



ENSAYOS

sobre política económica

***Hacia una caracterización del comportamiento de la
velocidad de circulación del dinero: el caso colombiano
1959-1986***

Sergio Clavijo V.

Revista ESPE, No. 12, Art. 04, Diciembre de
1987

Páginas 59-79



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.

Hacia una caracterización del comportamiento de la velocidad de circulación del dinero: el caso colombiano 1959-1986*

Sergio Clavijo V.**

Resumen

El presente documento analiza y cuantifica el comportamiento de la velocidad de circulación del dinero en Colombia en los últimos 25 años. Nuestras estimaciones permiten concluir que si bien es cierto que se presentó un cambio estructural en el comportamiento de la velocidad de $M1$ —como resultado del proceso de profundización financiera iniciado a mediados de los años 70—, no por ello dicha función se tornó (estadísticamente) inestable. De hecho, se encuentra que, con una adecuada especificación econométrica, la velocidad de $M1$ no solo muestra una mayor correlación con el ingreso real, sino que ésta puede predecirse con un menor margen de error que la velocidad del agregado monetario $M2B = M1 + Cuentas de Ahorro UPAC$.

I Introducción

A raíz del surgimiento de las innovaciones financieras en Colombia durante la segunda mitad de la década de los años 70 (Grupo de Estudios, 1981), se revivió en nuestro país el viejo debate sobre la estabilidad de la función de la demanda por dinero.

Dicho debate sirvió para tomar conciencia del importante papel que venían desempe-

* Los puntos de vista expresados en este documento son responsabilidad del autor y no comprometen la opinión del Banco de la República.

** Miembro del Grupo de Estudios del Departamento de Investigaciones del Banco de la República. Agradezco los comentarios de H. J. Gómez, A. Montenegro y R. Steiner a una versión preliminar de este trabajo; así como los comentarios de los asistentes al Seminario Semanal del Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de la República.

ñando en el proceso de multiplicación del dinero (definido ampliamente) algunos activos financieros de alta liquidez, tales como las cuentas de ahorro del sistema de Unidades de Poder Adquisitivo Constante (UPAC).

En particular, se encontró alguna evidencia de que el comportamiento de M1 había sufrido un cambio estructural en su relación con el ingreso durante el período 1974-1980 respecto del período 1965-1973 (Clavijo y Steiner, 1981)⁽¹⁾. Adicionalmente, se vio la necesidad de que el Banco de la República contara con un modelo de portafolio que le permitiera entender la relación al interior de los activos financieros y, eventualmente, proyectar de manera confiable la demanda por dinero. Lee y Oliveros (1983) cumplieron de manera satisfactoria la primera parte de este proyecto al diseñar y estimar un modelo simultáneo para Colombia del tipo propuesto por Tobin (1969). Los resultados allí obtenidos permitieron cuantificar las elasticidades al ingreso y a las tasas de interés de los principales activos financieros, confirmando, en particular, la hipótesis de una alta elasticidad de sustitución entre M1 y las cuentas de ahorro UPAC.

Ante estos resultados, cabía la posibilidad de que las autoridades monetarias colombianas empezaran a contemplar explícita o implícitamente en sus metas monetarias el comportamiento de otros agregados monetarios que involucraran algunos de estos activos altamente sustitutos de M1. Continuar analizando únicamente el comportamiento de M1 encerraba el peligro de estarse guiando por un agregado monetario que, al menos en ese período, había dejado de ser un buen indicador de la liquidez existente en la economía.

El fenómeno de las innovaciones monetarias y la consiguiente distorsión de los indicadores de liquidez tradicionales no tenía lugar únicamente en Colombia (Montes, 1980; Montenegro, 1982). De hecho, los Estados Unidos, que venía fijándose metas monetarias voluntariamente desde 1975 y por Ley desde 1978, había redefinido sus agregados monetarios desde 1980 y anunciaba explícitamente las metas y el desempeño de los nuevos agregados monetarios (Axilrod, 1982). Sin embargo, la volatilidad que aún se observaba en el comportamiento de dicho agregado tornó poco recomendable, para los Estados Unidos, continuar con la práctica de fijar metas monetarias rígidas. De hecho las metas monetarias fijadas por el FED para 1987 dejaron de referirse por completo a M1 —a pesar de que dicho agregado monetario ya incluía las llamadas “NOW accounts”— debido a que la liberación financiera emprendida a principios de 1980 había disociado el comportamiento de M1 del ciclo económico, particularmente durante 1985 y 1986 (Judd y Trehan, 1987).

Infortunadamente, en Colombia no solo no se alcanzaron a explorar de manera formal las ventajas o desventajas de proyectar otros agregados monetarios (antes del advenimiento de la crisis internacional de la deuda) sino que aún no se ha evaluado el alcance de la supuesta recomposición de la demanda por dinero que pudieron haber generado, de una parte, la liberación de las tasas de interés de los certificados de depósito a término (CDT) (Gómez, 1980) y, de otra parte, los reflujo de capital de los períodos 1980-1981 (Jaramillo, 1982; Correa, 1984) y 1985-1986.

(1) A pesar de que las pruebas estadísticas allí realizadas no son robustas, el presente trabajo confirma la existencia de dicho cambio estructural usando otro marco de análisis.

Con la intención de llenar parcialmente estos vacíos, en el presente trabajo se estima y evalúa un modelo de comportamiento de la velocidad de circulación del dinero para Colombia, cubriendo el período 1959-1986. Dicho modelo es aplicado a dos definiciones alternativas de dinero (M1 y M2B=M1+depósitos de ahorro UPAC). Nuestro propósito último es que, dada la robustez de los estimadores aquí encontrados, este modelo de velocidad de circulación del dinero pueda ser utilizado para planeación monetaria en el contexto de lo que se ha llamado el "nominalismo" (Duesenberry, 1983) (2). En este sentido, nuestro trabajo tiene un carácter exotérico.

II Caracterización del comportamiento de la velocidad del dinero en Colombia

Aún en un tópico tan aparentemente sencillo como el del análisis de los determinantes de la velocidad del dinero en países en desarrollo (PED), los economistas estamos lejos de haber alcanzado un consenso. En los años 60 era común el postular dicha velocidad como una función *negativa* del ingreso real per-cápita, aduciéndose que, a medida que la relación ahorro/ingreso se incrementaba, la relación dinero/ingreso también se incrementaba (Gurley, 1967). El resultado esperado era que una mayor *monetización* de la economía haría reducir la velocidad y, en ausencia de procesos inflacionarios crecientes, esto permitiría expandir la oferta monetaria y con ella el apalancamiento del dinero sobre la economía.

