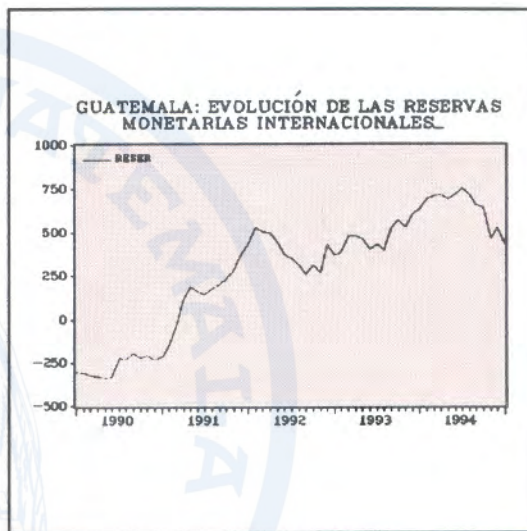
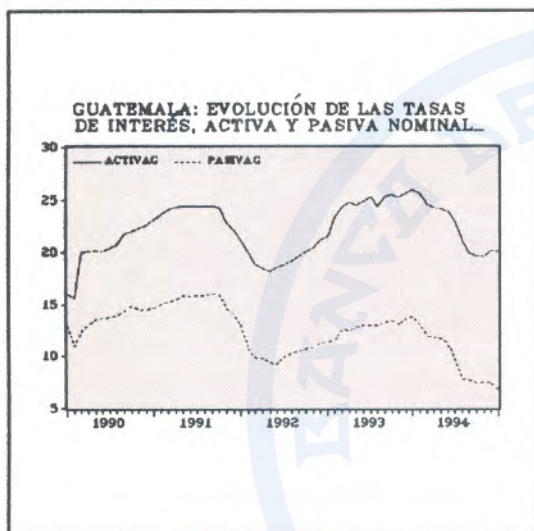
Posteriormente a esa fase de inestabilidad, la tasa de interés activa real volvió a ser favorable, e incluso alcanzó niveles positivos superiores a los registrados durante el lapso anterior a la liberalización.

En el periodo analizado, el ingreso de recursos provenientes del exterior, a partir de abril de 1994, registró un crecimiento importante. En efecto, luego de que durante 1990 el nivel de reservas monetarias internacionales netas fue negativo, se produjo un aumento significativo, hasta alcanzar un nivel de US\$ 750.0 millones en julio de 1994; disponibilidad de recursos que fue estimulada por el hecho de que las tasas de interés internas estuvieron en niveles sustancialmente superiores al de las tasas de interés internacionales. En efecto, en el periodo enero de 1990 a enero de 1995, el promedio de las tasas de interés en Guatemala fue, para la activa, 22.1%, y para la pasiva, 12.3%; mientras que las tasas de interés en los Estados Unidos, en promedio, para el periodo indicado, fueron de 7.6% la activa y 5.1% la pasiva.

Resulta importante señalar que antes de marzo de 1994, el tipo de cambio no estuvo determinado libremente, sino que era administrado por las autoridades mediante el sistema de venta pública de divisas; a partir de dicho mes se estableció el sistema de determinación libre del tipo de cambio.

GRÁFICAS 1

EVOLUCIÓN DE TASAS DE INTERÉS Y RESERVAS MONETARIAS INTERNACIONALES



IV. RESULTADOS

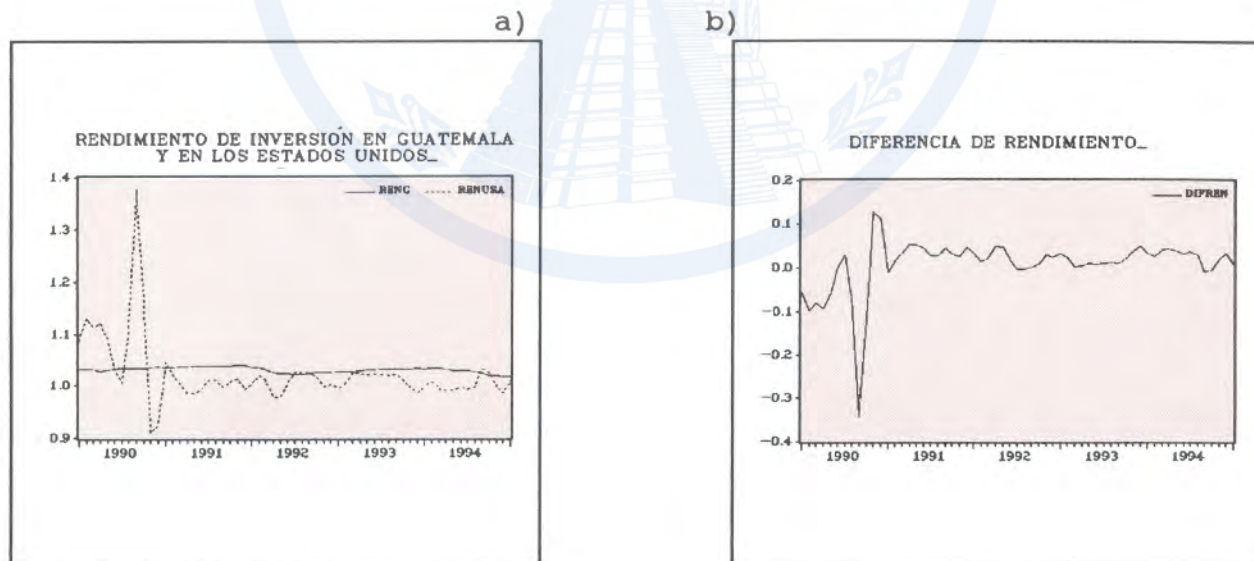
El procedimiento seguido para determinar empíricamente lo establecido en la parte teórica, referente a las relaciones 3 y 4, se describe enseguida. En primer lugar, se utilizaron series estadísticas mensuales, de enero de 1990 a enero de 1995, correspondientes a los promedios de tasas de interés pasiva a término anual, promedio mensual de tipos de cambio de venta y compra del sistema bancario de Guatemala, y el promedio de la tasa de interés pasiva anual externa, representada por la tasa de interés de certificados de depósito de los Estados Unidos. En segundo lugar, se adoptó el criterio de estimar el rendimiento de inversión en Guatemala y en los Estados Unidos a un término de 3

meses, para lo cual fue necesario trimestralizar las tasas de interés, ya que se tropezó con el inconveniente de no disponer de series estadísticas de tasas de interés pasivas lo suficientemente amplias para tal plazo. En tercer lugar, para determinar el nivel de rendimiento de inversión se adoptaron los supuestos de que no hay ninguna restricción a la movilidad de capitales y de que no existen costos de operación.

Bajo el título de gráficas 2, en la parte a, se presenta el comportamiento de los rendimientos de inversión en Guatemala (RENG) y en los Estados Unidos (RENUSA), mientras que la parte b muestra la diferencia de dichos rendimientos (RENG menos RENUSA).

GRÁFICAS 2

RENDIMIENTO DE INVERSIÓN EN GUATEMALA Y EN LOS ESTADOS UNIDOS



De los resultados obtenidos sobresalen los siguientes. Del total de meses que comprende la muestra (61), durante 13 meses resultó ser más rentable invertir en los Estados Unidos, en tanto que a lo largo de 47 meses fue más favorable hacerlo en el mercado guatemalteco, y solamente durante 1 mes se obtuvieron rendimientos similares en ambos países, lo que implicó la indiferencia de invertir en cualquiera de los mercados.

