



ENSAYOS

sobre política económica

La velocidad de circulación y la demanda de dinero en el corto y en el largo plazo en Colombia

Eduardo Lora T.

Revista ESPE, No. 18, Art. 06, Diciembre de 1990

Páginas 193-219



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.

La velocidad de circulación y la demanda de dinero en el corto y en el largo plazo en Colombia ¹

Eduardo Lora T.²

Resumen

Se estima una función dinámica de la velocidad de circulación del dinero en la cual intervienen como variables explicativas el nivel de ingreso, la tasa de interés, la inflación y la riqueza financiera. Se encuentra que, en el largo plazo, solamente la tasa de interés influye sobre la velocidad. Las demás variables ejercen influencias significativas únicamente en el corto plazo. Los resultados de las estimaciones se utilizan para explorar los procesos dinámicos de ajuste de la demanda real de dinero ante cambios permanentes y temporales de las diferentes variables.

¹ Este artículo forma parte de la investigación de Fedesarrollo sobre "Vinculación de las Actividades Reales y Financieras en un Modelo de Equilibrio General para Colombia", que es auspiciada por el Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo, CIID y FONADE.

² El autor agradece de forma muy especial los comentarios recibidos de Armando Montenegro a una versión anterior de este trabajo. La versión actual se benefició también de las sugerencias y observaciones de Alberto Calderón, Sergio Clavijo, Patricia Correa y Ricardo Chica, y de las críticas y comentarios de los asistentes al Seminario de Modelaje Macrofinanciero de Fedesarrollo y al Seminario de Investigaciones Económicas del Banco de la República. La dispendiosa tarea de recoger y organizar los datos para esta investigación fue obra de Tránsito Porras, a quien se hacen extensivos estos agradecimientos.

I Introducción

En los últimos años la demanda de dinero en Colombia ha sido objeto de atención de diversos estudios (Lee y Oliveros, 1983; Clavijo, 1987; Lora, 1987; Clavijo, 1988; Steiner, 1988; Rennhack y Mondino, 1989³). En la mayoría de los casos, las estimaciones econométricas efectuadas han partido de funciones en las que la demanda real de dinero depende exclusivamente de los niveles del ingreso (medido a través del PIB) y un promedio ponderado de tasas de interés nominales.

Las formas funcionales utilizadas en estas investigaciones han mantenido implícitamente la hipótesis de que la demanda de dinero es independiente del tamaño del portafolio, aunque no de la rentabilidad de los componentes de ese portafolio. La única excepción reciente en este campo se debe a Lee y Oliveros (1983), quienes estimaron por residuo, en un sistema de varios activos, los determinantes de la participación del dinero en el portafolio.

El hecho de si la demanda de dinero es o no sensible a la evolución del portafolio es de importancia analítica porque incide en el papel que juegan el sistema financiero y algunas políticas monetarias y financieras en la determinación de los saldos monetarios deseados por el público. Si la demanda monetaria es independiente del portafolio, las acciones del sistema financiero tienen poca capacidad de modificar la trayectoria de los agregados monetarios, a menos que puedan afectar sensiblemente la composición o el nivel de las tasas de interés de captación. Lo mismo ocurre con algunas políticas monetarias y financieras. Por ejemplo, una política de elevación de los encajes tendiente a recortar la oferta monetaria puede también reducir la demanda si se produce una disminución efectiva en la disponibilidad de crédito y la demanda monetaria depende del volumen de los activos financieros en poder del público. Otro ejemplo interesante lo constituye el aumento de una tasa de interés sujeta al control de las autoridades monetarias. Así, si las autoridades elevan la tasa de interés de las cuentas de UPAC, manteniendo sin cambio la oferta de medios de pago, cuando no existen efectos de riqueza el equilibrio de la demanda monetaria exigiría que se *redujeran* en promedio las demás tasas de interés, a fin de preservar la tasa promedia inicialmente vigente. Este peculiar resultado no tendría necesariamente que presentarse cuando hay efectos riqueza, ya que una medida de esa naturaleza podría producir un aumento de la oferta global de crédito de todo el sistema financiero y por consiguiente también del lado activo del portafolio, requiriéndose así tasas de interés promedias mayores para preservar el equilibrio en el mercado monetario.

³ Para una breve revisión de un número mayor de trabajos sobre demanda de dinero en Colombia véase Steiner (1990).

El propósito de este artículo es doble. Por un lado, busca probar la posible existencia de este tipo de efectos de riqueza. De otra parte, este trabajo también busca arrojar luces sobre la estructura dinámica de los parámetros relativos a las demás variables explicativas de la demanda de dinero.

La motivación final de este trabajo de modelación de la demanda de dinero no es simplemente refinar las numerosas estimaciones ya existentes. Su objetivo es, más bien, obtener una función de demanda de dinero que reúna algunas propiedades teóricas y analíticas que son requeridas por un modelo más amplio de equilibrio general que busca representar con un cierto grado de detalle el funcionamiento de todo el sistema financiero colombiano ⁴.

Conviene observar que los métodos de estimación utilizados en este trabajo pueden ser criticados por no acudir a la técnica de cointegración para evitar los problemas potenciales resultantes de la no estacionalidad de algunas de las series, para probar la estabilidad de largo plazo de las funciones postuladas y para deducir los procesos de ajuste temporal hacia el equilibrio de largo plazo. Los resultados hasta ahora encontrados por otros autores con el uso de dicho método son, sin embargo, bastante consistentes con los que aquí se presentan (Calderón, 1990 y Carrasquilla y Rentería, 1990).

Desde el punto de vista metodológico, este trabajo presenta como aporte una estimación de la demanda de dinero con la técnica de mínimos cuadrados en dos etapas. Todas las estimaciones de demandas monetarias para Colombia pueden en principio ser cuestionadas por utilizar el método de mínimos cuadrados ordinarios a pesar de la presencia de simultaneidad entre las variables explicativas, como son el nivel de ingreso y las tasas de interés, y la cantidad de dinero. La simultaneidad impide conocer los parámetros estructurales de la función estimada y da lugar a sesgos indeterminados en los coeficientes. Como veremos, sin embargo, la estimación por mínimos cuadrados en dos etapas, que supera esta deficiencia, revela que esta crítica no resulta válida en la práctica, ya que no se detectan sesgos apreciables en ninguno de los coeficientes estimados por el método ordinario.

El resto de este artículo está organizado así: en la Sección II se deduce la forma funcional y se definen las variables utilizadas en las estimaciones, en la Sección III se discuten algunas de las estimaciones, en la Sección IV se explora el comportamiento dinámico de las elasticidades de la demanda monetaria con respecto a sus diferentes argumentos y en la Sección V se resumen las principales conclusiones del trabajo.

⁴ Algunos resultados preliminares de estos trabajos de investigación aparecen reportados en Lora (1989).

II Forma funcional y definición de variables

A fin de deducir una forma funcional de estimación, se puede partir de la siguiente expresión, que representa la demanda real de dinero (M) en función del ingreso real (Y), un promedio ponderado de tasas de interés nominales (I), la tasa de inflación (RP) y el valor real de la riqueza financiera de la comunidad (F),

$$(1) \quad M = a^0 Y^{a_1} I^{a_2} RP^{a_3} F^{a_4}$$

Esta forma de la demanda de dinero es convencional en la literatura teórica sobre el tema⁵. Aun así, la inclusión de la tasa de inflación junto con la tasa de interés nominal podría ser objeto de discusión, en la medida en que se presume que esta última debe reflejar cabalmente las variaciones de la primera. No obstante, en presencia de controles a las tasas de interés, como las que existieron en Colombia durante los setentas y en dos oportunidades durante los ochentas, o cuando existen rigideces institucionales o de comportamiento bancario que limitan la flexibilidad de las remuneraciones financieras, no tiene por qué esperarse a priori que las tasas de interés nominales reflejen de forma precisa el comportamiento de la inflación en el corto plazo, aunque posiblemente ese sí tienda a ser el caso en el largo plazo. Por consiguiente, es presumible que la inflación tenga una influencia independiente de la tasa de interés nominal en el corto plazo. Como veremos, eso es justamente lo que indican los resultados de las estimaciones.

Dividiendo ambos lados de esta ecuación (1) por Y y escribiéndola en su forma inversa se obtiene la siguiente función de velocidad de circulación del dinero.

$$(2) \quad Y/M = V = b_0 Y^{b_1} I^{b_2} RP^{b_3} F^{b_4}$$

en donde los parámetros se relacionan con los originales de la siguiente manera:

$$(3) \quad \begin{aligned} a_0 &= 1/b_0 \\ a_1 &= 1-b_1 \\ a_2 &= -b_2 \\ a_3 &= -b_3 \\ a_4 &= -b_4 \end{aligned}$$

Tomando logaritmos se obtiene la forma funcional básica de las estimaciones (donde la letra L representa logaritmos).