Esta hipótesis de reducción de la velocidad en el largo plazo también parecía apoyarse en la experiencia de otros países desarrollados. En efecto, allí se había observado que la velocidad del dinero, definida como

en (1), tendía a reducirse debido a que los estimativos econométricos mostraban $\delta L / \delta Y > 1$ y $\delta L / \delta r \approx 0$. El problema con estos resultados era que el dinero podía interpretarse como "un bien suntuario", dada su elasticidad al ingreso real. Esta crítica fue rápidamente enfrentada con un principio teórico ampliamente aceptado hoy día: era preciso distinguir entre el ingreso observado y el ingreso *permanente* (Y_p) (Friedman, 1956); de esta manera, se podía probar que $\delta L / \delta Y_p \approx 1$.

$$V = Y/L(Y, r) \quad (1)$$

$L(\bullet)$: función de demanda real por dinero.

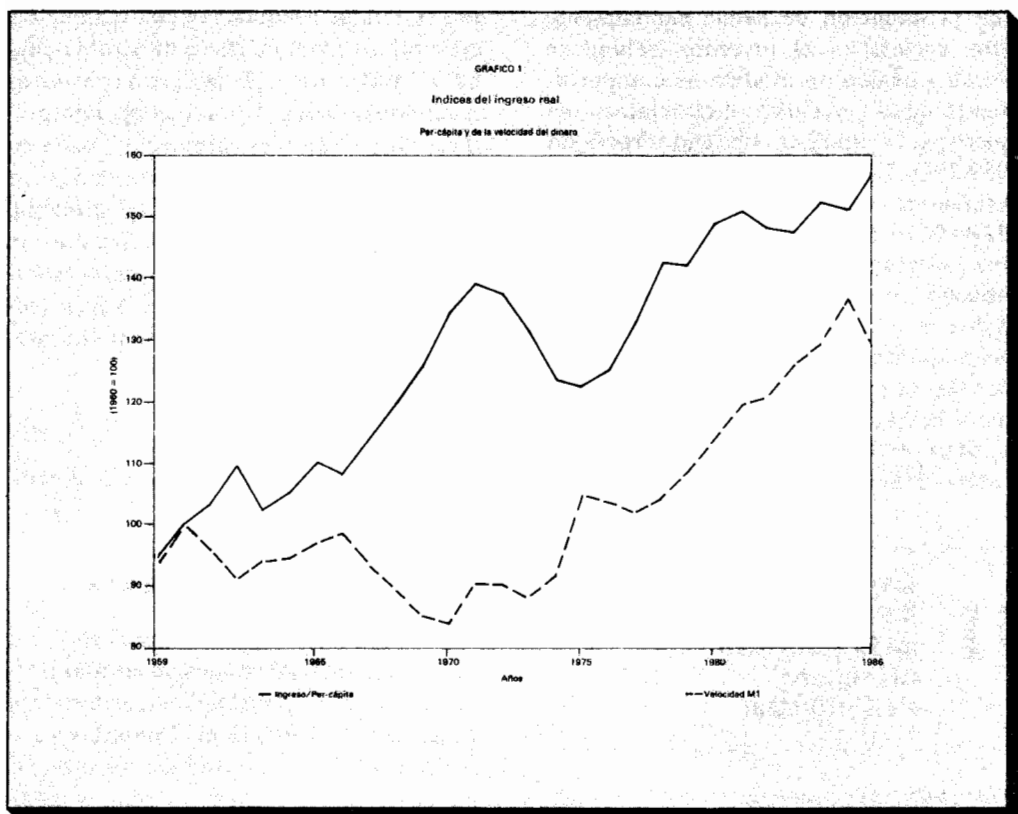
Y : ingreso real per-cápita.

r : costo de oportunidad del dinero.

En el Gráfico 1, puede observarse que dicha hipótesis sobre la caída secular de la velocidad servía para explicar, en términos generales, lo ocurrido en Colombia en el período 1959-1973: a medida que crecía el índice del ingreso real per-cápita, el índice de la velocidad de circulación de M1 tendía a reducirse; esto fue particularmente claro durante el sub-período 1967-1973 (3). Sin

(2) El "nominalismo" se refiere a la práctica de fijar metas de política económica en términos del crecimiento nominal del PIB, sin necesidad de postular ex-ante: a) las formas de control de dicho crecimiento (i.e. el viejo debate entre Monetaristas y Keynesianos sobre el sentido de causalidad de las variables); o b) la partición entre precios y cantidades al interior del PIB nominal. Así pues, el "nominalismo" puede adquirir el carácter de Monetarista o Keynesiano dependiendo de las políticas adoptadas para alcanzar determinada meta.

(3) Vale la pena notar en el Cuadro 1 cómo en el período 1963-1966 los índices del ingreso per-cápita y de la velocidad de M1 se mueven en el mismo sentido ascendente, probablemente debido al efecto que tuvo la especulación cambiaria (Musalem, 1971) sobre esta última variable. En efecto, la forma de atesoramiento, en una economía en vías de monetización, dejó de ser M1 para trasladarse a otras formas de riqueza (e.g. dólares, stock especulativos de productos importados), con lo cual se produjo un ascenso de la velocidad de M1 temporalmente.



embargo, en el mismo gráfico puede observarse que dicha hipótesis deja de ser sostenible en el periodo 1974-1986, cuando los índices empiezan a moverse en el mismo sentido ascendente (4).

Esta clara diferenciación en el comportamiento histórico de la velocidad de M1 hoy nos parece relativamente obvia, en razón al efecto que tuvo el primer impacto petrolero sobre la inflación mundial y, en consecuencia, sobre las tasas de interés esperadas y, más tarde, observadas. En términos de la expresión dada en (1), es fácil colegir que los movimientos de "r" empezaron a

dominar los movimientos de "Y", y dado que $\delta L / \delta r \approx 0$, cabía esperar un movimiento al alza en V. Aunque los estudios de Cagan (1956) han demostrado que este comportamiento era teóricamente compatible con la teoría cuantitativa del dinero, hoy resulta claro que los teóricos de los años 60, condicionados por los hechos del momento —como suele ocurrir—, pusieron demasiado énfasis en el papel desempeñado por el ingreso, ignorando el posible efecto de las tasas de interés sobre el mercado financiero.

(4) Nótese que el año 1986 es una excepción, pues allí los índices retornan a su comportamiento de sentidos contrarios.