En lo que corresponde a los resultados obtenidos al invertir en los Estados Unidos, destacan los relativos al mes de septiembre de 1990. En julio de dicho año la tasa de interés fue de 13.80% en Guatemala y de 8.09% en los Estados Unidos, existiendo un diferencial de 5.71 puntos porcentuales (1.43 como tasa trimestral). Por su parte, mientras que el tipo de cambio para la venta fue de 4.23054 en julio,

alcanzando un nivel de 5.71711 para la compra en septiembre. El diferencial de invertir Q.1.00 en los Estados Unidos respecto a Guatemala fue de Q.0.34, debido fundamentalmente al premio por el diferencial de tipo de cambio, el cual se devaluó en más del 35.1% de julio a septiembre.

Conformadas las series de rendimiento de inversión, las cuales comprenden básicamente a partir de la liberalización de las tasas de interés, se procedió a probar la hipótesis de independencia entre dichas series, mediante la aplicación de la relación 5. En primer lugar, se calcularon los coeficientes de correlación cruzada con 12 desfases en cada sentido, los que se muestran en el cuadro 1. Con dichos coeficientes la hipótesis de independencia se rechaza, toda vez que el estadístico calculado sobrepasa el nivel crítico de X^2 en tablas (cuadro 2).

CUADRO 1
CORRELACIÓN CRUZADA ENTRE LAS SERIES,
RENDIMIENTO DE GUATEMALA (Y) Y DE LOS EEUU (X).

CORRELACIÓN CONTEMPORÁNEA $r = 0.025$

		Atrasos de X respecto a Y				
1 - 6	0.048	0.083	0.127	0.167	0.204	0.233
7 - 12	0.266	0.294	0.322	0.358	0.368	0.370
		Atrasos de Y respecto a X				
1 - 6	0.022	0.005	-0.046	-0.124	-0.176	-0.085
7 - 12	-0.020	-0.042	-0.091	-0.088	-0.072	-0.054

No obstante lo indicado, las tasas de interés internas fueron superiores a las externas, relación que pudo estar determinada por el manejo de la política cambiaria, es decir, por las variaciones del tipo de cambio, el cual, cuando se devaluó en casi un 26% de la serie, no sobrepasó el porcentaje del diferencial de tasas de interés en forma trimestral.

Con el propósito de corroborar el resultado indicado, se procedió a aplicar la metodología a los pares de las series estadísticas, tasas de interés activa interna y externa anual, tasas de interés pasiva interna y externa anual, y tasas de interés real interna y externa⁹, cuyos coeficientes de correlación cruzada se muestran en los Anexos 1, 2 y 3, respectivamente.

CUADRO 2

RESULTADOS DE PRUEBAS DE INDEPENDENCIA
SEGÚN COEFICIENTES DE CORRELACIÓN CRUZADA

RENDIMIENTO:		
	GUATEMALA - EEUU	54.51
TASAS DE INTERÉS NOMINAL:		
	ACTIVAS	44.28
	PASIVAS	212.63
TASAS DE INTERÉS REAL:		
	GUATEMALA - EEUU	285.60

Al aplicar pruebas de independencia, los resultados que se presentan igualmente en el cuadro 2 demuestran que en todos los casos la hipótesis de independencia se rechaza; es decir, existe relación entre las tasas de interés internas y externas. Si la hipótesis fuera correcta, sería de esperar que las tasas se movieran juntas por lo menos a largo plazo.

Por otra parte, el flujo de recursos externos hacia el país ha sido de singular importancia en los últimos años. En consecuencia, otro de los objetivos del presente trabajo es el de identificar qué variable o variables han sido representativas en la determinación de los niveles alcanzados de recursos externos.

Para el efecto se procedió a realizar pruebas bivariantes de lo general a lo particular. Como variables a explicar, es decir, como representativas de la disponibilidad de recursos externos, se seleccionaron las siguientes: a) las reservas monetarias internacionales netas (RESER); b) el capital privado (CP); c) la inversión (INVER); y d) los préstamos (PRES). En

⁹ La fuente de datos para las tasas de interés de Guatemala corresponde a publicaciones del Departamento de Estudios Económicos del Banco de Guatemala. De las tasas de interés e índice de precios de los Estados Unidos, las *Estadísticas Financieras Internacionales*, publicación del Fondo Monetario Internacional. Para las tasas de interés real interna, se utilizó el Índice de Precios al Consumidor que publica el Instituto Nacional de Estadística. La metodología corresponde a la propuesta por Elías Salama.

cuanto a las fuentes, para la primera corresponde a la balanza de pagos, las otras tres a la balanza cambiaria, definiéndose el capital privado como la agregación de la inversión y los préstamos.

Como variables explicativas se adoptaron las siguientes: a) rendimiento de invertir en Guatemala; b) rendimiento de invertir en los Estados Unidos; c) diferencia de rendimiento; d) tasas de interés pasivas y activas de Guatemala; e) tasas de interés activas y pasivas de los Estados Unidos; f) tasa de interés activa real de Guatemala; y g) tasa de interés activa real de los Estados Unidos.

Luego, se procedió a determinar la relación más significativa. Como se sabe, el análisis tradicional de regresión que relaciona el comportamiento de variables en niveles podría reflejar simplemente «correlaciones espurias».¹⁰ Sin embargo, los desarrollos recientes de análisis de cointegración proveen una herramienta para analizar si hay una relación significativa o cercana del largo y corto plazos para variables que son procesos integrados.

Pruebas de integración

El primer paso consistió en comprobar si las series tanto a explicar como explicativas, son $I(0)$; esto es, si las series son estacionarias. Para ello se emplearon pruebas de Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller aumentadas (DFA). En ambas, la hipótesis nula es que la serie tiene una raíz unitaria, y la hipótesis alternativa, que la serie es $I(0)$.

Al aplicar las pruebas de Dickey-Fuller a las variables originales se determinó que el

capital privado, la inversión, los préstamos, el rendimiento de inversión en los Estados Unidos y la diferencia de rendimiento son $I(0)$ (Anexo 4). Al aplicar las pruebas de Dickey-Fuller aumentadas, a todas las variables, las anteriores siguen siendo integradas de orden 0, excepto las variables capital privado y préstamos (cuadro 3).

Pese a los resultados anteriores, se determinó transformar todas las series y aplicar nuevamente las pruebas propuestas (cuadro 4 y anexo 5). Dichos resultados sugieren que para el primer grupo de variables mencionadas en párrafo anterior, son integradas tanto de orden cero y uno, mientras que todas las demás son únicamente integradas de orden uno, tanto con DF como con DFA.

¹⁰ Correlación o asociación comprobada entre variables, pero que no tienen significación alguna explicativa o causal. Puede ocurrir que las variables tiendan a moverse en la misma dirección reflejando una tendencia hacia arriba o hacia abajo. Por lo tanto, si al realizar una regresión y se encuentra un R^2 alto, este hecho no necesariamente refleja la verdadera asociación entre variables, pudiendo mostrar únicamente su tendencia común.

CUADRO 3

RESULTADOS DE PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS (DFA)

VARIABLE	CON CONSTANTE	CON CONSTANTE Y TENDENCIA	SIN CONSTANTE Y SIN TENDENCIA
RESERVAS	-1.5511	-0.6946	-0.3899
CAPITAL PRIVADO	-0.4678	-2.5156	0.3451
INVERSIÓN	-1.7828	-3.6045*	-0.0130
PRÉSTAMOS	-0.8475	-2.9751	-0.1044
RENDIMIENTO			
GUATEMALA	-0.9765	-1.6880	-0.7221
EEUU	-6.0318*	-6.8347*	-0.7269
DIFERENCIA DE RENDIMIENTO	-6.0484*	-6.5772*	-6.0181*
TASA DE INTERÉS NOMINAL GUATEMALA			
ACTIVA	-2.4415	-1.9299	0.1646
PASIVA	-0.5731	-1.5302	-0.9614
TASA DE INTERÉS NOMINAL EEUU			
ACTIVA	-1.7495	0.6282	-1.0283
PASIVA	-1.6129	0.8667	-1.1081
REAL GUATEMALA	-1.5243	-2.2497	-1.3823
REAL EEUU	-1.6314	-0.7252	-1.1002
VALORES CRÍTICOS			
1.0%	-3.5398	-4.1135	-2.6006
5.0%	-2.9092	-3.4836	-1.9458
10.0%	-2.5919	-3.1696	-1.6186

El * indica que son significativos.