⁵ Es exactamente la misma propuesta por Laidler en su trabajo clásico de demanda de dinero. Véase Laidler (1969), Cap. 5.

$$(4) \quad LV = Lb_0 + b_1LY + b_2LI + b_3LRP + b_4LF$$

Con el objeto de evitar imponer restricciones innecesarias a la estructura de rezagos de esta forma básica, en las estimaciones que se realizaron se partió de una ecuación inicial que contenía hasta cuatro rezagos de todas las variables. Adicionalmente, puesto que las estimaciones se hicieron con datos trimestrales, se incluyeron tres variables dummy para los tres primeros trimestres del año. Por último, también se probó la significancia de variables dummy para los períodos de control reciente a las tasas de interés.

Se utilizaron varias versiones de la tasa de interés ponderada y de la riqueza financiera de la comunidad. En todas las versiones de ambas variables se incluyeron los cuatro principales activos financieros emitidos por el sistema financiero (cuentas de ahorro, cuentas UPAC, certificados de depósito UPAC y certificados de depósito a término, incluyendo aquí CDT de bancos, corporaciones financieras y captaciones de las compañías de financiamiento comercial). Todas las versiones de la riqueza financiera incluyeron además los medios de pago. La diferencia entre unas versiones y otras de ambas variables consistió en la inclusión o no de los Títulos de Participación, los Certificados de Cambio y los Títulos Canjeables por Certificados de Cambio ⁶.

En todos los casos se utilizaron variables sin desestacionalizar, ya que el uso de series desestacionalizadas impide aislar el efecto estacional puro atribuible al comportamiento de la variable dependiente, distorsiona la relación entre las series y puede alterar sustancialmente la especificación dinámica del modelo (Wallis, 1974; Davidson, Hendry, Srba y Yeo, 1978). En el caso de la inflación, se utilizaron datos para períodos anuales (frente a la alternativa de datos trimestrales anualizados). Sin embargo, tal escogencia obedeció a razones de significancia de los coeficientes, no a un propósito de desestacionalización implícita (ya que de todas formas la posibilidad de desestacionalizar existiría con las variaciones trimestrales).

En todas aquellas variables para las cuales se dispuso de información mensual se trabajó con promedios trimestrales (en vez de datos de fin de trimestre). Obviamente ello reduce los posibles errores de medición y los componentes puramente aleatorios de las variables, facilitando así las estimaciones.

⁶ Según la simbología utilizada en el Cuadro 1, LIA y LFA no incluyen ninguno de estos títulos, LIB y LFB incluyen sólo el primero y LIC y LFC los incluyen todos.

III Resultados de las estimaciones

Los principales resultados de la estimación econométrica del modelo aparecen en el Cuadro 1. Con el fin de reducir y transformar el modelo se siguió el método desarrollado por Hendry (1989), cuyas pruebas estadísticas correspondientes se encuentran incorporadas en el programa PC-GIVE. En esencia, el método consiste en:

1. Formular y estimar un modelo general que incluya todas las posibles variables explicativas y un número amplio de rezagos tanto de la variable dependiente como de las independientes (al menos cuatro rezagos cuando se trabaja con datos trimestrales).
2. Establecer mediante pruebas de significancia cuáles variables y cuáles rezagos para el conjunto de variables son significativos.
3. Simplificar el modelo de forma secuencial eliminando y transformando variables (obteniendo variaciones en diferencias, diferencias entre variables, etc.) y probando a cada paso la posible presencia de autocorrelación de residuos, heterocedasticidad y no normalidad de los errores.
4. En el proceso de simplificación, realizar las pruebas estadísticas para verificar la validez de las reducciones (criterio de Schwartz y pruebas F de eliminación de variables).
5. Obtener, al final del proceso, un modelo con un número reducido de variables explicativas con altos niveles de significancia y cuyos parámetros tengan una clara interpretación económica.
6. Comprobar que el modelo final pasa las pruebas de capacidad predictiva y errores no autocorrelacionados y normalmente distribuidos.

La aplicación de esta metodología mostró que tan sólo el primer rezago (del conjunto de variables o de algunas de ellas) mostraba alguna significancia estadística ⁷. Por consiguiente, el modelo fue reducido a

$$(5) \quad LV = c_0 + c_1LV(-1) + c_2LY + c_3LY(-1) + c_4LI + c_5LI(-1) + c_6LRP + c_7LRP(-1) + c_8LF + c_9LF(-1)$$

⁷ Los tests de significancia de los rezagos aparecen en el Apéndice 1.

Mediante una reagrupación de las variables, la expresión anterior puede escribirse también como,

$$(5A) \quad LV = c_0 + c_1LV(-1) + (c_2+c_3)LY - c_3DLY + (c_4+c_5)LI \\ - c_5DLI + (c_6+c_7)LRP - c_7DLRP(-1) + (c_8+c_9)LF - c_9DLF$$

donde la letra D antecediendo una variable significa variaciones. La enorme ventaja de esta forma funcional frente a la anterior radica en que reduce los problemas de colinearidad entre las variables y sus rezagos, que dificultan la estimación de (5) ⁸. Es importante recalcar que la expresión (5A) es simplemente una transformación de la ecuación (5) y no una ecuación en diferencias, ya que en este caso quedarían descartadas a priori todas las variables en niveles.

Una vez estimada la ecuación (5A) se procedió a descartar una a una las variables de menor significancia, hasta llegar a la siguiente expresión que, incluyendo además las dummies trimestrales (Q1, Q2, Q3) y la dummy IFIX86 para el período de control de tasas de interés de 1986, corresponde a la estimación 1 del Cuadro 1.

$$(6) \quad LV = d_0 + d_1LV(-1) + d_2DLY + d_3LI + d_4LRP + d_5DLRP + d_6DLF$$

En el Apéndice 1 pueden verse diversas pruebas de la validez de este proceso de reducción del modelo. Todas las pruebas F muestran niveles de confianza muy altos, tanto para la eliminación de variables individuales como en bloque. El criterio de información de Schwarz y los errores standard de la regresión también ratifican la validez del proceso de reducción.

Aparte de la velocidad rezagada ($LV(-1)$), aparecen como variables explicativas *en niveles* la tasa de interés y la inflación ⁹. El nivel de ingreso y la riqueza aparecen únicamente en diferencias. Aunque en la siguiente sección exploraremos los aspectos dinámicos de estos resultados, conviene señalar aquí su principal implicación: las variables que resultan significativas en niveles tienen efectos sobre la variable dependiente tanto en el corto como en el largo plazo; en cambio, aquéllas que sólo son significativas en diferencias tienen apenas efectos temporales sobre la variable dependiente (ya que una variable en diferencias toma el valor de cero cuando se estabiliza el nivel de la variable original).

Puesto que en la estimación 1 aparece como variable explicativa la tasa de interés nominal (LIA), es conveniente probar si su componente real tiene una influencia distinta de su componente inflacionario. Para el efecto, en la estimación 1A, en vez de la tasa de interés nominal se toma la tasa de interés real (LIAREAL) como variable explicativa, manteniendo además la inflación, que ya aparecía en la

⁸ Véase al respecto Hendry y Mizon (1978), Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978) y Hendry (1989).

⁹ Aunque esta última variable con un nivel de significancia inferior al 95%. Véase más adelante.

