



ENSAYOS

sobre política económica

¿Es inestable la demanda por dinero en Colombia?

Alberto Carrasquilla.
Carolina Rentería

Revista ESPE, No. 17, Art. 02, Junio de 1990
Páginas 21-37



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

¿Es inestable la demanda por dinero en Colombia?

Alberto Carrasquilla
Carolina Rentería ¹

Resumen

En este trabajo se estudia la estabilidad de la función de demanda por dinero distinguiendo entre dos acepciones del concepto. Una ligada a la persistencia de los efectos de un choque exógeno (tipo I) y otra relacionada con su magnitud (tipo II).

La relevancia de esta distinción fue estudiada mediante el uso de diversas herramientas econométricas (Prueba de Chow, residuales recursivos, filtros de Kalman, técnicas de cointegración y de corrección de errores). Sugerimos que en Colombia entre 1975 y 1988 hubo estabilidad tipo I, a pesar de la evidencia a favor de inestabilidad tipo II. Planteamos que en los modelos convencionales, la falta de una restricción de largo plazo es asimilable a la exclusión de una variable importante.

Encontramos, en ese sentido, que la introducción de la noción de equilibrio estable a largo plazo mejora las propiedades estadísticas de las simulaciones dentro y fuera de la muestra.

¹ Versiones preliminares fueron presentadas en el Seminario de Investigaciones Económicas, Banco de la República y en el Seminario de Modelaje Macrofinanciero de Fedesarrollo y la Universidad Nacional. Se agradecen el interés y los aportes de los participantes, y especialmente las observaciones de Sergio Clavijo, Eduardo Lora, Armando Montenegro, Humberto Mora y Manuel Ramírez. Las opiniones y limitaciones son exclusivamente nuestras.

Introducción

En teoría económica, una función de comportamiento se define como estable en torno de su posición de equilibrio, cuando perturbaciones exógenas al sistema que la incluye son incapaces de modificar, sobre horizontes largos, la naturaleza de la relación inicial. El concepto de "estabilidad" se refiere, por tanto, a la *persistencia* de los efectos asociados con una perturbación exógena.

Contra esta acepción, existe otra, implícita en un gran número de pruebas empíricas, según la cual la *magnitud* de los efectos de una perturbación en términos del equilibrio inicial sería el concepto fundamental. Esto es cierto, independientemente de si la relación inicial tiende o no a reestablecerse en el tiempo.

Al primer tipo de acepción la denominaremos estabilidad tipo I y a la segunda estabilidad tipo II². La separación conceptual entre la persistencia y la magnitud de los efectos dinámicos de choques exógenos constituye el eje de la diferencia entre las dos y la esencia del presente trabajo.

Se sugiere que la demanda por dinero entre 1975 y 1988 en Colombia es estable en el sentido I e inestable en el sentido II. En la primera parte, estimamos pruebas de estabilidad tipo II y mostramos la presencia de inestabilidades importantes, particularmente entre 1980 y 1984.

En la segunda parte utilizamos el concepto de estabilidad tipo I para reestimar las funciones y plantear la hipótesis de que, en dicho sentido, la función de demanda fue estable. Esta idea fue aceptada y dicho resultado se verifica examinando las propiedades de simulación de dos modelos alternativos, uno de los cuales, el que mejor se comporta estadísticamente, incorpora la hipótesis anotada.

Concluimos que la discusión sobre estabilidad de la función es usualmente demasiado estrecha. Planteamos que esta limitación es alimentada por resultados que se basan en estadísticos inapropiados en el contexto de un análisis sobre el problema de fondo. Finalmente, mostramos que los fenómenos de sobrepredicción se explican en buena medida por especificaciones demasiado pobres en torno de las restricciones de largo plazo, restricciones que interpretamos como de equilibrio, enfrentadas por la dinámica monetaria.

² Esta distinción es consistente con la separación que hace la teoría entre estabilidad y estabilidad asintótica. Ver, por ejemplo, Hahn (1982).

I Estabilidad tipo II

En este capítulo estudiamos el siguiente modelo, ampliamente utilizado en la literatura:

$$(1) M_t = a + b_1 Y_t + b_2 i_t + b_3 M_{t-1} + b_4 S + \mu_t$$

con:

M = Saldos Monetarios Reales (M_1) a fin de trimestre.

Y = PIB real (precios de 1975)

i = Tasa de Interés Nominal (pasiva) ponderada

S = Dummy estacional (1 en 4o. trimestre)

donde tomamos logaritmos naturales de las series para el período.