CUADRO 4

RESULTADOS DE PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS
(DF) PRIMERA DIFERENCIA

VARIABLE	CON CONSTANTE	CON CONSTANTE Y TENDENCIA	SIN CONSTANTE Y SIN TENDENCIA
RESERVAS	-7.0629	-7.2443	-6.8870
CAPITAL PRIVADO	-13.8516	-13.9776	-13.8294
INVERSIÓN	-12.9256	-12.8903	-12.9859
PRÉSTAMOS	-10.5101	-10.6188	-10.5071
RENDIMIENTO			
GUATEMALA	-5.5241	-5.6337	-5.4996
EEUU	-7.5748	-7.5647	-7.6133
DIFERENCIA DE RENDIMIENTO	-7.5612	-7.5578	-7.6028
TASA DE INTERÉS NOMINAL GUATEMALA			
ACTIVA	-5.7550	-6.0637	-5.7761
PASIVA	-5.4909	-5.6572	-5.4344
TASA DE INTERÉS NOMINAL EEUU			
ACTIVA	-4.5909	-5.5841	-4.5603
PASIVA	-4.2924	-5.2764	-4.2764
REAL GUATEMALA	-4.1620	-4.1320	-4.2007
REAL EEUU	-6.0336	-6.6170	-6.0843
VALORES CRÍTICOS			
1.0%	-3.5398	-4.1135	-2.6006
5.0%	-2.9092	-3.4836	-1.9458
10.0%	-2.5919	-3.1696	-1.6186

Es conveniente recordar que el análisis de cointegración requiere que las variables sigan un proceso $I(1)$. Es decir, si dos variables X e Y siguen un proceso $I(1)$, se dice que son cointegradas; si existe una constante tal que $Z = X_t - AY_t$, es un proceso estacionario; esto es, la serie Z debe ser integrada de orden cero ($I(0)$).

Resultados de largo plazo

Al realizar todas las posibles relaciones bivariadas, se llegó a seleccionar únicamente 4, que sugieren una relación de largo plazo, cuyos resultados se muestran en el Anexo 6.

- a) Reservas monetarias internacionales (RESER) _ Diferencia de rendimiento de inversión (DIFREN)
- b) Reservas monetarias internacionales (RESER) _ Tasa real de interés de Guatemala (REALG)
- c) Inversión (INVER) _ Tasa real de interés de Guatemala (REALG), y
- d) Préstamos (PRES) _ Tasa real de interés de Guatemala (REALG).

Cada una de las relaciones se identifica como Modelo 1, Modelo 2, etc.

Existen diversos procedimientos simples para verificar la hipótesis de cointegración. En términos generales, consisten en observar si los residuos de la ecuación de cointegración son efectivamente estacionarios. No todas las pruebas tienen igual potencia en todos los casos, por lo que la aplicación de una de ellas no debe ser considerado como evidencia categórica en favor o en contra de la hipótesis.

Una de las pruebas es la propuesta por Engle y Yoo (1987), que consiste en verificar si el estadístico de Durbin-Watson, calculado para los residuos de la ecuación de cointegración, es significativamente distinto de 0. Si se rechaza la hipótesis nula ($DW=0$), ello sería evidencia de cointegración.

Los valores críticos para dicha prueba son de 0.78 y 0.39 para un tamaño de muestra de 50 y 100 observaciones, respectivamente; para dos variables a un nivel de significación del 5%.

Para el caso que nos ocupa, y de conformidad con la prueba anterior, únicamente el modelo 3 sugiere el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de cointegración.

Una de las pruebas más potentes es la de Dickey-Fuller, mediante el uso de los valores críticos de Mackinnon. Para el efecto se requiere de una regresión auxiliar entre los residuos de la ecuación de cointegración.

En este caso, al verificar los resultados obtenidos en cada uno de los modelos, en los modelos 1 y 2 se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración.

Frente a dicha situación, y por considerar las relaciones aceptables, en el sentido de la significación de los parámetros, se procedió con el modelo 1 y 2 a realizar la regresión con transformaciones de las variables mediante un $AR(1)$, y con los modelos 3 y 4 a introducir variables ficticias, o de intervención, principalmente en aquellos meses cuando las variables inversión y préstamos presentaron mayor variación, lo cual ocurrió principalmente durante 1993 y 1994.

Con dichas modificaciones se volvieron a realizar las relaciones, resultados que se ponen de manifiesto en el cuadro 5, y se rechazó la hipótesis nula de ausencia de cointegración.

CUADRO 5

COMPORTAMIENTO DE LARGO PLAZO

VAR. DEP ->	MODELO 1 RESER	MODELO 2 RESER	MODELO 3 INVER	MODELO 4 PRES
C	569.91	537.77	14734.26	14237.29
DIFREN(-4)	300.36 (2.20)			
DIFREN(-6)	278.35 (2.03)			
REALG		10.08 (2.63)		305.40 (2.64)
REALG(-3)			466.61 (2.48)	
DUMMY			72600.03 (14.29)	33404.66 (11.24)
R-AJUSTADO	0.97	0.97	0.80	0.72
DW.	1.97	2.04	1.87	1.37
F	653.77	1017.2	117.93	78.18
JARQUE-BERA	1.53	1.79	36.37	2.72

En el cuadro 6 se presentan los vectores de cointegración, así como el estadístico de Dickey-Fuller, el que es significativo a un nivel crítico de 1%, por lo que se considera que los 4 modelos son cointegrados e, igualmente, sugieren que existe una relación de largo plazo.

CUADRO 6

VECTORES DE COINTEGRACION
ENGLE-GRANGER

	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
RESER	1.00	1.00		
INVER			1.00	
PRES				1.00
DIFREN(-4)	-300.36			
DIFREN(-6)	-278.35			
REALG		-10.08		-305.40
REALG(-3)			-466.61	
DUMMY			-72600.03	-33404.66
Estadístico t DICKEY-FULLER	-7.66	-7.88	-7.14	-5.62
MAcKINNON				
1%	-4.5949	-4.1162	-4.5996	-4.5996
5%	-3.9421	-3.4849	-3.9949	-3.9449
10%	-3.6171	-3.1703	-3.6191	-3.6191

De aquí en adelante, se presentan los resultados que implica demostrar que existe un mecanismo de corrección de errores entre cada una de las relaciones, que tiende a restaurar el equilibrio de largo plazo. Por lo tanto, apoya la hipótesis de que las variables en cada modelo son cointegradas.

Dinámica de corto plazo

Para la obtención de modelos de corrección de errores, se empleó el procedimiento «de lo general a lo particular» de la econometría dinámica, el cual consistió en postular para cada relación un modelo dinámico donde las variables se utilizan en primeras diferencias. Los

modelos 1 y 2 tienen, como variable a explicar, las reservas monetarias internacionales (DRESER); el modelo 3, la variable inversión (DINVER); y el modelo 4, la variable préstamos (DPRES); es decir, cada una de las anteriores variables aparece en el lado izquierdo de la correspondiente ecuación.