CUADRO 1

Estimaciones de la velocidad de circulación de dinero
Datos trimestrales 1975.2 - 1988.4 menos 8 observaciones para predicción
Variable dependiente: Logaritmo de la velocidad de circulación

	(1)	(1A)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)*
Método estimación	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MC2E
Constante	-0.8349 (-6.63)	-0.8349 (-6.63)	-0.7614 (-6.07)	-0.6552 (-4.37)	-0.5895 (4.08)	-0.7712 (-5.69)	-0.7510 (-5.82)
LV(-1)	0.5109 (6.09)	0.5109 (6.09)	0.5129 (5.87)	0.6026 (5.78)	0.640 (5.46)	-0.4856 (-5.47)	-0.4897 (-5.35)
Q1	0.0860 (3.00)	0.0860 (3.00)	0.0882 (2.96)	0.1125 (2.77)	0.1018 (2.52)	0.0890 (2.92)	0.0855 (2.61)
Q2	0.0337 (2.15)	0.0337 (2.15)	0.0362 (2.22)	0.0724 (4.00)	0.0703 (3.67)	0.0364 (2.20)	0.0363 (2.06)
Q3	0.0472 (4.32)	0.0472 (4.32)	0.0481 (4.24)	0.0604 (4.28)	0.0585 (4.05)	0.0481 (4.18)	0.0475 (3.95)
DLY	1.1261 (5.92)	1.1261 (5.92)	1.1351 (5.74)	1.2951 (4.94)	1.2192 (4.66)	1.1415 (5.63)	1.1169 (5.12)
DLFA	-0.4739 (-4.90)	-0.4739 (-4.90)	-0.4527 (-4.52)			-0.4547 (-4.47)	-0.4225 (-3.56)
DLF8				-0.0536 (-1.01)			
DLFC					-0.0416 (-0.75)		
LIA	0.1948 (5.61)		0.1973 (5.47)			0.2004 (5.09)	0.1944 (5.24)
LIAREAL		0.1948 (5.61)					
LIB				0.1801 (3.77)			
LIC					0.1409 (3.46)		
LRP	0.0267 (2.01)	0.2215 (6.03)					
DLRP	0.0469 (1.92)	0.0469 (1.92)	0.0611 (2.52)	0.1039 (3.64)	0.1022 (3.50)	0.0612 (2.49)	0.0617 (2.24)
IFIX86	0.0699 (4.54)	0.0699 (4.54)	0.0657 (4.14)	0.0639 (2.88)	0.0613 (2.66)	0.0660 (4.09)	0.0660 (4.02)
LIDXLA						-0.0021 (-0.21)	

*Muestra 1975.3 a 1988.4 menos 8 observaciones para predicción. Véase la lista de instrumentos en la nota de pie 15.

CUADRO 1A
Tests de probabilidad de significancia. No autocorrelación
Capacidad predictiva y normalidad de
las regresiones del Cuadro 1

	(1) y (1a)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
R ²	0.9540	0.9483	0.9188	0.9149	0.9484	—
Sigma	0.0187	0.0194	0.0245	0.0250	0.0197	0.0196
F9, 37 a	74.66	76.22	46.51	44.21	69.68	—
D. W.	1.962	1.832	1.874	1.856	1.845	1.814
AR1-4 F4, 33 b	0.24	0.44	1.36	1.27	0.50	0.31
Chow F8, 37 c	0.92	0.95	0.73	0.79	0.93	—
Nom. Chi ² (2)	0.51	0.28	2.77	3.16	0.33	0.37

a F10, 36 en las ecuaciones 1, 1a y 5

b F4, 32 en las ecuaciones 1, 1a y 5 y F1, 33 en la ecuación 7

c F8, 36 en las ecuaciones 1, 1a y 5

d Sigma de la forma reducida 0.02599

estimación inicial. Los resultados son simplemente una transformación algebraica de los anteriores, pero son de utilidad para mostrar que tanto la tasa de interés real como la inflación son fuertemente significativas, con los signos esperados teóricamente, pero con coeficientes que no difieren en forma estadísticamente significativa entre sí¹⁰. Esto indica que aunque ambos ejercen influencia sobre la demanda de dinero, es adecuado utilizar exclusivamente la tasa nominal de interés como variable explicativa, como en efecto se hace en la estimación 2. Esta nueva estimación corrige además el problema de colinearidad que impedía captar la influencia de los *cambios* en la tasa de inflación, que ahora resultan significativos, indicando que, en el corto plazo, la inflación sí ejerce una influencia propia, independiente de la tasa de interés, sobre la velocidad de circulación del dinero. En el largo plazo, las variaciones del ritmo de inflación tienden a reflejarse en las tasas nominales de interés, ejerciendo por esta vía una influencia permanente sobre la velocidad monetaria.

Los resultados relativos a la tasa de interés muestran en definitiva que existe sustituibilidad entre el dinero y el agregado de los principales activos emitidos por los intermediarios financieros, con una elasticidad cercana a -0.2 en el corto plazo y a -0.4 en el largo plazo (de acuerdo con los estimativos de las ecuaciones 1 ó 2, variable LIA). La inclusión de los papeles oficiales en la variable ponderada de tasas de interés tiende a deteriorar su significancia, como se aprecia en las ecuaciones 3 y 4 (variable LIB, que incluye Títulos de Participación o variable LIC que además incluye Certificados de Cambio y Títulos Canjeables). Ello sugiere que la sustituibilidad del dinero con estos papeles es muy reducida o inexistente, como ha sido encontrado en otros estudios (Lee

¹⁰ Esto resulta consistente con el hecho de que la inflación no es significativa con el 95% de confianza en la estimación 1.

y Oliveros, 1983; Clavijo, 1987). Sin embargo, la aparente falta de sustituibilidad entre los papeles oficiales y el resto de activos financieros, incluido el dinero, puede deberse a las condiciones de funcionamiento de ese mercado. En efecto, como es sabido, durante los años setenta la demanda de papeles oficiales estuvo dominada por un número muy reducido de participantes, restándole transparencia a las cotizaciones. En los ochenta, ha sido común que parte de las demandas sea de carácter forzoso, en la medida en que el gobierno ha obligado a algunas entidades del sector público a colocar parcialmente sus disponibilidades financieras en títulos oficiales. Por otro lado, también ha ocurrido que cuando las condiciones de rentabilidad de dichos títulos han resultado atractivas, los demandantes privados se han visto racionados por el tamaño de las emisiones realizadas. Debido a esta serie de circunstancias, no es sorprendente que las estimaciones econométricas de la demanda de dinero y otros activos financieros no logren reflejar adecuadamente el comportamiento de este mercado ¹¹.

En otros ejercicios (que no se reportan) se buscó captar la influencia que sobre la velocidad de circulación tienen las diferentes tasas de interés individuales por activos o subgrupos de activos. Para tal fin se tomaron los diferenciales entre dichas tasas individuales y los promedios ponderados anteriores. Sin embargo, en ningún caso se obtuvieron coeficientes significativos. También se intentó captar la influencia del diferencial de rentabilidad entre las inversiones financieras fuera y dentro del país, sin resultados aceptables teórica ni estadísticamente (véase la ecuación 5, variable LIDXLA).

De acuerdo con los resultados de cualquiera de las ecuaciones del Cuadro 1, la velocidad de circulación del dinero tiene una elasticidad-ingreso que no es estadísticamente diferente de *uno* en el corto plazo (variable DLY). Esto equivale a decir que los cambios en el nivel de ingreso de un trimestre a otro tienden a acomodarse en su totalidad a través de cambios en la velocidad de circulación del dinero, y no a través de variaciones en la cantidad real de dinero demandada. Sin embargo, como éste es sólo un efecto temporal, ya que la velocidad de circulación es independiente del nivel de ingreso en el largo plazo, la demanda real de dinero tiende necesariamente a aumentar en los períodos sucesivos hasta experimentar un cambio proporcional idéntico al del ingreso. En la sección siguiente exploraremos la dinámica de este importante resultado.

Con respecto a la riqueza financiera, que es uno de los aspectos novedosos de estas estimaciones, se encontraron efectos significativos pero tan solo de naturaleza transitoria; es decir, resultaron significativas las variaciones, pero no los niveles de dicha variable. Los niveles de significancia fueron altos únicamente cuando la definición adoptada excluía los papeles oficiales (variable DLFA). Esto resulta consistente con las conclusiones respecto a la existencia de sustituibilidad del dinero con los activos emitidos por el sistema financiero y la aparente falta de sustituibilidad con los papeles

¹¹ Sin embargo, en Lora (1990) se encuentra que en algunos períodos reducidos hay evidencia de elevada sustituibilidad entre los papeles oficiales y el resto de activos del sistema financiero.

oficiales. La alta elasticidad encontrada (0.45) para la definición más restrictiva es indicativa de una gran sensibilidad de los saldos monetarios en circulación a la posición del portafolio del público. Sin embargo, como se trata de un efecto puramente temporal, queda implícito que el dinero opera solamente como un depósito pasajero de parte de los cambios en dicho portafolio, antes de ser finalmente colocados en activos rentables.

Por último, cabe observar que la variable dummy para los tres primeros trimestres de 1986 resultó ser positiva y muy significativa en todas las estimaciones, indicando que la imposición de controles a las tasas de interés indujo una mayor velocidad de circulación del dinero, posiblemente por la aparición de algunas innovaciones financieras sustitutivas del dinero¹². No obstante, en contra de lo que cabría esperar, esta misma hipótesis no pudo comprobarse para el período de control de 1988¹³.