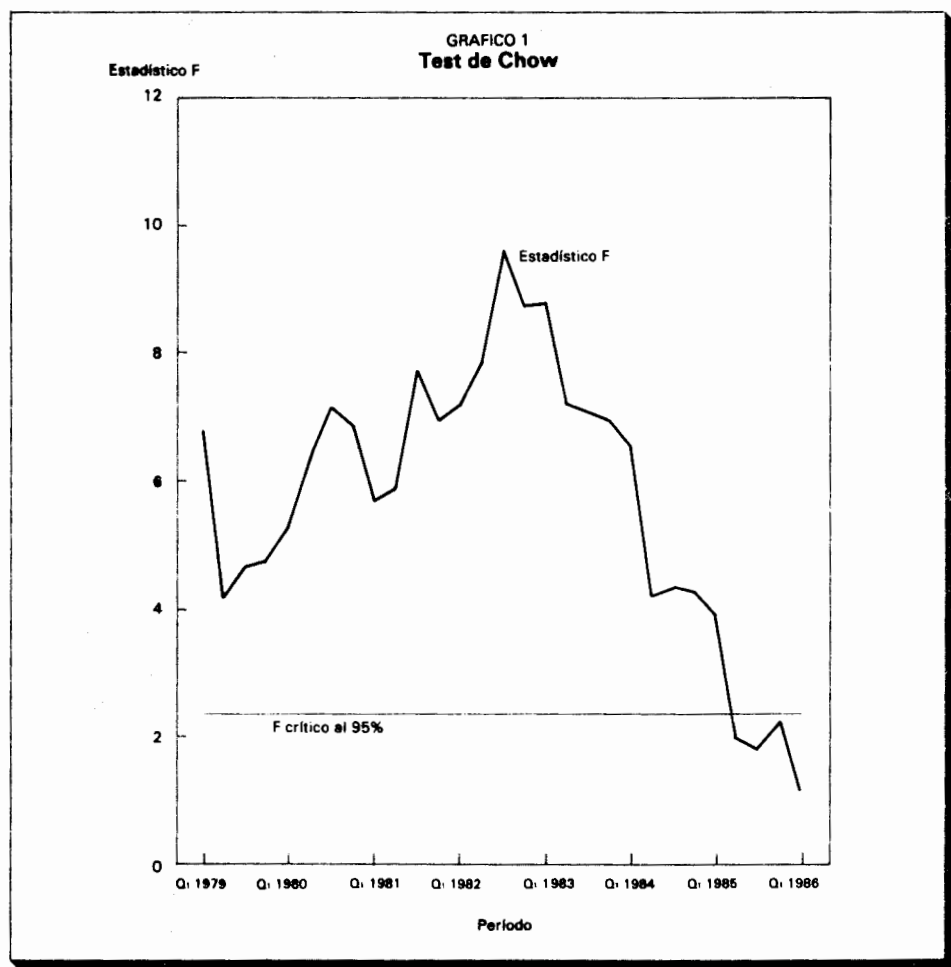
Primero, especificamos pruebas de Chow para 30 quiebres alternativos. Segundo, describimos el comportamiento de los residuales recursivos provenientes de estimaciones iterativas de (1). Por último, examinamos la evolución de b_1 y de b_2 bajo el supuesto de que evolucionan como paseos aleatorios.

*Pruebas de Chow*³

La prueba más utilizada en el análisis de estabilidad estructural, consiste en separar la muestra en dos bloques definidos ex-ante y plantear una prueba F en torno de la homogeneidad del proceso generador de los residuales sobre una y otra submuestra (Prueba de Chow). Con una aplicación particular de esta prueba, dividiendo la muestra y estimando iterativamente 30 veces dicho estadístico, entre la observación 17 y la 46, obtenemos los resultados del Gráfico 1.

El gráfico ilustra dos cosas; primero, dependiendo del punto de quiebre escogido y para un nivel dado de significancia estadística, se puede mostrar estabilidad o inestabilidad funcional. Este fenómeno se aprecia, a niveles del 95% (recta horizontal), a partir de la observación 1985:2, desde la cual existiría estabilidad. Segundo, el estadístico fluctúa, mostrando incluso para períodos adyacentes, significancias muy diferentes para la hipótesis nula.

³ La prueba divide la muestra en dos bloques y se especifica sobre la hipótesis de que la suma cuadrada de los residuales de la muestra en su conjunto es igual a la adición de las dos sumas individuales. Por tanto, los grados de libertad se mantienen inalterados en cada iteración.



De lo anterior podemos concluir, en primer lugar, que se presentan variaciones importantes en el valor del estadístico F de un período a otro, por lo que se puede aceptar, para un mismo nivel de significancia, la hipótesis nula para un punto de quiebre y rechazarla para el subsiguiente. En segundo lugar, es difícil hablar de "estabilidad" del Tipo II sobre horizontes largos, tal como lo requiere la teoría económica, con base en indicadores puntuales como el anterior. Ahora examinaremos pruebas alternativas y estudiaremos las fuentes de variabilidad.