Cada uno de los modelos se especificó con variables explicativas con un número amplio de rezagos. El modelo 1 como función de la variable reservas monetarias internacionales (DRESER) y de la variable diferencia de rendimiento de inversión (DIFREN). El modelo 2 es función de las reservas monetarias internacionales (DRESER) y de la tasa real de interés de

Guatemala (DREALG). El modelo 3 se especificó en función de la variable inversión (DINVER) y tasa real de interés de Guatemala (DREALG). El modelo 4 es función de la variable préstamos (DPRES) y de la tasa real de interés de Guatemala (DREALG); además, para cada uno de los modelos indicados se incluyó su correspondien-

te término de error de largo plazo (U). Siguiendo la metodología propuesta por Hendry, se procedió a ir reduciendo cada modelo, en cuanto a las variables explicativas (rezagos), hasta encontrar los estadísticos relevantes. Los resultados de las regresiones se pueden apreciar en el cuadro 7. Se destaca lo siguiente:

CUADRO 7
COMPORTAMIENTO DE CORTO PLAZO

VAR. DEP ->	MODELO 1 DRESER	MODELO 2 DRESER	MODELO 3 DINVER	MODELO 4 DPRES
C	2.32	2.77	3486.57	1438.54
U				0.25 (1.55)
U(-1)		-0.91 (2.51)		
U(-5)			0.58 (2.52)	
U(-6)	-1.10 (2.74)			
DRESER(-1)		0.80 (2.35)		
DRESER(-6)	0.86 (2.29)			
DINVER(-1)			-0.70 (6.30)	
DINVER(-2)			-0.59 (5.27)	
DPRES(-1)				-0.44 (3.25)
DIFREN(-4)	313.03 (2.00)			
DIFREN(-6)	170.99 (1.12)			
DREALG		4.94 (1.27)		
DREALG(-1)			-1350.53 (1.06)	
DREALG(-4)				-1353.56 (2.08)
DREALG(-7)				782.48 (1.25)
R-AJUSTADO	0.15	0.12	0.53	0.16
DW.	2.34	1.97	1.92	2.01
F	3.34	3.81	14.26	3.56

El término de corrección de errores tiene el signo correcto únicamente en los modelos 1 y 2, significativos al 5 por ciento, lo que confirma la hipótesis de cointegración, es decir, que las desviaciones del equilibrio en las reservas monetarias internacionales respecto de sus determinantes tienden a corregirse en el corto plazo. Situación que no fue posible determinar con los resultados de los modelos 3 y 4, no obstante que en cada modelo se siguió un proceso de reducción y reparametrización que no fue arbitrario. Por lo tanto, se procedió, para cada modelo estimado, a examinar los errores, concretamente para determinar si son innovaciones, e idénticamente distribuidos y normales.

Para que sean innovaciones, es necesario que los errores no estén correlacionados. Es decir, que no se puedan proyectar los errores usando los errores pasados ni las variables explicativas.

Los resultados de las pruebas Box-Pierce y Lyjung-Box (cuadro 8) no permiten el rechazo de la hipótesis nula de no correlación residual (para correlaciones de orden 1 a 5). Ello implica que la especificación dinámica de los modelos es adecuada, excepto en el modelo 4 para la tercera y cuarta correlación.

CUADRO 8
CORRELACIÓN SERIAL DE LOS RESIDUOS

REZAGOS	BOX-PIERCE			
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
1	1.98	0.01	0.00	0.01
2	4.32	3.12	0.73	3.13
3	4.33	3.51	0.77	8.02*
4	4.53	4.75	3.18	9.82*
5	5.02	5.04	3.70	9.85

REZAGOS	LJUNG-BOX			
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
1	2.09	0.01	0.00	0.01
2	4.61	3.34	0.79	3.37
3	4.62	3.76	0.82	8.74*
4	4.84	5.13	3.52	10.76*
5	5.40	5.46	4.11	10.79

El * indica que se rechaza la H₀. al 5%.

En el caso de la distribución idéntica, se efectuaron pruebas para la varianza de los residuos bajo la posibilidad de un patrón heteroscedástico condicional autorregresivo (ARCH), y por el multiplicador de Lagrange (N*R²). Estas pruebas (cuadro 9) rechazan la H₀, con un alto grado de confianza, únicamente para el modelo 3.

CUADRO 9
ARCH HETEROCEDASTICIDAD

REZAGOS	MODELO 1	ESTADÍSTICO F		
		MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
1	0.0155	0.2777	22.4970*	0.0537
2	0.0164	0.1763	11.7311*	0.5254
3	0.0122	0.2230	9.2965*	0.3881
4	0.2936	0.3653	6.7416*	0.2655
5	0.4224	0.6487	5.4543*	0.2161

REZAGOS	MODELO 1	N*R2		
		MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
1	0.0161	0.2860	16.3892*	0.0558
2	0.0348	0.3696	17.0148*	1.0917
3	0.0395	0.7105	19.2243*	1.2328
4	1.2697	1.5597	18.9580*	1.1529
5	2.2902	3.4148	19.2448*	1.2011

El * indica que se rechaza la H0. al 5%.

Para la normalidad se aplicó la prueba de Jarque-Bera. Los resultados (cuadro 10) no permiten rechazar la hipótesis nula de que los errores son normales, con un alto grado de confianza, principalmente en los modelos 1 y 2, en menor grado en el modelo 4, y se rechaza la hipótesis nula en el modelo 3. En muestras pequeñas el supuesto de normalidad es importante, ya que permite un alto grado de confianza en los distintos estadísticos.

CUADRO 10

NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS

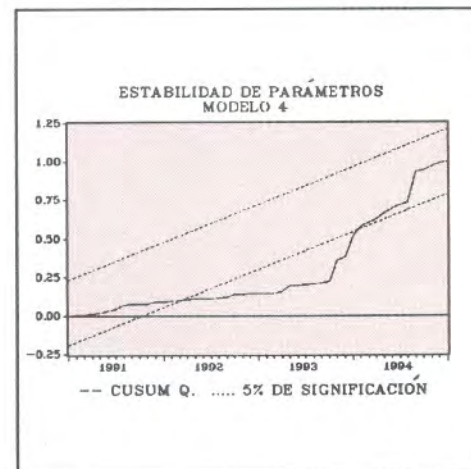
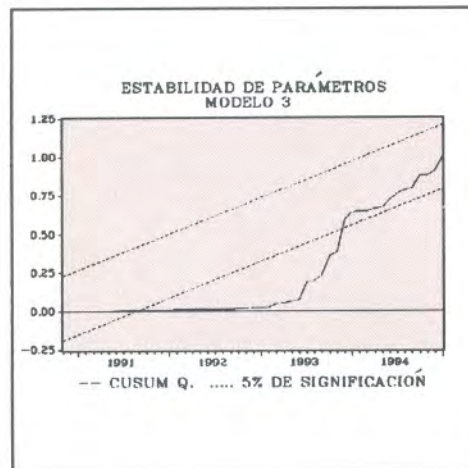
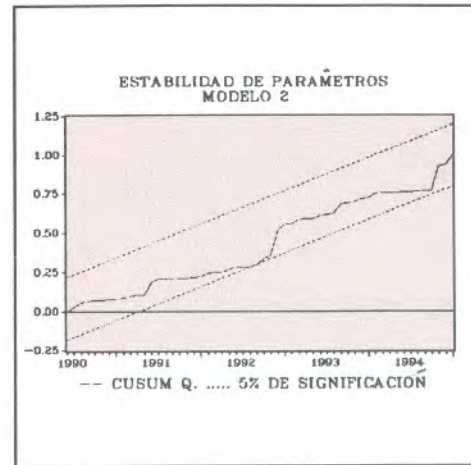
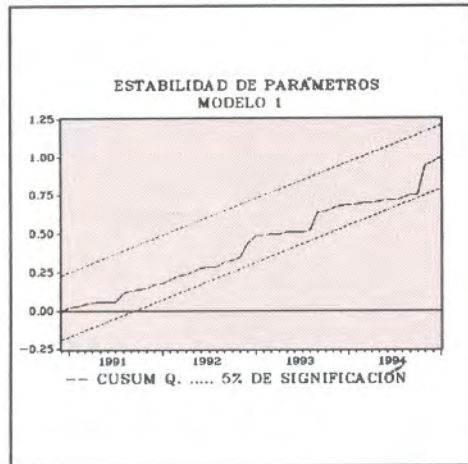
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
ASIMETRÍA	-0.1021	0.0705	0.0669	-0.5927
CURTOSIS	3.6945	3.7529	5.3645	4.0048
JARQUE-BERA	1.2010	1.4669	13.0871	5.4333