En Colombia, el primer impacto petrolero *coincidió* con el proceso de profundización financiera, iniciado apenas en 1972, cuando se adoptó el sistema UPAC. Dicha coincidencia torna difícil aislar en el tiempo el efecto que tuvo la expansión del sistema financiero sobre la velocidad del dinero (vía tasas de interés reales) del efecto que generó el proceso inflacionario internacional (vía expectativas de inflación y su transmisión a las tasas de interés nominales).

Afortunadamente, este no es el caso de países como Singapur o Malasia, donde en los años 50 y 60 ya se observaba una tendencia al alza en la velocidad de circulación del dinero, como resultado del desarrollo financiero (Short, 1973). La experiencia de estos países ha dado soporte a una explicación alternativa a la presentada anteriormente: la velocidad de circulación del dinero puede resultar *positivamente* correlacionada con el ingreso real per-cápita, en la medida en que el desarrollo de un país se fundamente en un proceso de profundización financiera. En efecto, en la medida en que dicha profundización financiera produzca, de una parte, economías de escala en el uso del dinero (i.e. $0 < \delta L / \delta Y < 1$) y, de otra parte, un alza en las tasas de interés —como condición para generar una mayor intermediación financiera (McKinnon, 1973; 1974)— cabría esperar un movimiento secular ascendente de la velocidad del dinero.

Así pues, el *descenso* de la velocidad de circulación de M1 en Colombia en el período 1959-1973 tendría su explicación en la *monetización* de nuestra economía en un ambiente de crecimiento sostenido del ingreso real per-cápita y de poca variabilidad en las tasas de interés. Alternativamente, el *incremento* de dicha velocidad en el período 1974-1986 obedecería al proceso de *profundización financiera* que habría

generado, de una parte, economías de escala en el uso del dinero y, de otra, un alza en las tasas de interés, que de hecho ya se venían incrementando en razón al impacto petrolero de 1973.

Una vez realizada una caracterización de la velocidad de circulación de M1 procederemos a analizar más detenidamente el comportamiento de dicha variable en el período 1974-1986. En particular, nos interesa evaluar de manera puntual (i.e. no econométricamente⁵) la capacidad predictiva que tendría el modelo de portafolio desarrollado por Lee y Oliveros (1982).

III Una evaluación puntual de la velocidad del dinero en el período 1974-1986

El modelo de portafolio de activos financieros desarrollado por Lee y Oliveros (1982) para Colombia, que cubre el período 1974-1980, tiene la virtud de haber estimado simultáneamente los efectos de la profundización financiera sobre el ingreso y las tasas de interés. En particular, dicho modelo encontró la existencia de economías de escala en el uso del dinero y una alta sustituibilidad entre M1 y otros activos líquidos.

Usando las elasticidades estimadas por Lee y Oliveros (1982) y la expresión presentada en (1), realizamos un ejercicio de proyección puntual de la velocidad de circulación

(5) La evaluación econométrica de dicho modelo sería una labor bastante dispendiosa, la que cae fuera de los objetivos del presente trabajo.

CUADRO 1

**Proyección puntual de los cambios en la velocidad de
circulación de M1: período 1974-1980 (dentro de la muestra)**

(Cifras porcentuales)

	Efectos				
			Caso A	Caso B	
I. Cambios en el ingreso real			358	358	
II. Cambios en la demanda real por dinero (i + ii)			-074	107	
Origen	Cambio %	Elasticidades		Efectos	
	(1)	Caso A (2)	Caso B (3)	Caso A (4)= (1)x(2)	Caso B (3)= (1)x(3)
i. Ingreso-real	358	89	97	318	347
ii. Tasas nominales de interés				-392	-240
Cuentas UPAC	-051	-58	-41	030	021
Cuentas ahorro	882	-29	-25	-256	-221
CDTs	310	02	-13	006	-040
P. Oficiales*	690	-25		-172	
III. Cambios esperados en la velocidad de circulación de M1 (I-III)				432	251
IV. Cambios observados en la velocidad de circulación de M1				246	246
V. Error de la proyección [(III/IV)-1]				754	018

Fuentes:

(1) Cálculos sobre cifras del Banco de la República

(2) y (3) Modelo de Lee y Oliveros (1982)

(*) Corresponde a un promedio ponderado de los rendimientos de: certificados de cambio, títulos de participación y CAT.

de M1 en el período 1974-1980 (dentro de la muestra), cuyos resultados aparecen en el Cuadro 1. Dicha proyección se realizó usando dos grupos alternativos de elasticidades: el Caso A, que incluye un índice ponderado de diversos papeles oficiales, en el que se había encontrado soporte estadístico a las hipótesis de existencia de (medianas) economías de escala y alta elasticidad-interés de M1 a los activos líquidos; y el caso B, que excluye dichos papeles oficiales, en el que se había estimado bajas economías de escala y menores elasticidades-interés (con la excepción de los CDTs).

Los resultados de dichas proyecciones para el Caso A pueden resumirse así: i) la demanda por dinero en dicho período *habría caído* en un 7.4% debido al efecto dominante que supuestamente ejercieron las tasas de interés ⁽⁶⁾ sobre la demanda de

dinero por motivo transacción; y ii) la velocidad del dinero se habría incrementado en un 43.2% (un 6.1% por año, en promedio). Sin embargo, el renglón V del Cuadro 1 permite constatar que dicha proyección sobreestima en cerca de un 75% el incremento que efectivamente se presentó en la velocidad durante dicho período (i.e. sólo se observó un incremento del 25.6%; que en promedio representa un ascenso del 3.5% anual). Ante estos resultados, uno estaría tentado a desechar los estimativos que incluyen los papeles oficiales (Caso A),

(6) Nótese que, de acuerdo al Caso A, el efecto "tasa de interés" provendría de los cambios en las tasas de interés de las cuentas de ahorro de los bancos y de los papeles oficiales y no, como tradicionalmente se pensaría, por el cambio en las tasas de interés de las cuentas UPAC, que inclusive habrían contribuido a *incrementar* la demanda por dinero en un 3% durante este período. Como se explica más adelante, este efecto positivo de los cambios en la tasa de interés de las cuentas UPAC sobre la demanda por dinero durante este período se sostiene bajo ambos casos (A y B).

debido a su bajo poder predictivo, aún dentro de la muestra (7).

A su vez, los resultados de dicho ejercicio para el Caso B pueden sintetizarse de la siguiente manera: i) la demanda por dinero se habría incrementado en un 10.7%, debido a un dominio del motivo transacciones sobre los efectos de reducción de las tasas de interés, los que ahora se concentran en las cuentas de ahorro; y ii) la velocidad de circulación del dinero se habría incrementado en un 25% en dicho período, a razón de un 3.5% anual. A juzgar por el bajo error que presenta esta última proyección, solo un 1.8% de sobreestimación (véase el renglón V del Cuadro 1), uno estaría tentado a aceptar las estimaciones del modelo de portafolio de Lee y Oliveros (1982) bajo el Caso B (i.e. sin papeles oficiales).