El comportamiento de los residuales recursivos

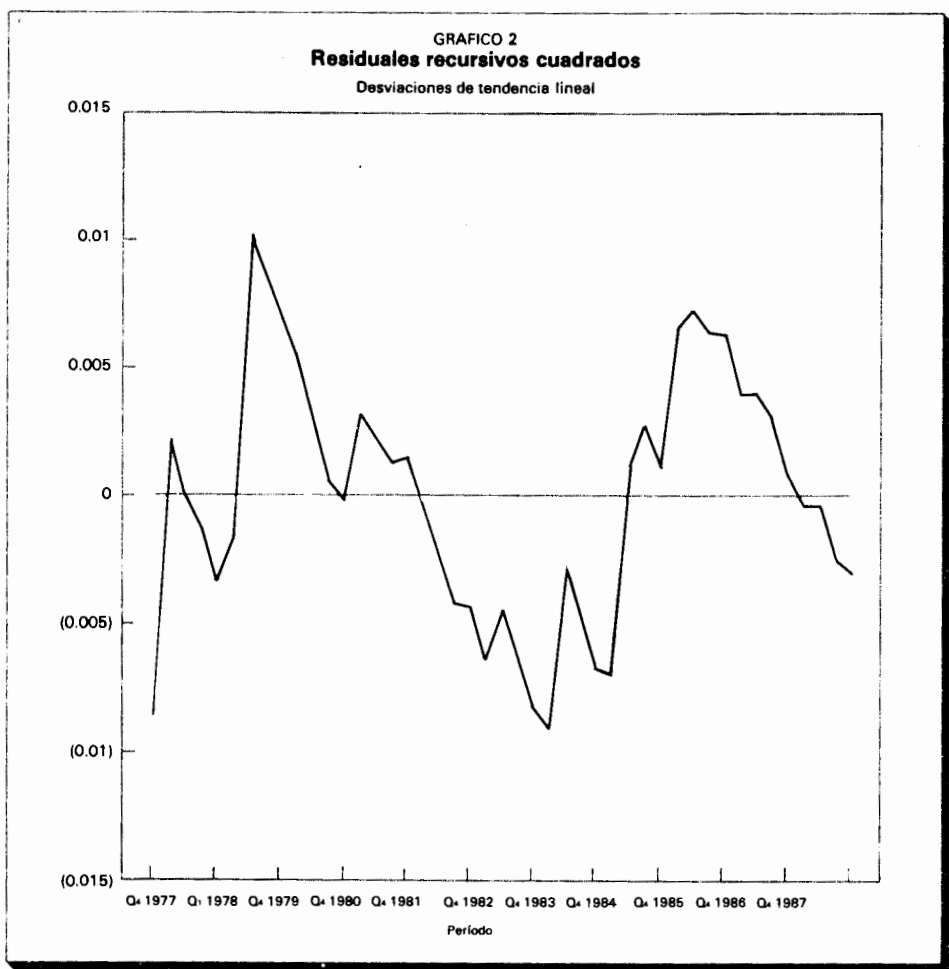
El carácter apriorístico en la escogencia de los puntos de quiebre ha sido cuestionado en la literatura. Mizrach y Santomero (1986), por ejemplo, utilizan una prueba que presupone explícitamente un proceso iterativo de estimación. Formalmente, se estima una versión de:

$$(2) M_t = X_t\beta + e_t$$

para cada t , con e_t un vector de dimensión igual al número de iteraciones y componentes iguales al residual de cada una. Se construye así una serie de residuales recursivos los cuales, en la versión más utilizada, se elevan al cuadrado. Si no hay quiebres, la suma de estos residuales aumenta monótonicamente.

Al estimar el modelo iterativamente, con el método máximo verosímil de Beach y McKinnon (1978), obtenemos una serie de residuales recursivos que constituyen el punto de partida de las diversas pruebas propuestas recientemente. Las pruebas parten de las series normalizadas en torno de la suma de los residuales recursivos, normalización que se sugiere con el fin de generar estadísticos con distribución conocida. Una alternativa a dicha normalización, que sirve los propósitos ilustrativos de esta sección, lo constituye el examen de las desviaciones de dichas sumas acumulativas respecto de una tendencia en el tiempo. En el modelo nulo, cada iteración debe aportar a la suma acumulativa un valor equivalente estadísticamente al aportado por cualquier otra observación. Por la construcción de la serie, esperaríamos una línea recta y horizontal. Esto se explica por cuanto cada iteración debe contribuir con una magnitud estadísticamente idéntica a las demás, razón por la cual la desviación respecto de tendencia sería cero. Desviaciones respecto de una tendencia lineal, implican, en efecto desviaciones respecto de la hipótesis nula.

Los resultados se presentan en el Gráfico 2. Comenzando en 1979 hay una tendencia decreciente en la suma acumulativa de los residuales recursivos cuadrados. Esta tendencia se revierte hacia 1984:1. La fase ascendente que sigue, coincide con la convergencia observada en el F de Chow. En 1986:2 alcanza un nuevo pico, el cual se revierte hasta el final de la muestra. Es difícil por tanto, aceptar homogeneidad en la generación de los residuales a la luz de este tipo de comportamiento.



Filtros de Kalman

Las pruebas anteriores suponen parámetros fijos en la función básica. Ahora bien, es posible estimar el modelo con parámetros variables con el fin de examinar la fuente primordial de la "inestabilidad" exhibida por los residuales. Para ello utilizamos el filtro de Kalman, ampliamente descrito en Chow (1984) y estudiado, por ejemplo, por Koss (1985) ⁴.

Bajo el supuesto de que el vector de parámetros en (1) evoluciona según:

$$(3) \quad \beta_t = \beta_{t-1} + V_t$$

⁴ El filtro se inicializa en 1978 con las estimaciones mínimo cuadráticas del vector de parámetros estimados hasta entonces, bajo el supuesto de varianza cero.

y que μ_t y V_t son independientes, los gráficos 3 y 4 muestran la evolución de la elasticidad ingreso y tasa de interés de la función de demanda por saldos reales.