Estabilidad estructural

Para probar la estabilidad estructural de los modelos, se usaron los errores recursivos en el test CUSUM cuadrado, y el estadístico obtenido graficado dentro de una banda de valores críticos del 5% (ver gráficas 3). El resultado de este test es favorable a los modelos 1 y 2, ya que en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de estabilidad estructural al 5%. Vale decir, que resulta posible proseguir bajo el supuesto de que dichos modelos son estables; sin embargo, esta prueba debe ser complementada con otras de estabilidad para cada uno de los parámetros estimados en cada modelo, pues un CUSUM cuadrado relativamente estable puede existir –sobre todo en muestras pequeñas– con algún parámetro inestable en la ecuación estimada.

GRÁFICAS 3

ESTABILIDAD ESTRUCTURAL



Constancia de parámetros y exogeneidad débil

El requisito básico para hacer inferencias con respecto a las variables dependientes, condicionales en las variables del lado derecho de la ecuación, es la exogeneidad débil. Para determinar si en una ecuación una variable es exógena en sentido débil, es necesario efectuar las pruebas de constancia del parámetro co-

respondiente a dicha variable. Esta prueba procede de estimar el modelo en forma recursiva. Para cada observación se calcula el parámetro estimado, junto con un intervalo de confianza de dos desviaciones estándar. Las gráficas 4 y 5 resumen los resultados favorables de aplicar este procedimiento al modelo 1 y 2, respectivamente; resultados menos satisfactorios se obtuvieron en los modelos 3 y 4 (anexos 7 y 8). Es importante tener en cuenta dos criterios bási-

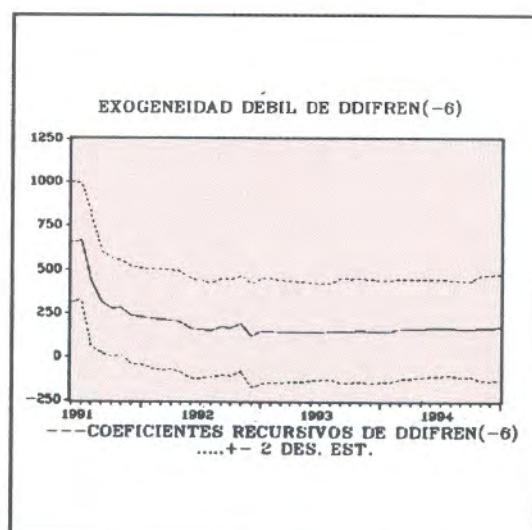
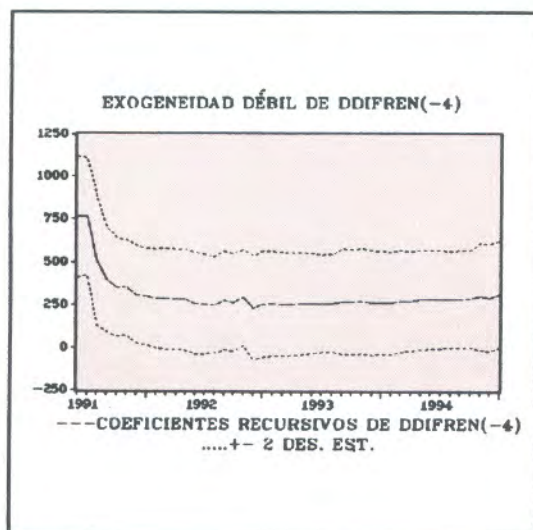
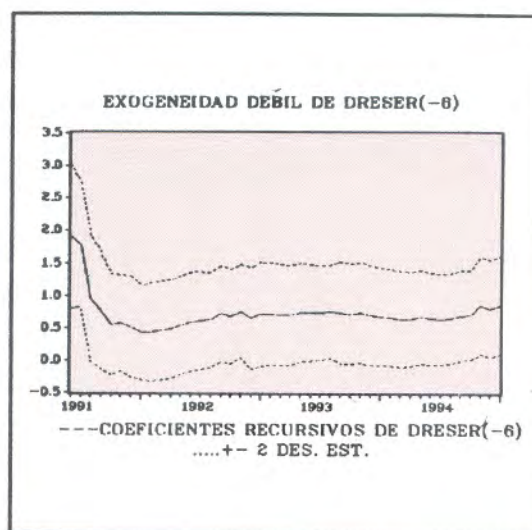
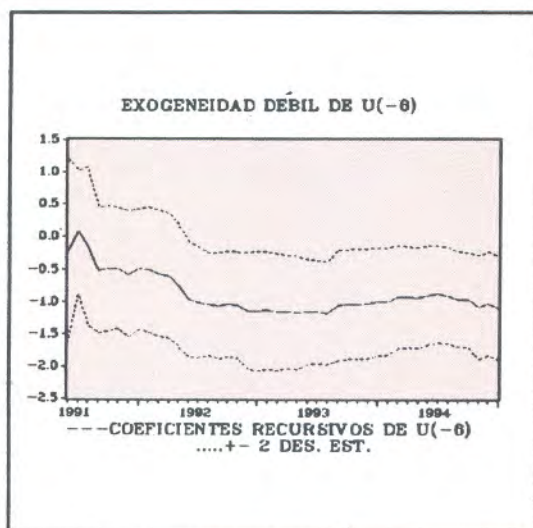
cos: primero, que el estimador final del parámetro caiga dentro de todas las bandas anteriormente estimadas, y segundo, que la desviación estándar asociada al parámetro estimado caiga a lo largo del tiempo. Atendiendo a estos criterios se observa que todos los coeficientes de los mode-

los 1 y 2 se sobreponen a los de los modelos 3 y 4; no obstante, pasan relativamente dicha prueba. En consecuencia, se puede mantener para los modelos 1 y 2 la hipótesis de exogeneidad débil de los regresores de cada ecuación.

GRÁFICAS 4

CONSTANCIA DE PARÁMETROS Y EXOGENEIDAD DÉBIL

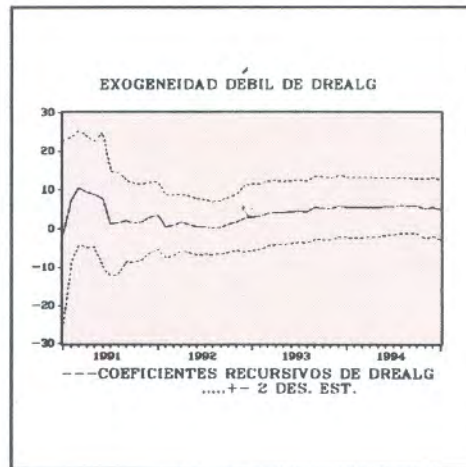
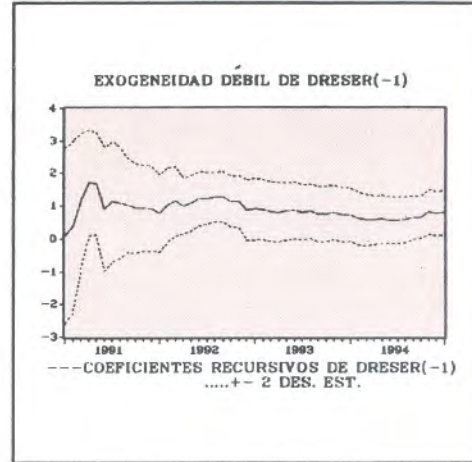
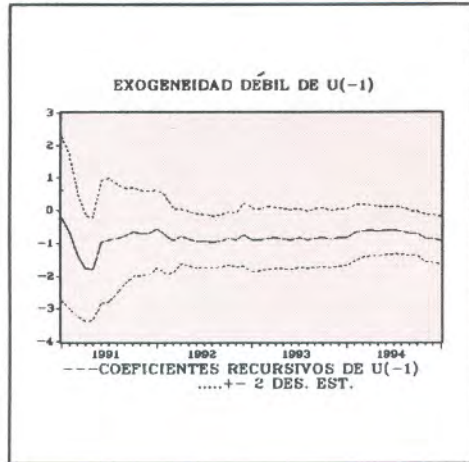
MODELO 1