Es importante notar que la adopción del anterior criterio implica aceptar las siguientes conclusiones para el período 1974-1980: i) a pesar del alza (en conjunto) de las

tasas de interés, lo que se presentó fue un *incremento* de la demanda por dinero (8) (a razón de un 1.5% anual) debido al mayor efecto del motivo transacciones (9); y ii) el

(7) Como veremos más adelante, este procedimiento no resulta del todo claro, pues, sorprendentemente, su poder predictivo mejoró bastante fuera de la muestra.

(8) Nótese que este hecho no puede ser caracterizado como una *recomposición de la demanda por dinero*, en la medida en que dicho incremento no proviene de una reducción de las expectativas de inflación o, en nuestro caso, de una reducción de las tasas de interés en su conjunto. Dicho término solo sería aplicable al caso de las Cuentas UPAC, tal como se desprende de lo dicho en la nota No. 6

(9) Para algunos, este incremento en la demanda por dinero en el período 1974-80 puede resultar contra-intuitivo, dado el papel contraccionista que usualmente se le asignan a las tasas de interés. Nótese, sin embargo, que es necesario tener en mente también el papel desempeñado por el ingreso real. Con el propósito de explorar qué tan contra-intuitivo puede ser este resultado, decidimos hacer una encuesta informal entre algunos economistas sobre éste y otros aspectos del comportamiento esperado de la demanda por dinero. Los resultados de la encuesta revelaron: opiniones divididas acerca del comportamiento esperado de M1 en el período 1959-1986; una falsa apreciación sobre el papel desempeñado por la tasa de interés del UPAC; y un correcto y relativo consenso sobre el cambio estructural de M1.

CUADRO 2
Proyección puntual de los cambios en la velocidad de circulación de M1: período 1974-1986 (fuera de la muestra)

(Cifras porcentuales)

Origen	Cambio % (1)	Elasticidades		Efectos	
		Caso A (2)	Caso B (3)	Caso A (4)= (1)x(2)	Caso B (3)= (1)x(3)
I. Cambios en el ingreso real				.612	.612
II. Cambios en la demanda real por dinero (i + ii)				.177	.278
i. Ingreso-real	612	.89	.97	.549	.598
ii. Tasas nominales de interés				-.372	-.320
Cuentas UPAC	-.037	-.58	-.41	.021	.015
Cuentas ahorro	1.248	-.29	-.25	-.362	-.312
CDTs	.175	.02	-.13	.003	-.023
P. Oficiales*	.140	-.25		-.035	
III. Cambios esperados en la velocidad de circulación de M1 (I-III)				.440	.338
IV. Cambios observados en la velocidad de circulación de M1				.397	.397
V. Error de la proyección [(III/IV)-1]				.108	-.158

Fuentes:

(1) Cálculos sobre cifras del Banco de la República.

(2) y (3) Modelo de Lee y Oliveros (1982).

(*) Corresponde a un promedio ponderado de los rendimientos de certificados de cambio, títulos de participación y CAT, a partir de 1985 se reemplazaron los CAT por los TAC

comportamiento del motivo transacciones, a su vez, se explicaría por las bajas economías de escala que presenta el modelo de portafolio en el Caso B.

Consistencia de las proyecciones puntuales dentro y fuera de la muestra. Con el propósito de constatar la consistencia de estos resultados y la solidez de sus implicaciones, realizamos un ejercicio similar al anterior, pero para un período que incluyera años *fuera de la muestra*. El cuadro 2 presenta los resultados de proyectar la velocidad en el período 1974-1986 (i.e. 6 años fuera de la muestra), los que pueden resumirse así: i) el motivo de transacción domina, en ambos casos, al efecto del alza en las tasas de interés, que se manifiesta a través de las cuentas de ahorro —y no de las cuentas UPACO de los papeles oficiales—; ii) como resultado de lo anterior, la demanda real por dinero se habría *incrementado* entre un 17.7% (Caso A) y un 27.8% (Caso B) —i.e. entre un 1.3% y un 2.1% anual—; y iii) la velocidad de circulación de dinero, a su vez, se habría incrementado entre un 33.8% (Caso B) y un 44% (Caso A) —i.e. entre un 2.6% y un 3.3% por año.

Como era de esperarse, el error de la proyección fuera de la muestra se incrementó en términos absolutos, pasando de una sobreestimación de un 1.8% a una subestimación de 15.8%, para el modelo del Caso B (el que dentro de la muestra se había comportado con la mayor precisión). Sorprendentemente, esto no ocurrió con el modelo del Caso A, el que redujo su error de sobreestimación de un 75% a un 10.8%. A pesar de que el margen de error de este último modelo podría considerarse como aceptable (mas no óptimo), el uso de este método de proyección genera gran incertidumbre debido a su comportamiento asimétrico ⁽¹⁰⁾.

En conclusión, nuestra recomendación es usar el modelo del Caso B para proyecciones de los cambios en la velocidad de circulación del dinero con el propósito de obtener una explicación aproximada de los orígenes de dicha variación. Sin embargo, y hasta tanto no se revisen y actualicen las estimaciones del modelo de Lee y Oliveros (1982), no es aconsejable guiarse únicamente por este tipo de proyecciones, dado su margen de error relativamente alto fuera de la muestra.

Para complementar dicha herramienta de proyección y verificar la confiabilidad de los estimadores allí usados, procederemos en la siguiente sección a desarrollar y evaluar un modelo econométrico de la velocidad de circulación del dinero.

IV Estimaciones econométricas de la velocidad de circulación del dinero

Especificación del modelo. A diferencia del método utilizado en la sección anterior, que se apoyaba en los estimadores de una función de demanda por dinero, en esta sección plantaremos *directamente* una función de comportamiento de la velocidad de circulación. Dicha función aparece en (2) y corresponde a una expresión recíproca de una demanda por dinero convencional (Higgins y Faust, 1981).

(10) Es decir, no resulta aconsejable usar como única fuente de proyección un modelo que, como el del Caso A, proyecta muy mal dentro de la muestra y, seguramente por factores fortuitos, disminuye su error a márgenes aceptables fuera de ésta.