En el Cuadro I.A. se presentan algunas pruebas estadísticas sobre la bondad del ajuste, la capacidad predictiva de las estimaciones y sobre los supuestos de no autocorrelación y normalidad de los errores.

Los coeficientes de ajuste y los estadísticos F muestran valores muy elevados, que confirman la bondad del ajuste de todas las estimaciones.

Una prueba F para autocorrelación hasta de cuarto orden permite rechazar la hipótesis de errores autocorrelacionados con un alto grado de confianza en las ecuaciones que incluyen las variaciones en la riqueza financiera en su versión A (dinero más los activos emitidos por el sistema financiero, ecuaciones 1, 1a, 2 y 5. En las ecuaciones 3 y 4, que utilizan definiciones más amplias de la riqueza financiera es menor la confianza con la que puede rechazarse la hipótesis de errores no autocorrelacionados.

La capacidad predictiva de las estimaciones puede juzgarse por la prueba Chow de constancia de los parámetros, que se distribuye como una función F. La prueba se aplicó a los valores proyectados por las distintas ecuaciones a las observaciones de 1987 y 1988. Todas las ecuaciones registran una buena capacidad predictiva, como indican los bajos valores de los estadísticos F. Cabe observar, sin embargo, que la capacidad predictiva de las ecuaciones 3 y 4, que incluyen uno o más papeles oficiales, es superior a la de las restantes, a pesar de que su capacidad explicativa dentro de la muestra es inferior. Esta peculiaridad ya había sido observada por Clavijo (1988).

¹² Como esta variable se encuentra en niveles queda implícito que el efecto de los controles sobre la velocidad de circulación del dinero se mantiene durante su vigencia, pero no son permanentes después de desmontados tales controles. Obsérvese además que la variable dummy se extendió hasta el tercer trimestre de 1986, a pesar de que los controles fueron eliminados al principio de este trimestre.

¹³ Las regresiones que se reportan en el cuadro fueron estimadas con observaciones desde el segundo trimestre de 1975 hasta el último de 1986 con el fin de dejar ocho observaciones para probar la capacidad predictiva del modelo. Obviamente, la variable dummy para el control de 1988 se probó con una regresión para todas las observaciones hasta el fin de este año.

Como lo indica este autor, ello no implica sin embargo que deban preferirse estas ecuaciones, ya que siendo claramente menor su poder predictivo dentro de la muestra, su aparente ventaja por fuera de la muestra bien puede deberse a factores fortuitos.

Por último, en el Cuadro 1A se incluye una prueba de normalidad de los errores (según una distribución Chi²), que confiere nuevamente una clara ventaja a las ecuaciones 1, 1A, 2 y 5, o sea aquéllas en las que no intervienen los papeles oficiales. En las ecuaciones 3 y 4, los resultados de esta prueba muestran que hay seria evidencia de que los errores se distribuyen de manera anormal, lo cual obliga a poner en cuestión la calidad de las estimaciones.

En resumen, es claro que las ecuaciones que utilizan la versión más restrictiva de los sustitutos del dinero (activos emitidos por el sistema financiero únicamente) se desempeñan mejor que las ecuaciones restantes. En particular, la ecuación 2, que será la base de los ejercicios dinámicos que siguen ¹⁴, pasa todas las pruebas de significancia, no autocorrelación, capacidad predictiva y normalidad de los errores.

Las estimaciones hasta ahora comentadas fueron obtenidas por mínimos cuadrados ordinarios. Como es sabido, este método es inadecuado cuando existe simultaneidad entre las variables explicativas y la variable dependiente, ya que ello da lugar a sesgos e inconsistencias en los estimadores. Dada la forma funcional utilizada en las estimaciones anteriores, existe un problema de identidad de los términos aleatorios de variables (endógenas) que aparecen a ambos lados de la ecuación. Esto se debe a que la velocidad de circulación se define como el cociente entre el nivel de ingreso y la cantidad real de dinero, pero el nivel de ingreso es una de las variables explicativas, que debe ser endógena en un modelo estructural más amplio.

El método de estimación adecuado en estas circunstancias es el de mínimos cuadrados en dos etapas, que requiere el uso de un conjunto de instrumentos para explicar el comportamiento de las variables que son estrictamente endógenas. En la columna 6 del Cuadro 1 aparecen los resultados de una estimación realizada con este método ¹⁵. Allí se confirman todas las conclusiones de los ejercicios anteriores. En particular, puede observarse que no hay evidencia de sesgos apreciables en ninguno de los coeficientes originalmente estimados (compárese la ecuación 6 con la ecuación 2). En el Cuadro 1A se observa que las estimaciones por mínimos cuadrados en dos etapas continúan

¹⁴ Reestimada para el período completo 1975.2 - 1988.2 con el fin de hacer el mejor uso de toda la información para aumentar la precisión de los parámetros.

¹⁵ Las variables instrumentales utilizadas fueron: la capacidad de compra interna de la cosecha cafetera; la capacidad de compra interna del gasto doméstico total del gobierno central; la capacidad de compra interna de las exportaciones menores; la capacidad de compra interna de los reintegros de exportaciones de servicios no financieros; la capacidad de compra interna de las importaciones exógenas (es decir aquéllas no explicadas por los niveles contemporáneos del PIB total); la capacidad de compra interna de los impuestos exógenos (calculados de igual forma que las importaciones exógenas); el PIB del sector agrícola; el PIB del sector minero; la tasa de interés externa (Prime), y la tasa de devaluación anual del peso.

siendo satisfactorias según los criterios de no autocorrelación, homocedasticidad y normalidad de los errores ¹⁶. De esta manera, puede concluirse que la crítica de simultaneidad, aunque válida en principio, no tiene ninguna implicación práctica sobre las estimaciones porque en un modelo más general que endogenice las variables explicativas que pueden estar influidas por la cantidad de dinero se obtienen coeficientes estructurales prácticamente idénticos a los que resultan de la estimación directa por mínimos cuadrados ordinarios ¹⁷.

IV Elasticidades dinámicas de demanda de dinero

El método de estimación utilizado en la sección anterior permite distinguir las variables que ejercen efectos temporales, o de desequilibrio, sobre la velocidad de circulación y la demanda de dinero, de aquéllas que tienen efectos permanentes o de equilibrio de largo plazo sobre dichas variables. Considérese la siguiente expresión, que corresponde a la ecuación 2 del Cuadro 1 (omitiendo las variables dummies), y la cual es, a su vez, una forma restringida de la ecuación (5A) explicada en la sección II ¹⁸.

$$(7) \quad LV = e_0 + e_1LV(-1) + e_2DLY + e_3LI + e_4DLRP + e_5DLF$$

Puesto que,

$$(8) \quad DLY = LY - LY(-1)$$

y de igual forma para las demás variables en diferencias; y, además, por definición, la velocidad de circulación del dinero es (véase nuevamente la expresión (2) en la sección II),

$$(9) \quad LV = LY - LM$$

se deduce que,

$$(10) \quad LM = -e_0 + e_1LM(-1) + (1-e_2)LY + (e_2-e_1)LY(-1) \\ - e_3LI - e_4(LRP-LRP(-1)) - e_5(LF-LF(-1))$$

¹⁶ El programa utilizado no permite calcular los tests de autocorrelación de orden superior a uno ni la prueba Chow de predicción con el número de variables utilizadas. Sin embargo, una prueba χ^2 de predicción con 8 grados de libertad dio un valor de 1.71, que se sitúa dentro de un margen de confianza aceptable.

¹⁷ El estudio ya citado de Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978) tampoco encontró evidencia de sesgos de simultaneidad para las estimaciones de demanda de dinero por mínimos cuadrados para el Reino Unido.