En cuanto a la evolución de b_1 (elasticidad ingreso) observamos un quiebre hacia 1984/1985 según el cual la elasticidad pasa de niveles de 0.40 a niveles de 0.32. En cuanto a la elasticidad tasa de interés, b_2 , observamos un quiebre hacia la misma época, pero en sentido opuesto. Pasa, en efecto, de niveles de -0.18 a niveles de -0.10 . Se observa, así mismo, una estabilización en las varianzas de los parámetros que ocurre hacia finales del período analizado.

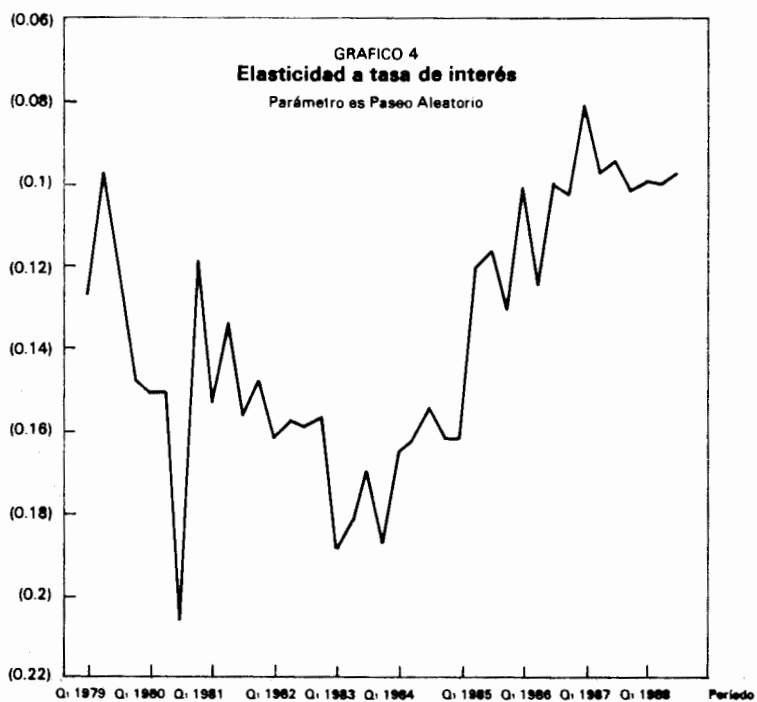
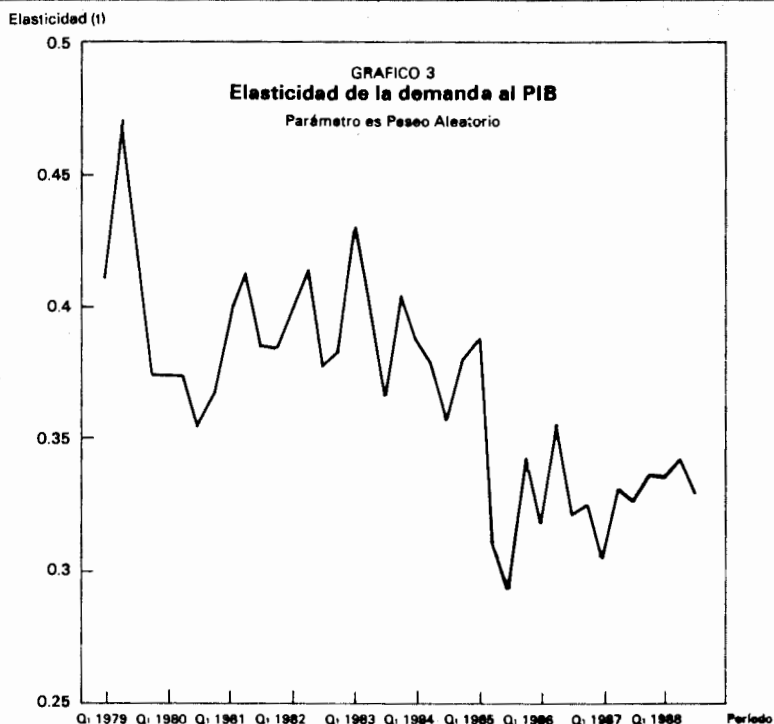
Conclusión

A través de los tres ejemplos, hemos llegado a la conclusión de que hay una tendencia desestabilizadora entre 1979 y 1983. Más adelante, entre 1984 y 1985, dicha tendencia se revierte, incluso generando problemas de subestimación entre 1986 y 1987. Los ajustes se dan tanto en la elasticidad ingreso como en la elasticidad tasa de interés. La primera cae y la segunda aumenta hacia el mismo período (1984-1985). Estos ajustes ayudan a explicar, a nuestro juicio, la convergencia del F de Chow y de los residuales recursivos.

II Estabilidad tipo I

En la sección anterior discutimos tres elementos asociados con el problema general de la estabilidad tipo II de la demanda por dinero en Colombia. Primero mostramos la gran variabilidad asociada con la prueba de Chow al cambiar el período de análisis. Segundo, mostramos que un indicador menos sensible al corte puntual escogido ex-ante, muestra la presencia de ciclos bastante claros en las desviaciones de las estimaciones con respecto a los valores implicados por una estricta adherencia a la hipótesis de estabilidad tipo II en la función. Finalmente, mostramos, utilizando el Filtro de Kalman, las fuentes de inestabilidad en términos de los parámetros del modelo básico consignado en la ecuación (1).