Encima de cada parámetro aparecen los signos esperados de las derivadas parciales, los que resultan intuitivamente claros para α_1 y α_2 . En el caso de α_3 es útil mencionar que la expresión entre paréntesis es asimilable a M_{t-1}/P_t , la que a su turno corresponde al factor que surge de un proceso de ajuste monetario en el que la inflación se visualiza como un fenómeno real (Goldfeld, 1976; Hetzel, 1984) (11).

$$V_t = \alpha_0 + \alpha_1^+ Y_t + \alpha_2^+ R_t + \alpha_3^- [(P_t/P_{t-1}) - Y_{t-1} + V_{t-1}] \quad (2)$$

V = Ingreso Nominal/Dinero: Velocidad de circulación

Y = Ingreso Real

R = Vector de tasas nominales de interés

P = Nivel del Precios

Con la excepción de R, las variables están expresadas en logaritmos; en particular, nótese que $(P_t/P_{t-1}) = \log(*)$.

Estimación del Modelo. Debido al conocido problema de simultaneidad, las estimaciones que hagamos de (2) no nos permitirán conocer los parámetros estructurales de dicha función; problema que también es inherente a las tradicionales estimaciones de demanda por dinero (Cooley y LeRoy, 1981) (12). No obstante, dichas estimaciones sí resultan útiles para dilucidar el problema de estabilidad de la velocidad y para constatar si las variables propuestas por la teoría muestran correlaciones significativas.

En particular, nos interesa retomar las hipótesis presentadas en la primera sección de este trabajo en las que planteábamos que el comportamiento de la velocidad del dinero en Colombia tendría su explicación

básica en un fenómeno de monetización en el período 1965-1973 (cuando el ingreso habría jugado un papel primordial) y en un fenómeno de profundización financiera en el período 1974-1986 (cuando la mayor fuerza explicativa recaería sobre las tasas de interés).

Para probar esta hipótesis de cambio estructural en la relación de las variables seguimos el procedimiento sugerido por Chow (1960) (13), con la variante de permitir cambios de intercepto y de pendiente no sólo en el ingreso, sino también en "la tasa de interés" (14) (de manera simultánea). Los resultados de aplicar este procedimiento, en el contexto de (2), aparecen resumidos en (3) (15). Allí se notará que añadimos, a

(11) En efecto, cuando el público ajusta sus saldos monetarios igualando una oferta monetaria pasiva a la diferencia entre los saldos monetarios nominales deseados y los observados, es posible demostrar que la expresión $LM_t - LM_{t-1} = \gamma [LM^*P_t - LM_{t-1}]$ conlleva a $L(M_t/P_t) = \gamma L(X) + (1-\gamma)L(M_{t-1}/P_t)$; donde L: logaritmo natural; M: oferta monetaria nominal; m*: demanda real de dinero dado un nivel de precios P; y X: función de demanda por dinero.

(12) Nótese que esta crítica también aplica a los modelos de portafolio en la medida en que el ingreso y la riqueza se tratan como variables exógenas. Dichos modelos solucionan únicamente los parámetros equivalentes a una curva LM (extendida a diversos activos financieros), en tanto que la IS queda por resolverse.

(13) Aquí usamos el método tradicional de probar la existencia de quiebres estructurales en el comportamiento de dicha función, bajo el supuesto de que se cuenta con la información suficiente como para postular las fechas de dichos cambios estructurales. Otra alternativa, que no se explorará en esta versión del trabajo, es usar la técnica de Filtro de Kalman, que iría actualizando los estimadores en el tiempo

(14) En la presente versión de este trabajo, hemos reducido el vector de las tasas de interés a una sola variable usando un promedio ponderado de éstas, según se explica en la nota No. 15. Un método alternativo consistiría en aplicar componentes principales en la reducción de dicho vector, dada la presencia de multicolinealidad en dichas tasas de interés.

(15) Las variables utilizadas fueron Y: PIB real trimestralizado de acuerdo a un índice de los factores de contribución del sector agropecuario, industrial y comercial (ver Lee y Oliveros, 1982); M: M1 a fin de período (sin desestacionalizar); P: índice de precios al por mayor; $V = Y_n/M$; R: corresponde a la tasa de interés de descuento del Banco de la República del período 1959-1964; y a un promedio ponderado (por volumen) de las tasas de interés de los principales activos financieros del período 1965-1986, destacándose entre ellos: cuenta UPAC, cuentas de ahorro, CDTs y papeles oficiales en el período 1974-1986.

parte de las variables ficticias (F) y de sus efectos de interacción (FY_t, FR_t), una serie de variables estacionales (E). En conjunto, dichos estimadores resultan altamente satisfactorios (pues sus signos y magnitudes concuerdan con la teoría) y confiables desde el punto de vista estadístico, especialmente si se tiene en cuenta que los errores de dicha estimación tienen efectivamente una distribución normal, tal como se muestra en el Apéndice A.

(3)

$$V_t = .447 - .250 F + .771 Y_t + .059 FY_t - .121 R_t + .600 FR_t - .035 E_2 - .023 E_3 - .113 E_4 - .795 M_{t-1} / P_t$$

(2.9)* (1.7)* (9.1)* (.83) (1.0) (2.8)*
(2.7)* (2.3)* (8.4)* (11.5)*

$$R^2 = .935 \quad Dw = 1.89 \quad GL = 101 \quad RMCE = .036$$

Nota: El período es 1959-II/1986-IV; el valor absoluto del estadístico—t aparecen entre paréntesis y el asterisco señala una significancia al 90% o más; GL es el número de grados de libertad y RMCE es la raíz media cuadrática del error. Los estimadores fueron corregidos por autocorrelación de primer orden de los errores usando el método de Beach y MacKinnon (1978), cuyo resultado fue un rho = -.363 con un estadístico—t de 3.51, para este caso.

Las implicaciones económicas de dichos estimativos pueden resumirse así: i) dado que la hipótesis anidada de que los parámetros de (F, FY_t, FD_t) = 0 es rechazada a un nivel de significancia del .2%, se obtiene confirmación de la hipótesis de cambio estructural; sin embargo, debe notarse que dicho cambio proviene principalmente (16) del efecto de las tasas de interés (manifestación típica de la profundización financiera en los PED) y no del ingreso (17); ii) lo anterior implica la existencia de una semi-elasticidad de la velocidad del dinero a la tasa de interés cercana a .48 en el período 1974-1986 (18), lo que contrasta con una

semi-elasticidad no diferente de cero en el período 1959-1973 (19); iii) la elasticidad ingreso de la velocidad del dinero fue de .77 en el período 1959-1973 y de .83 en el período 1974-1986 (20); y iv) existe una importante estacionalidad de la velocidad del dinero, particularmente en el cuarto trimestre, la que naturalmente está asociada con la conocida estacionalidad de los medios de pago.