¹⁸ Conviene recordar que, como allí se mostró, esta expresión es una transformación algebraica de una función que tiene como variable dependiente la velocidad en niveles, no en variaciones.

donde, de acuerdo con la estimación 2 del Cuadro 1, los siguientes son los valores de los parámetros:

$$\begin{aligned} e_1 &= 0.5129 \\ e_2 &= 1.1351 \\ e_3 &= 0.1973 \\ e_4 &= 0.0611 \\ e_5 &= -0.4527 \end{aligned}$$

La expresión (10) establece la relación entre los saldos monetarios reales y sus variables explicativas a través del tiempo. Si se entiende por corto plazo el período en el que pueden ocurrir cambios *contemporáneos* en las variables independientes y en la dependiente, esta expresión muestra directamente cuáles son las elasticidades de corto plazo. En efecto, puesto que todas las variables están en logaritmos, se deduce que $1-e_2$ (o sea, -0.1351 ¹⁹) es la elasticidad de la demanda de dinero de corto plazo con respecto al ingreso (contemporáneo), $-e_3$ (o sea, -0.1973) con respecto a la tasa de interés, $-e_4$ (-0.0611), con respecto a la inflación y $-e_5$ (0.4527) con respecto a la riqueza financiera. Si, a su vez, se define el largo plazo como aquella situación en la cual se estabilizan los *niveles* de todas las variables, de la expresión anterior pueden también deducirse fácilmente las elasticidades de largo plazo. En efecto, en esta situación desaparece la distinción entre las variables contemporáneas y rezagadas, de forma que la expresión (10) se reduce a

$$(11) \quad LM = -e_0 + e_1 LM + (1-e_1) LY - e_3 LI$$

y, por consiguiente,

$$(12) \quad LM = -e_0/(1-e_1) + LY - e_3/(1-e_1) LI$$

de donde resulta que la elasticidad de largo plazo con respecto al ingreso es uno y con respecto a la tasa de interés es $-e_3/(1-e_1)$, o sea -0.405 . La tasa de inflación y la riqueza financiera no intervienen en esta expresión, lo cual implica que no ejercen influencia sobre la demanda de dinero de equilibrio en el largo plazo. Su influencia en el corto plazo puede interpretarse como un elemento propio de la demanda en períodos breves, cuando los agentes económicos enfrentan restricciones de carácter pasajero que tienden a suavizarse en el largo plazo. De esta manera, la divergencia entre las elasticidades de corto y de largo plazo refleja las limitaciones que tienen los agentes económicos para adecuar rápidamente sus saldos monetarios reales de acuerdo con sus deseos cuando se presentan cambios bien sea en las variables que determinan la demanda de equilibrio de largo plazo (el ingreso y la tasa de interés) como en aquéllas

¹⁹ Obsérvese sin embargo que, puesto que el parámetro e_2 no es significativamente diferente de 1, el valor de esta elasticidad no es significativamente diferente de cero.

que afectan las tenencias de saldos monetarios reales por razones de naturaleza temporal (esto es, la inflación y el tamaño del portafolio ²⁰).

La expresión (10) permite establecer no sólo las elasticidades de corto y largo plazo, entendidas como acabamos de explicar, sino también todas las elasticidades entre estas dos situaciones extremas. En otras palabras, dicha expresión permite reconstruir todo el proceso de ajuste de la demanda de dinero desde el momento en que se produce un cambio en una variable independiente cualquiera hasta que se restablece nuevamente la situación de equilibrio deseado final. Esto es así debido a que esa expresión incluye términos rezagados, a través de los cuales se reproducen en el tiempo los efectos iniciales de un cambio en una variable cualquiera. En el Apéndice 2 se encuentra una deducción matemática de las funciones de respuesta (o elasticidades dinámicas) de la demanda de dinero a través del tiempo. Los ejercicios que se presentan a continuación, que se basan en esas funciones, permiten apreciar de forma intuitiva cómo responde la demanda de dinero ante cambios de sus variables explicativas.

A. Cambios permanentes en las variables independientes

En los Gráficos 1 a 4 se muestra la evolución de las elasticidades de los saldos monetarios reales cuando se produce un cambio de carácter permanente en las variables independientes. Los ejercicios se basan en los resultados de una regresión de la forma de la ecuación 2 del Cuadro 1, extendida hasta el último trimestre de 1988 ²¹.

De acuerdo con el Gráfico 1, en el momento de producirse un cambio en el nivel de ingreso las tenencias reales de dinero cambian muy poco. Sin embargo, si dicho cambio es permanente, como allí se supone, la demanda de dinero tiende a elevarse hasta reflejar en el largo plazo exactamente la misma variación proporcional que el ingreso. Según el valor de los coeficientes estimados, cerca de la mitad de este ajuste ocurre en el término de dos trimestres, y después de otros cuatro trimestres el ajuste alcanza más del 90% de su valor total (curva de trazo continuo). Sin embargo, teniendo en cuenta la probabilidad de error de estos estimativos, tan sólo puede decirse con un 95% de confianza que la mitad del ajuste ocurre entre uno y tres trimestres aproximadamente, y que el 90% del ajuste puede tomar un período tan corto como tres trimestres o tan largo como unos nueve trimestres aproximadamente.

En el Gráfico 2 se observa que el patrón de comportamiento con respecto a la tasa de interés es sustancialmente diferente al anterior. En este caso, tanto el tamaño de la

²⁰ Los cambios en la inflación pueden afectar la demanda de corto, pero no la de largo plazo, porque las tasas de interés no reflejan dichos cambios de forma instantánea. Por su parte, como ya se mencionó, la riqueza financiera afecta la demanda monetaria de corto plazo porque el dinero se utiliza como depósito pasajero de valor hasta lograr las asignaciones deseadas del portafolio en activos rentables.

²¹ Como ya se mencionó, las estimaciones del Cuadro 1 dejan ocho trimestres por fuera de la muestra con el fin de probar su capacidad predictiva. Para fines de simulación resulta más conveniente basarse en las estimaciones para la muestra completa porque ello reduce la variabilidad de los estimativos. Por razones semejantes se utilizó la ecuación 2, y no la ecuación 6 de mínimos cuadrados en dos etapas, ya que es mayor la precisión de las estimaciones en el primer caso.

GRAFICO 1
Evolución de la elasticidad-ingreso de la demanda de dinero ante un cambio definitivo en el ingreso

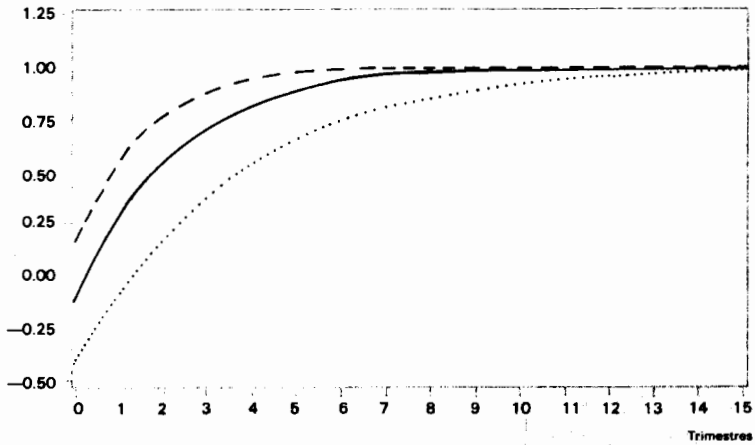
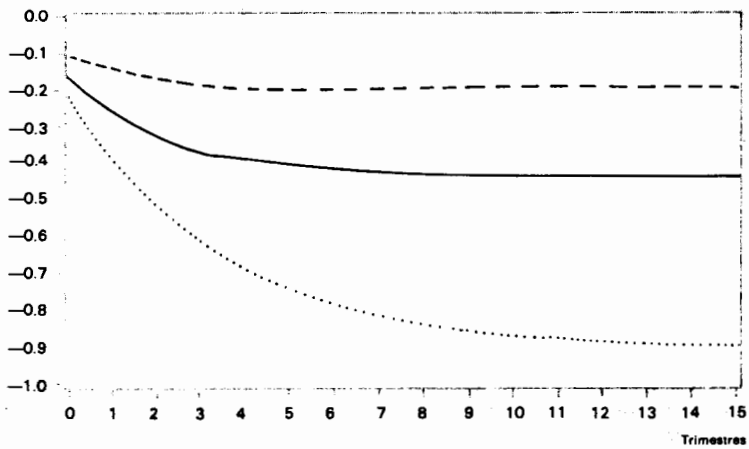


GRAFICO 2
Evolución de la elasticidad de la demanda de dinero respecto a la tasa de interés ante un cambio definitivo de esta variable



Nota: En este y los siguientes gráficos se representan elasticidades medias (trazo continuo) y elasticidades medias ± 2 desviaciones típicas (trazos discontinuos).