Estos problemas se sintetizan en el punto conceptual con el cual iniciábamos la discusión: en términos de lo que la teoría económica nos enseña respecto de la noción de inestabilidad asintótica, es decir, en cuanto a la estabilidad de tipo I, lo importante no es tanto la magnitud sino la persistencia de desviaciones respecto de la hipótesis nula. En vista de ello, y bajo el convencimiento de que con las técnicas usuales se discute implícitamente la estabilidad de una función, en relación, precisamente, con la *magnitud* de los choques, optamos por una metodología alternativa de análisis.



El equilibrio a largo plazo como restricción

En esta sección vamos a estimar un modelo de demanda por dinero a partir de la noción de cointegración⁵. Partimos, pues, de la hipótesis de que existe una relación estable de largo plazo, o una relación de equilibrio intertemporal entre los saldos monetarios reales en poder del público y un grupo finito de variables. Estas últimas las identificamos de la siguiente manera: el PIB, la tasa de interés y el nivel de precios (IPM).

Esta hipótesis significa que el vector compuesto por las variables y el saldo de M_1 evoluciona en el tiempo de manera estable. Por estabilidad, en ese sentido, se entiende que ninguna de las variables tienda a discrepar sistemáticamente de la trayectoria general exhibida por el sistema como tal.

Estadísticamente, el sentido de la hipótesis nula se refiere a la evolución intertemporal de las series en cuestión. Si las series no son estacionarias, exhibiendo individualmente tendencias en el tiempo, la hipótesis nula se refiere a la verosimilitud de la hipótesis de que todas ellas exhiban la misma tendencia, o sea un régimen común a largo plazo.

El primer paso es establecer si las series exhiben una tendencia estocástica de manera individual. Formalmente, esto equivale a preguntar si se comportan como una serie estacionaria en sus primeras diferencias. Para examinar dicha hipótesis inicial, utilizamos las pruebas derivadas del trabajo de Dickey y Fuller (1981) construidas para series autorregresivas (sección II.2). Posteriormente, examinamos la validez de la hipótesis de que compartan su tendencia aleatoria (sección II.3).

Pruebas de raíz unitaria

Las pruebas diseñadas con el fin de examinar si una serie es estacionaria en sus primeras diferencias equivalen a probar la existencia de una raíz unitaria en el polinomio autorregresivo. Los resultados, para las series que discutimos, se consignan en el Cuadro 1. Vemos que en ningún caso se puede aceptar la idea de que las series exhiban un comportamiento estacionario en niveles. En el cuadro se observa la estimación de las mismas pruebas para el caso de las primeras diferencias, con el fin de explorar la posibilidad de que algunas de las variables tengan dos raíces unitarias. Como se ve, la hipótesis debe ser rechazada para todas las series, aunque la confiabilidad exhibe un nivel de 93% en el caso del PIB.

⁵ Para una descripción de la noción de Cointegración, consúltese el trabajo de C. Granger (1989) o el de Chica y Ramírez (1990). Para un análisis del problema específico de la demanda por dinero véase R. Melnick (1989) en el caso argentino y H. León (1987) para el caso de Jamaica.

CUADRO 1

Prueba para identificar la presencia de Raíces Unitarias⁶

Ho: La serie tiene una raíz				
	M ₁	IPM	PIB	IR
Significancia del "Q"	0.924	0.886	0.59	0.99
Estadístico T	-1.93	-0.099	-0.78	-1.78
Presencia de una raíz	SI	SI	SI	SI
Ho: La serie tiene dos raíces				
	M ₁	IPM	PIB	IR
Significancia del "Q"	0.77	0.86	0.48	0.99
Estadístico T	-3.24	-3.57	-3.04	-7.64
Nivel de confianza	0.975	0.99	0.975	0.99
Presencia de dos raíces	NO	NO	NO	NO

Pruebas de cointegración

Concluimos, del análisis de la sección anterior, que todas nuestras series son integradas de orden 1, o sea estacionarias en sus primeras diferencias. Dicho hallazgo sugiere que, al menos consideradas de manera aislada, las series exhiben tendencia estocástica. Con el fin de estudiar la posibilidad de que el sistema exhiba cointegración de orden (1,1), hacemos una prueba para el sistema en su conjunto. Como lo señalan Engle y Granger (1987) es necesario normalizar el sistema en torno de una de las variables del vector en cuestión $V = (M_1, PIB, IR, IPM)$ con el fin de obtener estimadores y pruebas con distribución asintótica conocida. Por lo tanto, normalizamos en torno de cada una de las variables en V y el resultado se consigna en el Cuadro 2.

Formalmente, la prueba se refiere a la validez de la hipótesis de que los residuales de la regresión cointegrante respectiva tengan tendencia aleatoria, reflejada en una raíz unitaria. Al rechazar dicha hipótesis, encontraríamos que las series comparten, de una u otra manera, las tendencias ya encontradas y guardan, en torno de dicha tendencia común, un comportamiento estable.

⁶ Utilizamos el test aumentado introducido para procesos autorregresivos por Dickey y Fuller (1981).

⁷ El Q se define como: $Q(i) = N(N+2) \cdot (\sum r^2 i) / (N-i)$ y se distribuye como una Chi-Cuadrada. $s(Q)$, por ende, se define como la verosimilitud de la hipótesis de que $Q=0$.