(16) Aparentemente no habría ocurrido ningún cambio estructural vía ingreso real debido a que el coeficiente de FYT no es significativamente diferente de cero en los estimativos de (3). Sin embargo, el rechazo de la hipótesis anidada que incluía a FY, genera dudas sobre la exactitud de esta apreciación. Para resolver esta ambivalencia, se reestimó (3) excluyendo FR_t, encontrándose soporte a la hipótesis de cambio estructural vía ingreso real a un nivel de significancia superior al 95%. En este sentido es que afirmamos en el texto que dicho cambio fue *principalmente* vía tasas de interés, porque el ingreso real también habría contribuido a ello.

(17) Nótese que esto representa una diferencia importante respecto de los resultados de Clavijo y Steiner (1981), pues allí sólo se exploraron desplazamientos vía ingreso real.

(18) Este es el resultado de sumar los coeficientes (R_t + FR_t), dado que la hipótesis anidada H₀: (R_t, FR_t) = 0 fue rechazada al 2.1%. Aunque existen algunas diferencias metodológicas, este resultado es compatible con el de Lee y Oliveros (1982), ya que nuestra semi-elasticidad resulta algo superior a la elasticidad promedia que se deriva de sus resultados.

(19) Carrizosa (1983) encontró, para el período 1950-1980, una elasticidad cercana a -.24 entre los medios de pago y un promedio ponderado de las tasas de interés de los cuasidíneros. Sin embargo, según nuestros resultados, esa cifra debe interpretarse con cuidado, ya que ella corresponde al promedio de una elasticidad que es cercana a -.57 en el período 1974-1980, según nuestros resultados del Anexo B. Adicionalmente, existen serias discrepancias en la interpretación misma de los parámetros, ya que mientras Lee-Oliveros (1982) y nosotros creemos que, por ejemplo, una elasticidad-interés de -.50 refleja una alta sustituibilidad entre activos, Carrizosa (1983) no lo cree así.

(20) Esta última corresponde a la suma de los coeficientes (Y_t + FY_t), dado que la hipótesis anidada H₀: (Y_t, FY_t) = 0 es rechazada a menos del .1%.

En conclusión, tenemos que los resultados estadísticos, que son claramente robustos, confirman nuestras hipótesis de comportamiento de la velocidad de acuerdo a un fenómeno de monetización en el período 1959-1973 y de profundización financiera en 1974-1986. En particular, nótese que lo dicho anteriormente en ii) refleja el impacto de las tasas de interés, inexistente antes de la profundización financiera y del impacto petrolero. De igual manera, lo dicho en iii) refleja el fenómeno de las economías de escala, cuyo surgimiento hizo reducir (en términos relativos) la demanda de dinero por motivo transacciones, produciéndose un alza en la elasticidad ingreso de la velocidad en el período 1974-1986 (21).

Dados estos resultados, es conveniente retornar al análisis detallado del período 1974-1986 y precisar aún más el valor de los parámetros y la bondad de estas estimaciones. En particular, es importante comparar los resultados de este modelo bajo diferentes definiciones de dinero, ya que la alta semi-elasticidad interés de este período sugiere estudiar también el comportamiento de algunos sustitutos de M1.

El Período 1974-1986. Como lo mencionábamos al inicio de este documento, las cuentas de ahorro UPAC juegan un papel importante en la definición de agregados monetarios altamente líquidos en Colombia. En particular, debemos recordar que el poder de expansión monetaria que generan dichas cuentas sólo tienen una diferencia de grado respecto de las cuentas corrientes, mas no de forma (Tobin, 1963). Este hecho hace importante comparar, por ejemplo, la velocidad de circulación de M1 con la de un agregado monetario que involucre las cuentas de ahorro UPAC, el que denominaremos $M2B = M1 + \text{Cuentas}$

UPAC, siguiendo la nomenclatura de Clavijo y Steiner (1981).

En el Cuadro 3 se consignan las elasticidades y los intervalos de confianza de dichos estimadores para el modelo de velocidades de circulación de M1 y de M2B. Allí se observa que la elasticidad-ingreso de la velocidad de M1 fluctúa únicamente entre .737 y .966, resultado que nos permite concluir con un alto grado de confiabilidad la existencia de economías de escala en el uso de M1. Nótese que estos resultados contrastan con la elasticidad-ingreso de solo .149 obtenida para M2B, la que, debido a su insignificancia estadística, podría fluctuar entre $-.377$ y $.674$. En este sentido, las inferencias de Clavijo y Steiner (1981) sobre la existencia de una mayor correlación entre la velocidad de M2B y el ingreso real parecen no tener validez empírica a la luz de un modelo que, como este, contempla los efectos de las tasas de interés (22).

Igualmente interesante resulta el comparar las semi-elasticidades-interés de la velocidad del dinero. En el mismo cuadro puede observarse que ella es de .428 para el caso de M1 y de .684 para M2B, resultando estadísticamente significativas en ambos casos. Sin embargo, los intervalos de confianza sugieren que dichas semi-elasticidades pueden tener una alta dispersión,

(21) Usando (2), es posible demostrar que el parámetro equivale a $\text{Log}[(1-\beta)Y]$, donde $\beta < 1$ es señal de la existencia de economías de escala en el uso del dinero, de tal manera que a medida que éstas surgen, α , debe irse incrementando.

(22) La diferencia de resultados entre uno y otro estudio proviene de la especificación de los modelos y no del período de análisis. En efecto, la insignificancia del parámetro de Y , se mantiene al reestimar nuestro modelo para el período 1974-1980.

CUADRO 3

Estimación del modelo de velocidades bajo diferentes definiciones de dinero: 1974-I/1986-IV

Variable independiente	Variables dependientes			
	Y_t	R_t	M_{t-1}/P_t	\bar{R}^2
VM1	.851* (.737, .966)	.428* (.010, .847)	-.789* (-.997, -.580)	.888
VM2B	.149 (-.378, .674)	.684* (.202, 1.16)	-.461* (-.794, -.128)	.826

Nota: Los estimadores corresponden a elasticidad y semi-elasticidades obtenidas de regresiones de MCO según (3), incluyendo variables estacionales y una constante. En el caso de M2B, la variable R_t fue recalculada excluyendo la tasa de interés del UPAC. Entre paréntesis aparecen los intervalos de confianza de dichos estimadores, calculados al 95%. El asterisco representa un nivel de significancia $\geq 5\%$. Las estimaciones, cuando lo requirieron, fueron corregidas por autocorrelación de primer orden de los errores usando el método de Beach y MacKinnon (1978).

especialmente en el caso de M2B. El único alivio estadístico que se tiene a este respecto es que dichas semi-elasticidades se mantienen, en todo caso, en el rango de los valores positivos (23).