GRÁFICAS 5

CONSTANCIA DE PARÁMETROS Y EXOGENEIDAD DÉBIL

MODELO 2



Exogeneidad fuerte y superexogeneidad

Si bien las pruebas de constancia de parámetros permiten proceder con ejercicios estáticos de inferencia, no resultan suficientes para asegurar que se puedan hacer ejercicios de inferencia más exigentes, como los de simulación dinámica (proyección de los futuros valores de la va-

riable dependiente con base en proyecciones futuras de variables en el lado derecho) o los de simulación contrafactual (simulación de lo que ocurriría si se cambiaran las políticas o procesos que gobiernan a los regresores). El primer tipo de ejercicios requiere que la variable endógena no cause, en el sentido de Granger, a las variables del lado derecho de la ecuación. Cuando se

verifica la ausencia de causalidad de Granger en esa dirección, junto con exogeneidad débil, se dice que el regresor en cuestión satisface «exogeneidad fuerte» en la ecuación. En efecto, en el cuadro 11 se presentan los resultados de causalidad¹¹. En los 4 modelos se acepta la

hipótesis nula en la dirección indicada; no obstante, en los modelos 3 y 4 tampoco se acepta la hipótesis nula cuando la dirección de causalidad es de la variable independiente a la dependiente.

CUADRO 11

**EXOGENEIDAD FUERTE
(CAUSALIDAD DE GRANGER)**

MODELO 1	R E Z A G O S				
	1	2	3	4	5
HIPÓTESIS NULA					
DRESER no es causado por DIFREN(-4)	0.522	2.019	2.379	1.752	2.006
DIFREN(-4) no es causado por DRESER	0.263	0.158	0.518	0.634	0.944
DRESER no es causado por DIFREN(-6)	7.382	3.677	2.709	1.819	1.589
DIFREN(-6) no es causado por DRESER	0.148	0.118	0.978	0.986	1.032
MODELO 2					
HIPÓTESIS NULA					
DRESER no es causado por DREALG	4.068	1.347	0.992	0.826	0.652
DREALG no es causado por DRESER	0.037	0.006	0.004	0.151	0.172
MODELO 3					
HIPÓTESIS NULA					
DINVER no es causado por DREALG(-1)	0.193	0.259	0.284	0.229	0.155
DREALG(-1) no es causado por DINVER	0.350	0.157	0.908	0.617	0.398
MODELO 4					
HIPÓTESIS NULA					
DPRES no es causado por DREALG(-4)	0.512	1.093	0.419	0.368	0.272
DREALG(-4) no es causado por DPRES	0.494	0.993	0.663	0.837	0.813

¹¹ Se utilizaron 5 rezagos, con lo cual se obtuvieron resultados robustos; las pruebas de causalidad de Granger requerirían de la utilización de criterios como el de Akaike para determinar el número de rezagos, lo cual no fue considerado por la razón indicada.

Por otro lado, los ejercicios de simulación contrafactual requieren que el regresor satisfaga exogeneidad débil en la ecuación en cuestión, y que ello ocurra en un periodo en el cual el proceso estocástico que gobierna al regresor

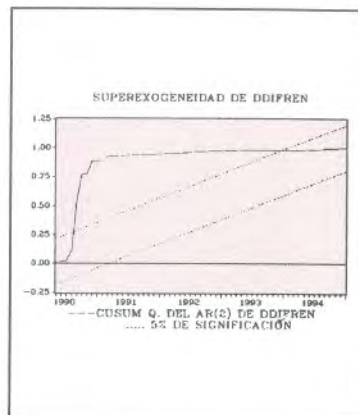
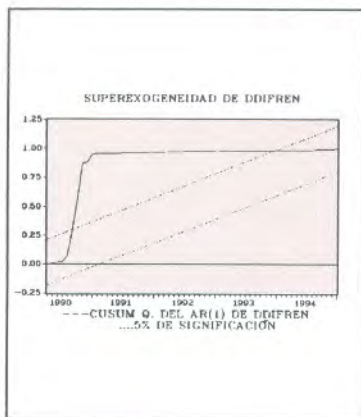
haya experimentado quiebres estructurales. Cuando esta última condición se cumple, se dice que el regresor satisface «superexogeneidad» en la ecuación. Este concepto está relacionado con el hecho de que todo proceso estocástico conjunto puede ser representado por un proceso condicional, por otro marginal. El enfoque de econometría dinámica se basa en la idea de que en un mundo inestable, puede encontrarse un proceso condicional estable aislando toda la inestabilidad en el componente marginal. Las pruebas de exogeneidad débil y fuerte apuntan a verificar esta aseveración.

Se realizaron pruebas para procesos marginales simples para las variables explicativas de los 4 modelos de corto plazo, es decir, de la variable «diferencias de rendimiento de inversión (DIFREN)» y de la variable «tasas de interés real de Guatemala (DREALG)», cuyos resultados se presentan en la gráficas 6. Allí se muestra la prueba CUSUM cuadrado. Se observa al interior de la muestra un quiebre en el proceso marginal de DIFREN Y DREALG, por lo que la superexogeneidad de dichas variables en los modelos 1 y 2 está asegurada.

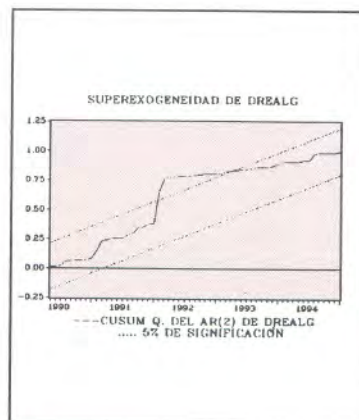
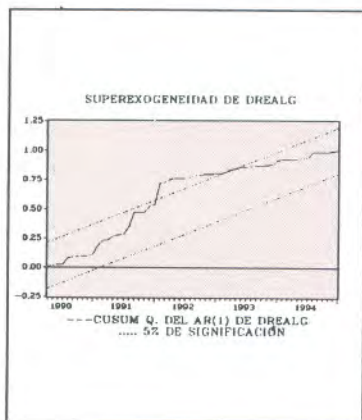
GRÁFICAS 6

SUPEREXOGENEIDAD

VARIABLE: DIFERENCIA DE RENDIMIENTO



VARIABLE: TASA DE INTERÉS REAL DE GUATEMALA



Las pruebas de constancia de parámetros permiten establecer que las variables explicativas consideradas, la diferencia de rendimientos de inversión y la tasa de interés real en Guatemala, son exógenas, en sentido débil, fuerte y super, lo que posibilita usar los modelos con fines de simulación estática, dinámica, o de simulación contrafactual para las reservas monetarias internacionales.

El marco analítico que permite interpretar los resultados obtenidos es aquel por el cual, en una economía abierta como la de Guatemala, el nivel de recursos externos representados por las reservas monetarias internacionales está explicado por la evolución de la diferencia de rendimiento de inversión, o también por la evolución de la tasa de interés real.