GRAFICO 3
Evolución de la elasticidad de la demanda de dinero respecto a la inflación ante un cambio definitivo de esta variable

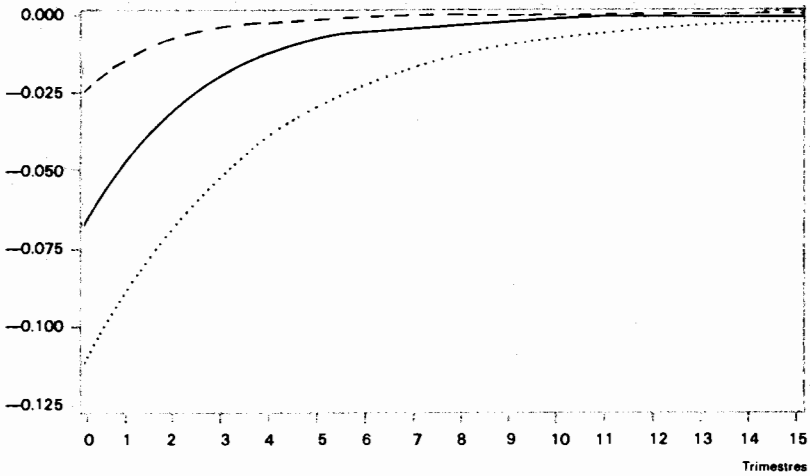
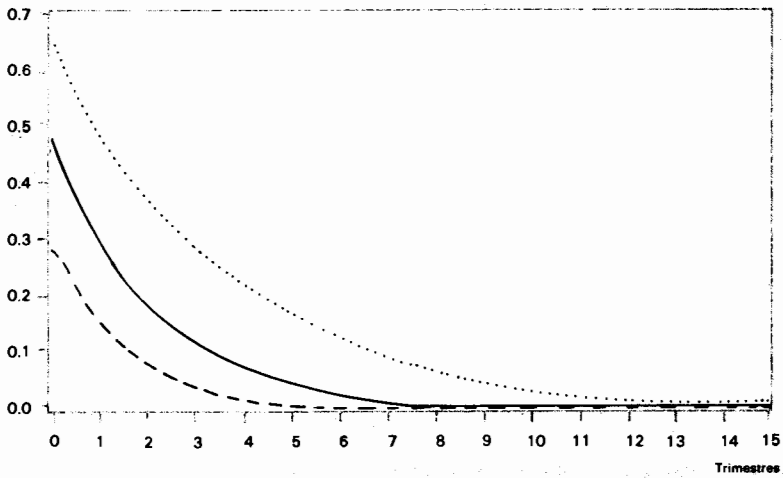


GRAFICO 4
Evolución de la elasticidad de la demanda de dinero respecto al portafolio ante un cambio definitivo de esta variable



elasticidad como su dispersión tienden a elevarse a través del tiempo. Con un 95% de probabilidad, la elasticidad impacto de la demanda de dinero con respecto a la tasa de interés se sitúa entre -0.10 y -0.22 . La elasticidad al término de un año puede fluctuar en cambio entre -0.19 y -0.69 y en el largo plazo entre -0.20 y -0.91 .

Por su parte, los efectos con respecto a la tasa de inflación y a la riqueza financiera muestran un comportamiento dinámico diferente a los dos anteriores, aunque semejante entre sí (con signo opuesto). A diferencia del nivel de ingreso o de las tasas de interés nominales, la inflación o la riqueza financiera sólo ejercen efectos pasajeros sobre los saldos reales de dinero, ya que no influyen sobre su demanda en el largo plazo²². Por consiguiente, la dispersión de los estimativos se relaciona sólo con la magnitud del impacto inicial y con el tiempo que tal impacto tarda en desaparecer. La elasticidad impacto con respecto a la tasa de inflación se sitúa con un 95% de probabilidad en un rango que va de -0.02 a -0.11 . Con la misma probabilidad, al término de un año ese margen se reduce a un rango entre -0.001 y -0.036 (Gráfico 3). Algo semejante ocurre con los cambios en el nivel de riqueza de la comunidad. En el momento en que se producen, tienden a generar aumentos en las tenencias de dinero que reflejan entre un 28% y un 64% de la variación proporcional del acervo de riqueza. Al cabo de un año, ese efecto se reduce a un margen ya muy reducido, de entre el 1.8% y el 21%.

5. Cambios temporales en las variables independientes

En los Gráficos 5 a 8 se puede apreciar el comportamiento de las elasticidades en respuesta a cambios en las variables independientes que se producen sólo en un trimestre. Debido a su naturaleza momentánea, en ninguno de estos casos quedan rastros permanentes en la demanda de dinero²³. Por consiguiente las elasticidades de largo plazo son todas cero. Sin embargo, la forma como se restablece el equilibrio de largo plazo de la demanda de dinero varía de unos casos a otros.

Cuando se trata de un aumento pasajero en el ingreso, el efecto más fuerte se siente al trimestre siguiente de producirse dicho aumento (con una elasticidad entre 0.34 y 0.40, véase el Gráfico 5). A partir del trimestre siguiente este efecto tiende a disolverse rápidamente, de suerte que un año después del aumento del ingreso la elasticidad cae a niveles entre 0.05 y 0.15.

En el caso de un aumento pasajero en la tasa de interés, la reducción de impacto que se produce en la demanda de dinero tiende a corregirse gradualmente en los trimestres

²² Recuérdese, sin embargo, que la inflación ejerce un efecto sobre la demanda deseada de largo plazo a través de las tasas nominales de interés.

²³ Esta afirmación supone, estrictamente, que las variables tienen raíces estables. De otra forma, un cambio de carácter temporal en una variable explicativa puede traducirse en un desplazamiento permanente que se reflejaría en la demanda de dinero.

GRAFICO 5
Evolución de la elasticidad-ingreso de la demanda de dinero
ante un cambio del ingreso en un solo periodo

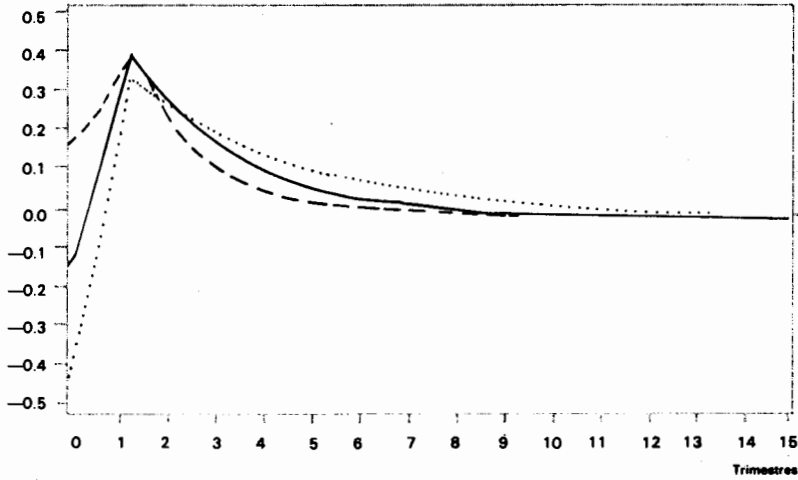


GRAFICO 6
Evolución de la elasticidad de la demanda de dinero respecto
a un cambio de la tasa de interés en un solo periodo

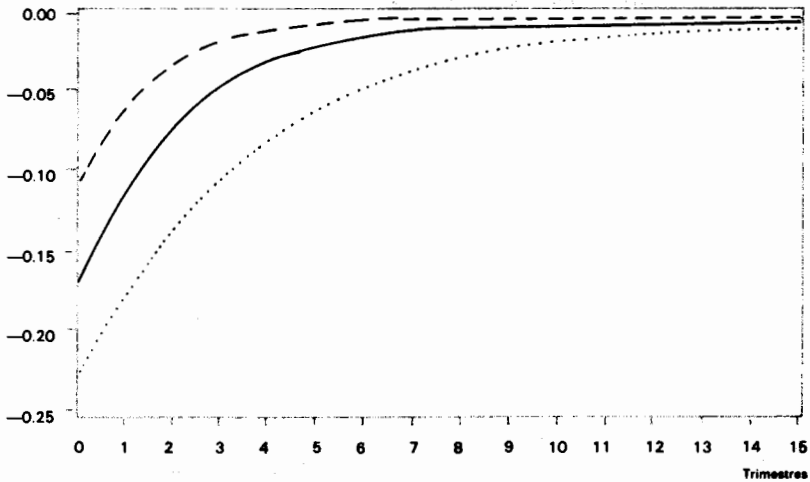


GRAFICO 7
Evolución de la elasticidad de la demanda de dinero respecto a un cambio de la tasa de inflación en un solo periodo