Finalmente tenemos la elasticidad de los saldos monetarios (ajustados), que es de $-.789$ para M1 y de $-.461$ para M2B, siendo significativas en ambos casos. Al igual que en los casos anteriores, los intervalos de confianza presentan menores dispersiones para M1 que para M2B.

Dadas las estimaciones del modelo de velocidades bajo la definición de M1 —que no solo reflejan una mayor correlación con el ingreso real, sino que además muestran una menor dispersión estadística de sus parámetros y un menor error— (24) resulta conveniente adoptar dicha definición de dinero para propósitos de fijar metas monetarias en un contexto “nominalista”, siempre y cuando la variable a proyectarse sea la velocidad del dinero (25). Esto implica que, si bien la velocidad de circulación de M1 sufrió un cambio estructural a media-

dos de los años 70, una vez toma en cuenta dicho desplazamiento y se adopta una especificación adecuada resulta posible estimar una función relativamente estable de dicha velocidad en el período 1974-1986 (26).

(23) De hecho, al relajarse el criterio estadístico del 95% al 70% de confiabilidad, se encuentra que las semi-elasticidades-interés están en los rangos de (.218, .637) para M1 y de (.443, .924) para M2B.

(24) Por ejemplo, el error que se obtiene de usar el modelo de M1 ascendería a un 11.9% del valor promedio de V_t en 1986, mientras que dicho error sería del 19.9% en el caso de M2B. En este sentido, resulta claro que el modelo de velocidad que usa la definición de M1 es más estable (i.e. más predecible en términos estadísticos) que aquel que usa M2B.

(25) En cambio, si la variable a proyectarse es directamente la demanda por dinero, las estimaciones que se presentan en el Anexo B indican que es preferible escoger el agregado monetario M2B, en el sentido de que éste muestra una mayor correlación con el ingreso (lo que es colorario de lo explicado en la nota No. 21) y un mejor ajuste global.

(26) Sin embargo, como esta volatilidad puede surgir ante nuevos impactos exógenos (e.g. el “crash” de finales de 1987), es necesario realizar una labor de monitoria sobre la estabilidad de esta función. En este sentido, nos parece que el punto de discusión no debe ser la ocurrencia o no de estos desplazamientos —Minky (1957) vs. Friedman (1956) o Grupo de Estudios (1982) vs. Carrizosa (1983)— sino la frecuencia y magnitud de dichos desplazamientos.

Así las cosas, procederemos a evaluar la capacidad predictiva del modelo de velocidad de circulación de M1 y realizar algunos ejercicios de predicción para el período 1987-1990 (27).

Capacidad Predictiva del Modelo(28). Antes de pasar a la etapa propia de predicción, es importante asegurarnos que, en el contexto de (3), estamos tomando en cuenta posibles rezagos en el proceso de ajuste de la velocidad del dinero. Para ello probamos estadísticamente las hipótesis de que las variables $Y_t, R_t, m_t \equiv (M_{t-1}/P_t)$ toman hasta un año en influir a V_t . Los resultados de dicho ejercicio se consignan en el cuadro 4 donde se observa que las hipótesis de la columna (1) no pudieron ser rechazadas. De ello se desprende que la velocidad de circulación de M1 se ajusta rápidamente (i.e. en el lapso de un trimestre) a los cambios provenientes del ingreso real, las tasas de interés y los saldos monetarios reales (ajustados).

Así pues, las elasticidades del cuadro 3, para el caso de M1, pueden ser utilizadas con un buen margen de confiabilidad para propósitos de predicción, al saberse no solo que dichos parámetros muestran una dispersión estadística relativamente baja, sino que además involucran todo el efecto esperado sobre V_t .

El gráfico 2 ilustra los resultados de proyectar la velocidad de circulación de M1 para el período 1987-1990, usando dichos parámetros y una serie de ajustes estadísticos(29). El escenario de esta proyección viene dado por: a) un incremento del 30% (por una sola vez) del nivel promedio de las tasas nominales de interés (de captación) -lo que implicaría elevar dicha tasa de 28.4% a 36.9% anual efectivo en el período 1986-IV/1990-IV (30); b) un incremento sostenido de 5% anual en el ingreso real; y c) la existencia de un efecto neutral de los saldos monetarios reales (ajustados) (31).

CUADRO 4

Pruebas de ajuste rezagado de la velocidad de circulación de M1: período 1974-1986

Hipótesis $H_0: [Y, R, m] (p) = 0$ (1)	Estadístico RMVC (2)	Nivel de rechazo de H_0 (%) (3)
$p = (4.3)$	$\chi^2(25) = 9.49$.997
$p = (2.1)$	$\chi^2(19) = 1.16$.999

Nota: En (1) se prueba simultáneamente si el efecto de los rezagos (trimestrales) de las variables Y, R, m , comprendidos en el intervalo "p", son significativamente diferentes de cero. (2) es la Razón de Máxima-Verosimilitud Corregida (RMVC), que se distribuye como una χ^2 (Sims, 1980). y (3) muestra los niveles de significancia, donde valores ≤ 05 llevarían a rechazar H_0 .

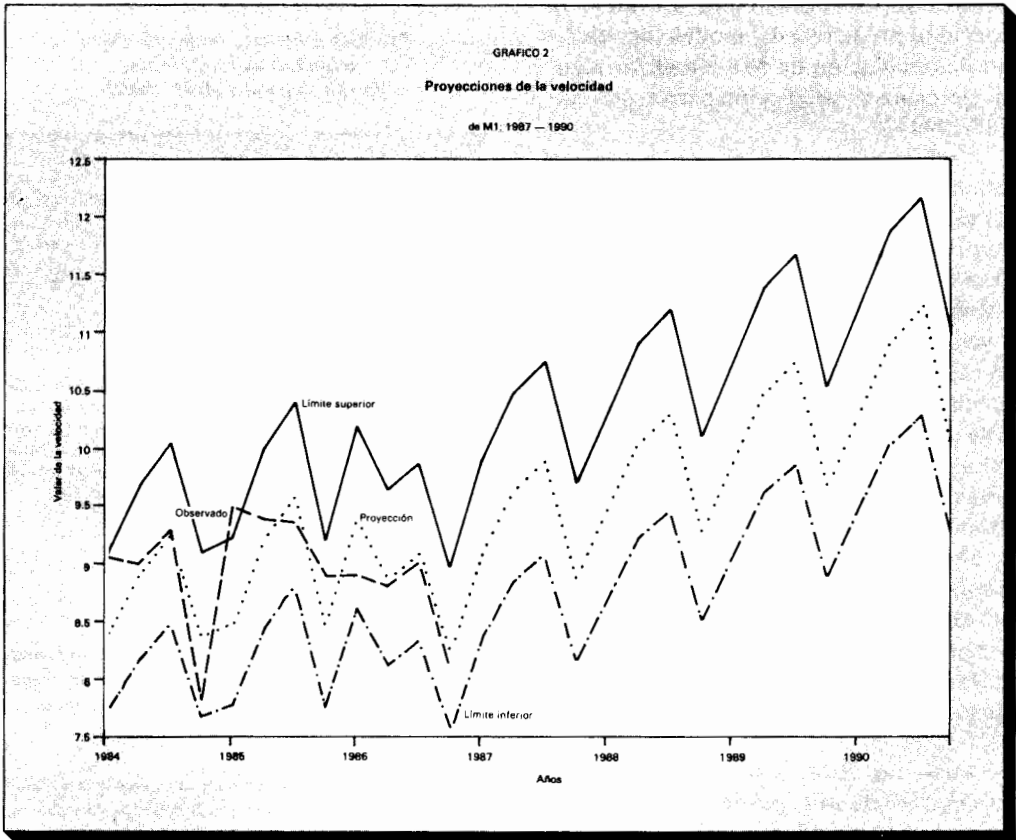
(27) Podría pensarse en explorar también el comportamiento de este modelo bajo otras definiciones de dinero, como las sugeridas por Clavijo y Steiner (1981), tema que pensamos retomar en otro trabajo.