De tal modo que existe una relación de largo plazo entre las reservas monetarias internacionales y la diferencia de rendimiento de inversión o la tasa de interés real, cuyos desequilibrios se van ajustando parcialmente en el corto plazo.

CONCLUSIONES

Este documento exploró si las tasas de interés en Guatemala han estado vinculadas a la tasa de interés externa, representada por la tasa de interés de los Estados Unidos.

Las pruebas se condujeron, sobre el arbitraje cubierto de intereses, en que la hipótesis de independencia entre el rendimiento de invertir en Guatemala y en los Estados Unidos pudo ser rechazada, indicando «posiblemente» que los movimientos en la tasa esperada y el riesgo de devaluación no eliminaron la importancia de la tasa de interés de los Estados Unidos, como variable explicativa de los movimientos de las tasas de interés internas.

Además, se emprendió un examen para determinar en qué medida las variables que representan los flujos de capitales externos eran función de las variables que representan el

costo del dinero; los modelos se estimaron usando la metodología de cointegración y corrección de errores, metodología desarrollada por Engle y Granger. Esta metodología permitió la separación de las subyacentes relaciones de largo y corto plazos entre las variables. Los resultados muestran que las reservas monetarias internacionales dependen positivamente de la diferencia de rendimiento de la inversión o bien de la tasa real de interés; ambas en el largo y corto plazos. La evidencia sugiere que las reservas monetarias internacionales y el rendimiento de inversión o la tasa real de interés son cointegradas; esto es, que ellas se mueven juntas a largo plazo. Las pruebas de estabilidad de parámetros indican que los estimados de los mismos en la relación de corto plazo son estables sobre el periodo de la muestra.

Una implicación política de importancia, a fin de lograr la estabilidad macroeconómica, han sido ciertas medidas adoptadas por las autoridades guatemaltecas; en primer lugar, la liberalización de las tasas de interés y la liberalización del establecimiento del tipo de cambio, e, implícitamente, también el mejorar las condiciones subyacentes de la economía que afecta las percepciones internacionales sobre el país.

De los distintos modelos, sobresalen las relaciones entre reservas monetarias internacionales y diferencia de rendimiento de inversión, así como la de reservas monetarias internacionales y tasa real de interés, relaciones que satisfacen las pruebas de estabilidad, de constancia de parámetros en el tiempo y de innovación en los errores. De este modo, dichas relaciones estimadas pueden ser utilizadas para el diseño de política monetaria, es decir, que los resultados indican la posibilidad de utilizar la «diferencia de rendimiento de inversión» o bien la «tasa de interés real» como variables de seguimiento por parte de la autoridad monetaria para afectar, si fuere el caso, el nivel de reservas monetarias internacionales.

BIBLIOGRAFÍA

- Ahumada, Hildegart A. "A dynamic Model of the Demand for Currency: Argentina 1977-1988". *Journal of Policy Modeling*. Vol. 14, No. 3. June 1992
- Ahumana, Hildegart A. *Una nota sobre exogeneidad, estabilidad de las relaciones econométricas y la refutabilidad de la crítica de Lucas*. Centro de Estudios Monetarios y Bancarios, Banco Central de la República Argentina.
- Ahumada, Hildegart A. *Notas introductorias a la econometría dinámica*. ILADES, Georgetown University, Septiembre 1990.
- Baliño, Tomás J.T. *Evolución de las tasas de interés en la Argentina, un análisis de series temporales*. Banco Central de la República Argentina, Serie de Estudios Técnicos No. 44, Diciembre 1981.
- Baraona Ursúa, Pablo *Políticas y métodos de determinación de niveles y estructura de tasas de interés en Chile*. Banco Central de Chile. CEMLA. Vol. XXII, No. Mayo 1976.
- Barra, Cecilia «La determinación de las tasas de interés de los valores gubernamentales: El caso de México.» *Banco de México*, Noviembre 1994.
- Boughton, James M. «Exchange Rates and the Term Structure of Interest Rates.» *International Monetary Fund*, September 1987.
- Campbell, John Y. and Perron, Pierre *Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots*. NBER Macroeconomics Conference (1991).
- Cerro, Ana María «Determinantes de la tasa de interés: La paradoja de Gibson y la teoría de Fisher.» *Económica*, La Plata, Vol. XXXI No. 1, Enero-Abril 1985.
- Cuyán Paz, Otto René «Causalidad entre el tipo de cambio bancario y extrabancario: La evidencia empírica reciente en Guatemala.» *Banca Central*, No. 23, Octubre/Diciembre 1994. Año VI. Guatemala.
- Díaz, Guillermo, y Rodríguez, Gabriel H. «Relaciones de corto y largo plazo entre variables monetario-financieras y actividad real. *Banco Central de Reserva del Perú*. Octubre 1993.

- Edwards, Sebastian y Khan, Mohsin S. y «Determinación de la tasa de interés en los países en desarrollo. Una estructura conceptual.» Fondo Monetario Internacional. *Finanzas y Desarrollo*, Vol. 22. No. 2. Junio 1985.
- Engle, Robert F. and Granger, C.W.J. «Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.» *Econometría*, Vol 55, No. 2 March 1987.
- Fondo Monetario Internacional *Estadísticas financieras internacionales*. Varios Volúmenes.
- Fraser, Patricia, y Taylor, Mark P. «Some efficient tests of international real interest rate parity.» *Applied Economics*, No. 22, 1990.
- García Salas A. Armando F. y Cuevas, Mario Adolfo Aproximación de la función de demanda de dinero: El caso de Guatemala. Un análisis de cointegración. Banco de Guatemala, Sección de Investigaciones Económicas. Agosto 1994.
- Gujarati, Damodar *Econometría*. McGraw-Hill Latinoamericana, S.A. Bogotá Colombia 1978.
- Hendry, David F. «Econometric Modelling With Cointegrated Variables: An overview.» *Bulletin of Economics and Statistics*. 48, 3, 1986.
- Khan, Mohsin «Islamic Interest-Free Banking: A Theoretical Analysis.» *International Monetary Fund*. September 1985.
- Khor, Hoe E. and Rojas-Suarez, Liliana «Interest Rates in Mexico». *Staff Papers, International Monetary Fund*, Vol. 38 No.4 December 1991.
- Maldonado Velásquez, Alvaro R. «Incidencia de la liberación de la tasa de interés sobre la actividad productiva. *Boletín Informativo*, Banco de Guatemala, Año VI, Septiembre 1994, No. 110.
- Morice, A. *Diccionario de Estadística*. Editorial Continental, S.A. Barcelona, 1974.
- Maddala, G.S. *Econometría*. McGraw-Hill Interamericana de México, 1985.
- Maddala, G.S. *Introduction to Econometrics*. Macmillan Publishing Company, Second Edition. 1992.
- Martirena-Mantel, Ana M. *Economía internacional monetaria*. Ediciones Macchi, 1978, Argentina.

- Novales Cinca, Alfonso *Econometría*. McGraw-Hill, segunda edición, España 1993.
- Sánchez B. Gustavo «Un modelo de demanda de dinero para Venezuela: 1982-1994». *Banco Central de Venezuela*, Septiembre 1994.
- Salama, Elias *Interés e inflación. Nota metodológica*. CEMLA.
- Santangelo, Rodolfo A. *Teorías alternativas sobre las tasas de interés: una breve reseña*. Banco Central de la República Argentina, Serie de Información Pública No. 16. Diciembre 1984.
- Vial, Joaquín *Especificación y evaluación de modelos econométricos*. Corporación de Investigaciones Económicas para Latinoamérica, Serie Docente No. 3, Marzo 1991.
- Wallace, Myles S. and Warner, John T. «The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates: Tests of Cointegration.» *The Review of Economics and Statistics*. 1993.
- Yuan, Mingwei and Kochhar, Kalpana «China's Imports: An Empirical Analysis Using Johansen's Cointegration Approach.» *International Monetary Fund*. 1994.