CUADRO 2
Pruebas de cointegración

Serie residual ^a	DW	ADF(4)	s(Q)
RES-M ₁	1.75	-3.66	0.31
RES-PIB	1.49	-2.92	0.25
RES-IR	0.38	-1.82	0.99
RES-IPM	1.31	-2.33	0.36

En el cuadro se presenta el estadístico DW de la regresión cointegrante entre la variable pertinente y las otras. Bajo la hipótesis de que los residuales cointegrantes son AR(1), el valor crítico ha sido tabulado por Engle y Granger (1987) en alrededor de 0.5 para $\beta = 0.95$ o más. Salvo la ecuación de la tasa de interés, todas las estimaciones exhibirían cointegración. Al ampliar por la posibilidad de que los residuales cointegrantes sean AR(4) encontramos valores críticos por fuera del implicado por $\beta = 0.90$ en todas las series, salvo, una vez más, la ecuación de tasa de interés.

Las series parecen comportarse como un sistema cointegrado exhibiendo dos tendencias ⁹, una de las cuales es identificable a partir de la ecuación que normaliza por las tasas de interés ¹⁰. Conceptualmente, este hallazgo es importante por cuanto muestra que, en un sentido de largo plazo, el vector V exhibe estabilidad Tipo I. Es válido plantear que cualquier choque al sistema tiende a ser corregido en períodos subsiguientes y que, en ausencia de choques adicionales, el sistema como un todo tiende a reubicarse en su trayectoria de largo plazo, volviendo a una situación de equilibrio. Este es, precisamente, el sentido del teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987) según el cual un vector cointegrado puede ser representado como un modelo de corrección de errores (MCE), es decir como un modelo en el cual choques ocurridos en períodos anteriores se tienden a corregir en el tiempo.

Modelo de corrección de errores: una aplicación del teorema de representación de Granger

Aprovechando el hallazgo de la sección anterior, y de acuerdo con el Teorema de Representación de Granger (Engle y Granger, 1987) ya citado, planteamos modelos

^a Se refiere al proceso residual de la ecuación respectiva. Así, RES-M₁ se refiere a los residuos de una regresión de M₁ en función de las otras variables.

⁹ Una demostración contundente de este postulado requiere de un test iterativo como el sugerido por Stock y Watson (1989).

¹⁰ Esto es consistente con un hallazgo de Lora (1990) en el sentido de que el único factor explicativo de la velocidad a largo plazo es la tasa de interés.

de corrección de errores (MCE) para el stock de saldos reales. Estas ecuaciones se basan en la idea de que los residuales de la regresión cointegrante obtenidos en cualquier período —los cuales se pueden entender como las fuerzas dinámicas que tienden a aislar al sistema de su trayectoria de largo plazo— se corrigen, parcialmente al menos, en el período inmediatamente subsiguiente. Según el teorema, esperaríamos que el coeficiente de la serie residual rezagada tuviera un signo negativo. Su magnitud, de otra parte, denotaría la fuerza con la cual el choque tiende a corregirse al siguiente período. Para varios modelos que estimamos, el signo obtenido fue sistemáticamente negativo, tal y como lo sugiere el teorema de representación de Granger, oscilando entre -0.2 y -0.5 según el modelo analizado. De acuerdo con los estadísticos usuales escogimos el siguiente modelo como el más adecuado:

$$d-(M_1)_t = a\text{RESM}_1 + b d\text{-PIB}_t + c d\text{-IR}_t + d d\text{-M}_1_{t-4} + e d\text{-IPM} + f S^{11}$$

Donde, $d-(.)$: es el operador de primera diferencia.

La escogencia se hizo debido a que obtuvo el mayor R^2 ajustado de los modelos estimados y según los criterios de información de Akaike y Schwarz ¹², es el que mejor comportamiento demuestra en sus residuales. Pasamos ahora a evaluar su comportamiento en relación con un modelo convencional de demanda por dinero, escogido con los mismos criterios.

III Una comparación de los modelos

En esta sección estudiaremos el comportamiento de los dos tipos de modelos en términos de sus propiedades sobre escenarios de simulación. Se compara el desempeño del modelo de corrección de errores mencionado anteriormente, en relación con el comportamiento de un modelo tradicional del tipo discutido en el capítulo II. Serán modelos sencillos (lineales, parsimoniosos) que incorporan los aspectos esenciales de uno y otro enfoque. Los modelos específicos son los siguientes:

$$\text{MC: } d-(M_1)_t = b d\text{-PIB}_t + c d\text{-IR}_t + d d\text{-M}_1_{t-4} + e d\text{-IPM} + f S M_1$$

$$\text{MCE: } d-(M_1)_t = a\text{RESM}_1 + b d\text{-PIB}_t + c d\text{-IR}_t + d d\text{-M}_1_{t-4} + e d\text{-IPM} + f S M_1$$

En el Cuadro 3 se presentan los resultados para diversos indicadores de comportamiento de los dos modelos, en términos tanto de especificación, como de la bondad de

¹¹ S es una variable dummy que busca modelar los factores típicamente estacionales de M_1 , es decir un factor determinístico de orden 4.