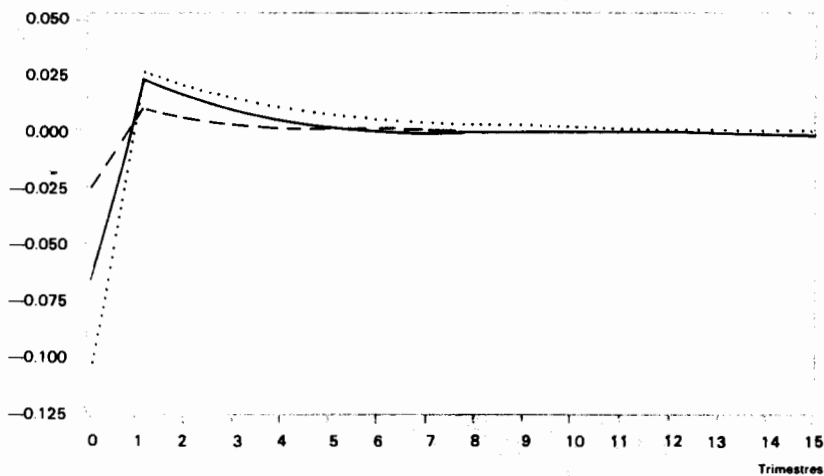
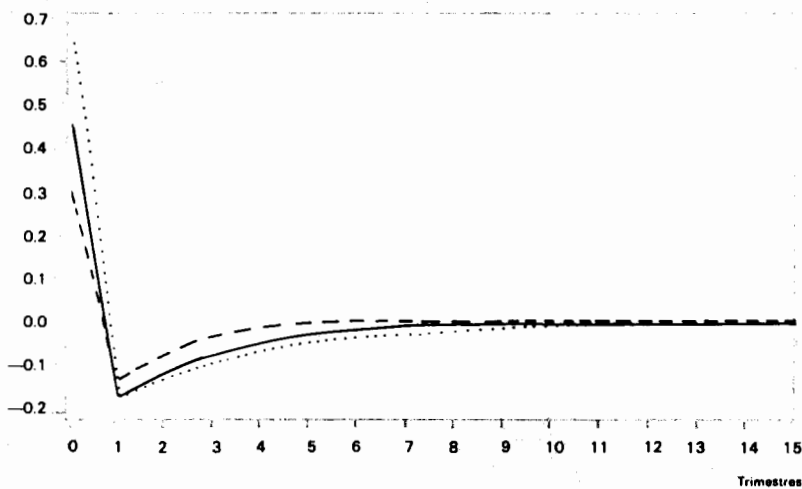


GRAFICO 8
Evolución de la elasticidad de la demanda de dinero respecto a un cambio del portafolio en un solo periodo



siguientes. Al término de un año las elasticidades se sitúan entre -0.01 y -0.07 , habiendo partido de un rango entre -0.10 y -0.22 (Gráfico 6).

Las reacciones dinámicas con respecto a cambios pasajeros en la tasa de inflación y la riqueza financiera son bastante rápidas (Gráficos 7 y 8). En ambos casos se produce una reacción de signo contrario al inicial en el trimestre siguiente al shock que corrige gran parte del efecto de impacto. Por esta razón, al cabo de un año los efectos de cualquiera de estos dos shocks pasajeros son prácticamente despreciables ²⁴.

V Consideraciones finales y conclusiones

La proposición fundamental en que se basa toda política de control de los agregados monetarios es la de que existe una relación estable y bien definida entre la demanda de dinero y sus variables explicativas, que presumiblemente son muy pocas.

Nuestras estimaciones indican que la velocidad de circulación del dinero es, efectivamente, una función muy parsimoniosa en el largo plazo, ya que depende exclusivamente del nivel ponderado de las tasas de interés nominales de los principales activos del sistema financiero. Esta sola variable capta adecuadamente la influencia de la inflación y las tasas reales de interés sobre la demanda de dinero. Ni siquiera el nivel de ingreso de la economía influye en el largo plazo sobre la velocidad de circulación del dinero en Colombia, lo cual equivale a decir que la elasticidad-ingreso de la demanda monetaria es unitaria en el largo plazo. Puede demostrarse además que esta proposición es independiente del ritmo de crecimiento económico de largo plazo ²⁵.

Aunque de este trabajo no es posible deducir qué tan estable es la demanda de dinero en el largo plazo ²⁶, los resultados sí muestran que la demanda de dinero en el corto

²⁴ El efecto de un cambio pasajero en la tasa de inflación puede sin embargo ser mucho más duradero si llega a reflejarse en un cambio, incluso pasajero, de las tasas de interés, dado que el proceso de absorción de este efecto es mucho más lento, como vimos en el Gráfico 6. Este es un argumento de importancia para oponerse a la indexación de las tasas de interés con base en la inflación de corto plazo.

²⁵ Ello supone que dicho ritmo de crecimiento económico es una constante en el largo plazo. Si las tendencias de crecimiento son descendentes, puede demostrarse entonces que la elasticidad-ingreso de largo plazo es menor que uno y depende inversamente del ritmo de reducción de la tasa de crecimiento económico. Esto puede contribuir a explicar por qué en la mayoría de las estimaciones de otros autores, la elasticidad ingreso de largo plazo que se encuentra es inferior a la unidad.

²⁶ Las pruebas de capacidad predictiva que aparecen en el Cuadro IA son indicativas de estabilidad. Sin embargo, como Carrasquilla y Rentería (1990) lo han mostrado, la prueba Chow, que es la aquí utilizada, puede cambiar bruscamente al modificar los periodos de predicción.

plazo depende de factores más diversos que en el largo plazo. Como hemos visto, la velocidad de circulación del dinero depende en períodos trimestrales no sólo del nivel de las tasas de interés sino, también, de las variaciones del nivel de ingreso, de los cambios en el acervo de riqueza financiera de la comunidad, de las fluctuaciones en la tasa de inflación y, en ocasiones, de la presencia de controles administrativos a las tasas de interés, posiblemente por el incentivo a la creación de innovaciones financieras sustitutivas del dinero.

El hecho de que algunas de estas variables tengan influencia sólo temporal sobre los saldos monetarios reales implica que existen mecanismos de ajuste dinámico de dichos saldos a sus niveles deseados de largo plazo. A través del tiempo, los agentes económicos modifican sus tenencias monetarias en la dirección que se lo indican sus demandas de equilibrio de largo plazo para deshacerse de los excesos (o faltantes) generados por fluctuaciones en los determinantes de esas demandas de largo plazo, como son el ingreso y las tasas de interés, o por cambios en las variables que afectan sólo de forma temporal sus requerimientos de liquidez, tales como la inflación o el tamaño del portafolio. Estos procesos de ajuste de los agregados monetarios a sus niveles de equilibrio de largo plazo pueden ser relativamente complejos en la práctica. A través de una variedad de ejercicios hipotéticos, en este estudio se ha mostrado que los procesos de ajuste de la demanda de dinero difieren para cada variable no sólo en su signo y magnitud, sino también en su duración y efecto final.

De los resultados anteriores, el más novedoso es el referente a la influencia temporal del tamaño del portafolio sobre la demanda de dinero. La presencia de este efecto es indicativa de que el dinero se utiliza en el corto plazo no sólo por razones de transacción sino como un depósito pasajero de valor para asignar el portafolio entre los activos rentables disponibles. En el largo plazo, una vez se ha hecho esta asignación, este uso del dinero desaparece, regresándose a una función convencional para fines de transacción²⁷. Como se señaló en la introducción, la presencia del portafolio entre las variables explicativas de la demanda de dinero tiene implicaciones analíticas y de política importantes. Para repetirlo nuevamente, implica que el sistema financiero ejerce un papel activo en la determinación de la demanda de dinero y que las políticas dirigidas a controlar la oferta influyen también sobre la demanda monetaria en la medida en que afectan la oferta global de crédito y, por consiguiente, el valor del lado activo de los balances del público.

²⁷ La presencia de la tasa ponderada de interés en la función de largo plazo refleja el costo de oportunidad de los saldos monetarios utilizados para realizar las transacciones: al elevarse dicho costo, el público hará un uso más eficiente de dichos saldos. Es posible, sin embargo, que este proceso no sea totalmente reversible, ya que una vez establecida la forma de economizar en saldos monetarios, una caída en la tasa de interés no llevará al público a la situación anterior, antes del alza.