ANEXO 1

**CORRELACIÓN CRUZADA ENTRE LAS SERIES,
TASA DE INTERÉS ACTIVA DE GUATEMALA (Y) Y TASA DE
INTERES ACTIVA DE LOS EEUU (X)**

CORRELACIÓN CONTEMPORÁNEA $r = -0.288$

			Atrasos de X respecto a Y			
1 - 6	-0.221	-0.151	-0.131	-0.115	-0.097	-0.079
7 - 12	-0.069	-0.059	-0.061	-0.072	-0.092	-0.116
			Atrasos de Y respecto a X			
1 - 6	-0.283	-0.277	-0.265	-0.246	-0.222	-0.199
7 - 12	-0.180	-0.165	-0.149	-0.127	-0.093	-0.056

ANEXO 2

**CORRELACIÓN CRUZADA ENTRE LAS SERIES,
TASA DE INTERÉS PASIVA DE GUATEMALA (Y) Y TASA DE INTERÉS
PASIVA DE LOS EEUU (X)**

CORRELACIÓN CONTEMPORÁNEA $r = 0.275$

			Atrasos de X respecto a Y			
1 - 6	0.329	0.406	0.456	0.495	0.520	0.542
7 - 12	0.559	0.569	0.580	0.572	0.559	0.537
			Atrasos de Y respecto a X			
1 - 6	0.242	0.210	0.181	0.159	0.143	0.127
7 - 12	0.104	0.078	0.054	0.038	0.025	0.006

ANEXO 3

**CORRELACIÓN CRUZADA ENTRE LAS SERIES,
TASA REAL DE GUATEMALA (Y) Y TASA REAL DE LOS EEUU (X).**

CORRELACIÓN CONTEMPORÁNEA $r = -0.381$

	Atrasos de X respecto a Y					
1 - 6	-0.043	-0.476	-0.517	-0.570	-0.614	-0.645
7 - 12	-0.663	-0.665	-0.640	-0.598	-0.545	-0.474
	Atrasos de Y respecto a X					
1 - 6	-0.339	-0.299	-0.253	-0.219	-0.205	-0.203
7 - 12	-0.209	-0.208	-0.191	-0.154	-0.113	-0.081

ANEXO 4

RESULTADOS DE PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS (DF)

VARIABLE	CON CONSTANTE	CON CONSTANTE Y TENDENCIA	SIN CONSTANTE Y SIN TENDENCIA
RESERVAS	-1.5698	-0.5899	-0.2921
CAPITAL PRIVADO	-2.1581	-4.6115	-1.1638
INVERSIÓN	-3.3901	-5.5662	-2.4310
PRÉSTAMOS	-1.8360	-4.0205	-0.7528
RENDIMIENTO			
GUATEMALA	-0.1121	-1.0003	-1.0235
EEUU	-5.1563	-5.4023	-0.7367
DIFERENCIA DE RENDIMIENTO	-5.1589	-5.2749	-5.1144
TASA DE INTERÉS NOMINAL GUATEMALA			
ACTIVA	-2.2498	-1.5853	0.3460
PASIVA	0.1310	-0.9789	-1.1167
TASA DE INTERÉS NOMINAL EEUU			
ACTIVA	-1.9558	1.5826	-1.5442
PASIVA	-1.7988	2.0790	-1.6470
REAL GUATEMALA	-0.7966	-1.7067	-0.7151
REAL EEUU	-1.2938	-0.3679	-0.8141
VALORES CRÍTICOS			
1.0%	-3.5398	-4.1135	-2.6006
5.0%	-2.9092	-3.4836	-1.9458
10.0%	-2.5919	-3.1696	-1.6186

ANEXO 5
**RESULTADOS DE PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS (DFA)
 PRIMERA DIFERENCIA**

VARIABLE	CON CONSTANTE	CON CONSTANTE Y TENDENCIA	SIN CONSTANTE Y SIN TENDENCIA
RESERVAS	-3.7277	-3.8773	-3.6175
CAPITAL PRIVADO	-10.6558	-11.0069	-10.4481
INVERSIÓN	-11.8187	-11.8907	-11.7826
PRÉSTAMOS	-6.6233	-6.7647	-6.5788
RENDIMIENTO			
GUATEMALA	-4.078	-4.1922	-4.0451
EEUU	-11.1073	-11.0758	-11.1577
DIFERENCIA DE RENDIMIENTO	-11.0766	-11.0611	-11.1351
TASA DE INTERÉS NOMINAL GUATEMALA			
ACTIVA	-3.8167	-4.0841	-3.8250
PASIVA	-4.0749	-4.2504	-4.0094
TASA DE INTERÉS NOMINAL EEUU			
ACTIVA	-3.6477	-4.7143	-3.6141
PASIVA	-3.4279	-4.4847	-3.4147
REAL GUATEMALA	-3.3737	-3.3381	-3.4133
REAL EEUU	-4.3737	-3.3359	-4.6988
VALORES CRÍTICOS			
1.0%	-3.5398	-4.1135	-2.6006
5.0%	-2.9092	-3.4836	-1.9458
10.0%	-2.5919	-3.1696	-1.6186

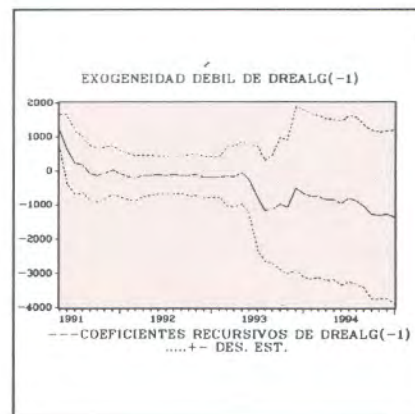
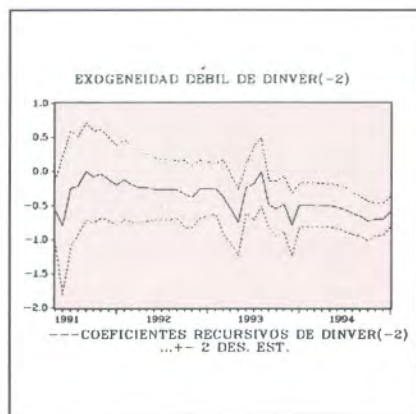
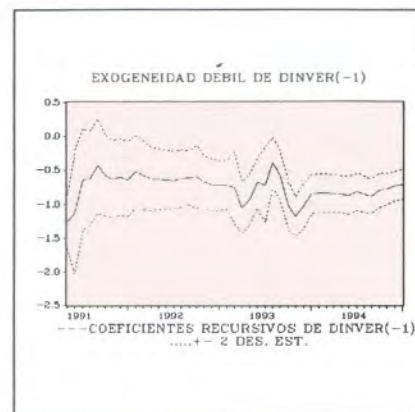
COMPORTAMIENTO DE LARGO PLAZO

- VAR. DEP ->	MODELO 1 RESER	MODELO 2 RESER	MODELO 3 INVER	MODELO 4 PRES
C	272.95	472.86	29256.51	21839.85
DIFREN(-4)	2568.78 (6.19)			
DIFREN(-6)	2276.14 (5.48)			
REALG		28.23 (10.12)		616.20 (3.11)
REALG(-3)			1033.04 (2.67)	
R-AJUSTADO	0.54	0.63	0.09	0.13
DW.	0.44	0.12	0.83	0.43
F	36.16	102.23	7.11	9.64

ANEXO 7

CONSTANCIA DE PARÁMETROS Y EXOGENEIDAD DÉBIL

MODELO 3



ANEXO 8

CONSTANCIA DE PARÁMETROS Y EXOGENEIDAD DÉBIL

MODELO 4