¹² Estos criterios utilizan la suma de cuadrados residuales, corregidos por grados de libertad, castigando la sobreparametrización. Concretamente, $AIC = (\log SCR) + (2K/N)$ y el estadístico de Schwarz $= (\log SCR) + (K \log N/N)$.

las proyecciones obtenidas de uno y otro modelo. Concretamente, se presentan el R^2 ajustado, el Q de Box-Ljung y su significancia estadística, el valor estimado para los criterios de información de Akaike (AIC) y de Schwarz, la raíz del error medio cuadrado (REMC)¹³ y el estadístico U de Theil¹⁴. Estos dos últimos indicadores se construyen para horizontes de proyección dinámica que oscilan entre 1 y 4 periodos hacia adelante, con el fin de evaluar las propiedades de pronóstico sobre periodos de hasta de un año.

Las pruebas se hicieron para dos simulaciones diferentes. En la primera se proyectó para un periodo que incluía años por fuera de la muestra, por lo tanto, se usaron los parámetros hasta 1986-IV, y se simuló iterativamente desde 1984 hasta 1988-IV, generando en cada caso cuatro periodos hacia adelante. En el segundo caso, la simulación utilizó los parámetros obtenidos para toda la muestra y generó, igualmente, proyecciones a cuatro periodos partiendo de 1984.

Simulación por fuera de la muestra

En cuanto a la especificación, notamos un comportamiento que tiende a favorecer al MCE. En efecto, tanto la significancia estadística de la hipótesis de que el modelo genera ruido blanco, 0.62 en el MCE y 0.41 en el modelo convencional, como el comportamiento de los residuales, capturado en los estadísticos AIC y Schwarz, indican una mejora al introducir la noción de que los errores cointegrantes se corrigen¹⁵.

En lo referente al comportamiento de los pronósticos obtenidos a partir de los dos modelos, comportamiento que se analiza en la segunda parte del cuadro, la evidencia es la siguiente. Primero, para pronósticos hasta tres periodos hacia adelante, el MCE supera claramente al modelo convencional. En efecto, en términos de REMC, el MC supera en 1.5% al MCE a un periodo, en 1.6% a dos y en 7.6% a tres periodos. En términos del estadístico U de Theil, de otra parte, la mejora involucrada en el MCE es de 1.6% a uno y dos periodos y en 7.8% a tres. Para el cuarto periodo, el estadístico U muestra cómo, sobre dicho horizonte de proyección, un modelo que prediga cambios nulos es prácticamente equivalente a las dos especificaciones. Esto se debe, a que es mejor predecir cambios nulos a predecir sin tener en cuenta factores determinísticos fundamentales, lo que implicaría la necesidad de trabajar más en lo referente a factores estacionales. Es claro que el MCE es menos sensible a los factores puramente estacionales, cosa que no debe preocupar al lector.

¹³ El error medio cuadrado (EMC) se define como $E[(m-m^*)(m-m^*)']$ con m el vector $(1 \times N)$ de observaciones y m^* la estimación pertinente.

¹⁴ El estadístico U de Theil se define como la razón entre el modelo en cuestión y otro modelo que prediga cambios nulos en la variable dependiente. Si $U < 1$, por tanto, el modelo en cuestión predice mejor que el de cambios nulos.

¹⁵ Desde luego, una construcción más elaborada del modelo convencional, utilizando el principio de cobertura "Encompassing Principle" podría arrojar mejoras en el modelo convencional. Empero, los mismos proponentes del principio de cobertura en econometría aceptan la gran importancia de la noción de corrección de errores en el estudio dinámico de series como la que estudiamos.

CUADRO 3
Comparación de pronósticos con modelos
convencional y MCE

Estadístico		Modelo Conv.	MCE
R ²		0.8800	0.8900
Q		21.8000	18.6000
5(Q)		0.4100	0.6200
AKAIKE		-2.7147	-2.8163
SCHWARZ		-2.5253	-2.5890
Simulación por fuera de la muestra			
	Horiz.		
REMC	1	0.0331	0.0326
	2	0.0312	0.0307
	3	0.0283	0.0263
	4	0.0232	0.0237
U-Theil	1	0.1701	0.1674
	2	0.2755	0.2712
	3	0.1293	0.1200
	4	0.9068	0.9296
Simulación por dentro de la muestra			
	Horiz.		
REMC	1	0.034	0.0329
	2	0.0302	0.0298
	3	0.0315	0.0311
	4	0.03	0.0295
U-Theil	1	0.155	0.15
	2	0.238	0.235
	3	0.144	0.142
	4	0.682	0.669

Simulación por dentro de la muestra

Al simular alternativamente con los dos modelos dentro de la muestra, encontramos que en todos los casos el MCE supera al convencional. El resultado, en efecto, es aún más notorio que el anterior. En términos de las simulaciones a un periodo, reducimos la

REMC de 0.0340 a 0.0329, una mejora del 3%; a dos períodos la mejora es de 1.3%, a tres períodos la mejora es de 1.3% y, finalmente, a cuatro períodos la mejora es de 1.7%. En términos del estadístico U de Theil, introducimos mejoras de 3.3% a un período, 1.3% a dos, 1.4% a tres períodos y 1.9% a cuatro.