Bibliografía

- Calderón, A. (1990): "Velocidad del dinero y política monetaria", Banco de la República, mimeo.
- Carrasquilla, A. y Rentería, C. (1990): "¿Es inestable la demanda por dinero en Colombia?", Banco de la República, mimeo.
- Clavijo, S. (1987): "Hacia una caracterización del comportamiento de la velocidad de circulación del dinero: El caso colombiano 1959-1986", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 12, diciembre.
- Clavijo, S. (1988): "Comparación de demandas reales por diferentes agregados monetarios", *Revista del Banco de la República*, agosto.
- Davidson, J. E., Hendry, D. F., Srba, F. y Yeo, S. (1978): "Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers expenditure and income in the United Kingdom", *Economic Journal*, 88, diciembre.
- Harvey, A. C. (1981): *Time Series Models*, Londres: Phillip Allan.
- Hendry, D. F. y Mizon, G. E. (1978): "Serial correlation as a convenient simplification, not a nuisance: A comment on a study of the demand for money by the Bank of England", *Economic Journal*, 88, septiembre.
- Hendry, D. F. (1989): PC-GIVE: An interactive Econometric Modelling, System, University of Oxford.
- Laidler, D.E.W. (1969): *The Demand for Money: Theories and Evidence*, Londres: Intertext Books.
- Lee, M. y Oliveros, H. (1983): "La demanda por activos líquidos en Colombia 1974-1980", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 3, abril.
- Lora, E. (1987): "Macroeconomía del sistema bancario: Un modelo aplicado a Colombia", *Coyuntura Económica*, Vol. XVII, No. 4, diciembre.
- Lora, E. (1989): "Real and financial interactions in a computable general equilibrium model for Colombia", Fedesarrollo, documento de trabajo.
- Lora, E. (1990): "La demanda de activos financieros en Colombia: Un modelo de asignación del portafolio por niveles", Fedesarrollo, documento de trabajo.
- Rennhack, R. y Mondino, G. (1989): "Movilidad de capitales y política monetaria en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 15, junio.
- Steiner, R. (1988): "La demanda por medios de pago, efectivo y depósitos en cuenta corriente: 1967-1986", *Ensayos sobre Política Económica*, No. 13, junio.
- Steiner, R. (1990): "Un (muy breve) recuento de (algunos) estudios sobre demanda de dinero en Colombia", Banco de la República, mimeo.
- Wallis, K. F. (1974): "Seasonal adjustments and relations between variables", *Journal of the American Statistical Association*, 69.

Apéndice 1

Pruebas de reducción del modelo

La reducción del modelo siguió las siguientes etapas:

1. Se estimó la ecuación (4) del texto, con cuatro rezagos de todas las variables (más las variables dummy para los trimestres y la variable dummy de control a las tasas de interés en 1986). Se obtuvieron los siguientes valores para el estadístico F de significancia de los rezagos (período de estimación 1976.1-1988.4 menos ocho observaciones para predicción):

Rezago	F 5.31	Probabilidad
1	1.822	0.137
2	0.276	0.923
3	0.398	0.847
4	0.407	0.840

2. Se estimó la ecuación (5) del texto que, en vista de los resultados anteriores, excluye todas las variables rezagadas 2 o más períodos (ninguna de las cuales era tampoco significativa individualmente). También se estimó la ecuación (5A), cuyos resultados son totalmente compatibles con los de la ecuación (5).

3. Se eliminó la variable DLIA, cuyo t era el más bajo de todos en la estimación anterior ($t = 0.51$).

4. Se eliminó la variable LY con el mismo criterio (el t en la estimación anterior fue -1.06).

5. Finalmente, se eliminó la variable LFA (t en la ecuación anterior 0.66).

Para juzgar la validez de las reducciones se obtuvieron el error típico de la regresión (ETR) y el criterio de información de Schwarz (CS). Estos son los resultados:

Etapas del proceso de reducción	Parámetros	ETR	CS
1	29	0.0210	-6.28
2	14	0.0189	-7.12
3	13	0.0186	-7.20
4	12	0.0186	-7.25
5	11	0.0185	-7.32

Se obtuvieron los estadísticos F de eliminación de variables, con los siguientes resultados:

Reducción	Prueba F	Probabilidad
1 A 2	F 15, 15 = 0.57	0.86
1 A 3	F 16, 15 = 0.54	0.88
1 A 4	F 17, 15 = 0.56	0.87
1 A 5	F 18, 15 = 0.55	0.89
2 A 3	F 1, 30 = 0.26	0.61
2 A 4	F 2, 30 = 0.67	0.52
2 A 5	F 3, 30 = 0.59	0.63
3 A 4	F 1, 31 = 1.11	0.30
3 A 5	F 2, 31 = 0.77	0.47
4 A 5	F 1, 32 = 0.43	0.52

La última ecuación (etapa 5) fue reestimada para el período 1975.2-1988.4 (menos ocho observaciones para predicción), con el fin de utilizar toda la información disponible (debido a la eliminación de los rezagos segundo y siguientes). Los resultados corresponden a la columna 1A del Cuadro 1.

Apéndice 2

Deducción de las elasticidades dinámicas de la demanda de dinero

Para deducir el comportamiento dinámico de las elasticidades puede partirse de la expresión (10) del texto,

$$(10) \quad LM = -e_0 + e_1 LM(-1) + (1-e_2)LY + (e_2-e_1)LY(-1) \\ - e_3 LI - e_4(LRP-LRP(-1)) - e_5(LF-LF(-1))$$

Con respecto a un cambio definitivo en el ingreso

Considérese primero un cambio definitivo en LY. En el momento en que se produce este cambio LM se modifica en $(1-e_2)$, puesto que las demás variables permanecen inalteradas. En el período 1 después del cambio de LY, LM cambiará en e_1 veces del

cambio anterior de LM porque éste es el coeficiente de LM(-1), más $(1-e_1)$ del cambio en LY porque ésta es la suma de los coeficientes de LY y $(LY-1)$, que pueden sumarse porque toman el mismo valor a partir de este período. Entonces, en el período 1 la elasticidad es

$$e_1*(1-e_2) + (1-e_1)$$

Siguiendo este mismo razonamiento, en el período 2 después del cambio la elasticidad será

$$e_1*[e_1*(1-e_2) + (1-e_1)] + (1-e_1)$$

y, en general, la elasticidad a través del tiempo será

$$e_1^t*(1-e_2) + e_1^{t-1}*(1-e_1) + (1-e_1)$$

donde t es el trimestre después del cambio definitivo de LY. Es importante observar que esta expresión no es válida para el período 0, es decir en el momento del cambio, donde la elasticidad es simplemente $(1-e_2)$.

Con respecto a un cambio definitivo de la tasa de interés

Siguiendo el método anterior es fácil ver que la elasticidad respecto a un cambio permanente en la tasa de interés es $-e_3$ en el momento del cambio y luego

$$-e_3*e_1^t - e_3$$

Con respecto a un cambio definitivo de la inflación

En este caso sí rige desde $t = 0$ la expresión general

$$-e_4*e_1^t$$

Con respecto a un cambio definitivo de la riqueza

Igualmente, desde $t = 0$,

$$-e_5*e_1^t$$

Con respecto a un cambio temporal del ingreso

Supóngase ahora que el ingreso cambia por un solo período para regresar luego a su nivel anterior. En el momento del cambio ($t = 0$), la elasticidad es $(1-e_2)$, que aparece multiplicando a LY. En el período siguiente ($t = 1$) este efecto inicial se multiplica por

e_1 que es el coeficiente de $LM(-1)$, pero además interviene el término $(e_2 - e_1)$ porque éste es el coeficiente de $LY(-1)$. Así, la elasticidad del período 1 es

$$e_1 * (1 - e_2) + (e_2 - e_1)$$

En general, a partir del período 1 rige la expresión siguiente,

$$e_1^{t*} (1 - e_2) + e_1^{t-1*} (e_2 - e_1)$$

Con respecto a un cambio temporal de la tasa de interés

En $t = 0$ la elasticidad es, por supuesto, $-e_3$, y luego

$$-e_3 * e_1^t$$

Con respecto a un cambio temporal en la inflación

En $t = 0$ la elasticidad es $-e_4$, en $t = 1$ es $-e_4 * e_1 + e_4$ y, en general, a partir del período 1.

$$e_1^{t-1*} (-e_4 * e_1 + e_4)$$

Con respecto a un cambio temporal en la riqueza

En forma análoga al caso anterior, la elasticidad es $-e_5$ en el período inicial y en los períodos sucesivos.

$$e_1^{t-1*} [-e_5 * e_1 + e_5]$$

El hecho de que las funciones de las elasticidades presenten discontinuidades en los primeros períodos explica por qué aparecen quiebres en algunas de las simulaciones que se presentan en las Gráficas.