IV Conclusiones

En este documento nos hemos propuesto estudiar el siguiente problema. Al mirar la evolución de M_1 en Colombia entre 1975 y 1988 se observan oscilaciones relativamente fuertes; ¿implica esto que la demanda por dinero fue inestable? Si ello fuere así, un componente importante de la teoría monetaria de la balanza de pagos, por ejemplo, quedaría invalidada. Así mismo, sería muy difícil la regulación monetaria en la medida en que la programación se haría sobre la base de un componente esencialmente impredecible.

La noción de estabilidad en economía es, estrictamente, una noción de largo plazo. Se refiere a la naturaleza del proceso de ajuste de un vector de variables frente a un choque exógeno al sistema. Existe estabilidad cuando las leyes que gobiernan la interrelación de las variables antes del choque tienden a reestablecerse a lo largo del proceso de ajuste. Sobre la base de esta noción teórica, planteamos que los fundamentos conceptuales de diversos trabajos que examinan el problema, no permiten discutir la noción de estabilidad Tipo I de manera satisfactoria.

Algunos ejercicios efectuados en torno de las fluctuaciones observadas nos permitieron concluir que medidas de inestabilidad funcional utilizadas en la literatura oscilan a lo largo de la muestra en grado no despreciable, y que tienden a sugerir un nivel de inestabilidad importante.

Por lo tanto, y sobre la base de dicha variabilidad, planteamos la hipótesis de que las diversas pruebas son excesivamente sensibles al horizonte muestral y que su evolución a lo largo de la muestra bien podría reflejar readecuaciones permanentes de las variables a valores de equilibrio a largo plazo. Conceptualmente, el problema es asimilable a lo que sucedería si hubiera una variable importante excluida de la estimación. Dicha equivalencia se relaciona con la restricción de largo plazo que ata la dinámica de las variables.

Con base en estimaciones de una ecuación convencional que tolera fluctuaciones en los parámetros, mostramos que éste parece ser el caso de los determinantes de la demanda por dinero. Planteamos la hipótesis de que existe estabilidad a largo plazo al interior de un vector normalizado por los saldos monetarios reales. Encontramos que dicha hipótesis es válida en Colombia y procedimos a estimar una representación alternativa de la demanda por dinero en la cual se modela explícitamente un patrón de

ajuste dinámico frente a choques exógenos sufridos por el sistema como un todo. Los modelos así contruidos muestran que dichos choques, en efecto, son corregidos en grado importante al cabo de un período. En ausencia de choques adicionales, encontramos que los sistemas obtenidos por los modelos asimilan entre el 22% y el 45% del choque al cabo de un período.

Finalmente, comparamos la representación así obtenida con una representación convencional, obteniendo resultados muy favorables para la que proponemos. En términos tanto de su especificación como del comportamiento de sus pronósticos en ejercicios de simulación efectuados sobre horizontes de hasta un año, en efecto, encontramos evidencia de que involucrar la hipótesis de estabilidad de la demanda por dinero en la estimación produce resultados de simulación mejores que una representación convencional.

Los hallazgos anteriores permiten confiar en la idea de que la demanda por dinero es estable en Colombia, en el sentido de estar relacionada con un vector parsimonioso de variables macroeconómicas, relación que asume la forma de una restricción de largo plazo, presentando oscilaciones indudables a corto plazo las cuales reflejan adecuaciones permanentes de los agentes económicos a cambios en el régimen que gobierna la dinámica de su entorno macroeconómico. Incorporar este principio de manera directa en los modelos econométricos produce, efectivamente, mejoras en el comportamiento de los pronósticos y lleva a una comprensión más adecuada de la dinámica monetaria en Colombia.

Referencias

- Beach y McKinnon (1978) "A Maximum Likelihood Procedure for Regression with Autocorrelated Errors" *Econometría* (Vol. 4).
- Chica, R y M. Ramírez (1990) "La metodología de la cointegración: presentación y algunas aplicaciones". *Mimeo*.
- Chow, G. (1984) "Random and Changing Coefficient Models" (en Griliches e Intriligator Eds. *Handbook of Econometrics*).
- Dickey, W. y D. Fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometría*.
- Engle, R. y C. W. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometría*.
- Granger, C.W. (1989) "Linear and Non-Linear Cointegration". *Mimeo* (presentado en la IX Reunión Latinoamericana de la Sociedad Econométrica).

- Hahn, F. (1982) "Stability" en Arrow, K. J. y M. D. Intriligator *Handbook of Mathematical Economics* (Vol. 2, Cap. 16). North-Holland.
- Koss, R. A. (1985) *Some Implications of the Kalman Filter for Econometric Theory and Practice* (Tesis doctoral, U. de Pennsylvania).
- León, H. (1987) "Demand for Money, Existence, and Cointegrability". *Economics Letters* (Vol. 22).
- Lora, E. (1990) "La velocidad de circulación y la demanda de dinero en el corto y en el largo plazo". *Mimeo*.
- Melnick, R. (1989) "The Demand for Money in Argentina: 1978-1987 Before and After the Austral Program". *Mimeo* (presentado en la IX Reunión Latinoamericana de la Sociedad Econométrica).
- Mizrach, B. y A. Santomero (1986) "The Stability of Money Demand and Forecasting Through Changes in Regimes" *Review of Economics and Statistics*.
- Stock, J. y M. Watson (1989) "Testing for Common Trends". *JASA*.