(28) En esta sección nos limitamos a evaluar predicciones que usan métodos econométricos de tipo clásico; sin embargo, una vez que se entiendan los orígenes de los cambios de la velocidad, puede pensarse en combinar estos resultados con metodologías de series de tiempo. De hecho, en el Anexo C presentamos algunos resultados básicos de la caracterización estadística de la velocidad de M1 usando la metodología de series de tiempo.

(29) Estos ajustes son de dos tipos: 1) la ecuación de proyección utiliza el parámetro de autocorrelación de los errores (Judge, 1985); y 2) las transformaciones exponenciales ajustan el valor medio de la proyección por la varianza del error, dividida por 2.

(30) Un alza de esta magnitud bien puede ser el resultado de un ambiente internacional en el que se presagian mayores tasas de interés y mayores tasas de inflación al finalizar la presente década.

(31) Esto último implica poner a crecer a una misma tasa M_{t-1} y P_t ; tasa que en nuestro caso se fijó en 25% anual. En la práctica, la adopción o no de esta neutralidad determina los resultados últimos de las proyecciones. Por ejemplo, encontramos que si M_{t-1} crece a un 25% y P_t solo lo hace a un 20%, buena parte del incremento de V_t — ocasionado por una hipotética alza en las tasas de interés — se vería contrarrestado.



De dicho gráfico vale la pena destacar: i) que los valores observados del periodo 1984-1986 se mantienen (con la excepción de 1985-I)⁽³²⁾ dentro de los intervalos de confianza de la proyección; ii) que dicho intervalo representa un error de 11.9% respecto del valor medio observado de V_t en 1986, lo que —en conjunto con los resultados de la prueba de Theil (1971) que se presenta en el Anexo D— permite tener un buen grado de confiabilidad de la proyección; y iii) que el alza de 8.5 puntos porcentuales en el promedio de las tasas de interés implicaría un crecimiento promedio de la velocidad de circulación de 4.9% anual en

el periodo 1987-1990— pasando dicha velocidad de un nivel de 8.7 a uno de 10.6.

Bajo este escenario, las autoridades económicas deberían programar una tasa de expansión de M1 no superior al 20% anual para lograr compatibilidad, por

(32) De una pronunciada caída en 1984-IV, debido a la marcada estacionalidad de M1 en ese periodo, la velocidad de M1 pasó a incrementarse de manera impredecible, al menos por nuestro modelo, en 1985-I. Esto seguramente es reflejo del mismo programa de ajuste macroeconómico de ese periodo que implicó una contracción monetaria real del 4% al comparar 1985-I/1984-I.

ejemplo, con un crecimiento nominal del PIB del orden del 25% (de los cuales 5% provienen del crecimiento real del PIB, según nuestras proyecciones) ⁽³³⁾.

IV Conclusiones

En el presente documento se analizó y cuantificó el comportamiento de la velocidad de circulación del dinero en Colombia en los últimos 25 años. A pesar de los numerosos estudios sobre el comportamiento del recíproco de la velocidad —i.e. la demanda por dinero—, creemos que se carecía de una evaluación formal sobre las bondades de los estimadores obtenidos hasta el presente y sobre su correspondiente capacidad predictiva.

Nuestras estimaciones permiten concluir, con un buen grado de confiabilidad estadística, que si bien es cierto que se presentó un cambio estructural en el comportamiento de la velocidad de M1 —como resultado del proceso de profundización financiera iniciado a mediados de los años

70—, no por ello dicha función se tornó (estadísticamente) inestable. De hecho, en el presente trabajo se encontró que, con una adecuada especificación econométrica, la velocidad de M1 no solo muestra una mayor correlación con el ingreso, sino que ésta puede predecirse con un menor margen de error que la velocidad del agregado monetario $M2B = M1 + \text{Cuentas de Ahorro UPAC}$.

Por último, y desde un punto de vista práctico, el modelo aquí desarrollado podría utilizarse para un esquema de programación monetaria de tipo nominalista. Esto implicaría proyectar el crecimiento de la velocidad de circulación de M1, dado un crecimiento esperado del PIB nominal, con la intención de entrar a escoger una meta de crecimiento de M1 que resulte compatible con dichas variables.

(33) En la práctica, deben usarse los valores de M_{t-1} (producto de la política adoptada en $t-1$) para actualizar la proyección de V_t . De igual manera, debe notarse que P_t correspondería bien al IPC o al IPM, cuyo valor tiende a diferir del deflactor implícito del PIB involucrado en la meta nominal del PIB. Tal como comentábamos en la nota No. 2 este enfoque nominalista no soluciona el problema de partición entre precios y cantidades, el que continúa siendo objeto de discusiones macroeconómicas (Tobin, 1985).

Anexo A

Resultados de la prueba de distribución normal de los errores de la regresión (3)

Media de los Errores: -.00095

Número de Observaciones: 111

Desviación Standard: sd = .00118

Rango en una t—student: (máx - min)/sd = 5.26

Prueba Simultánea de “Skewnes y Kurtosis”: $X^2(2) = 1.17$

El resultado de rango en una distribución t-student indica que no debe rechazarse la hipótesis de distribución normal de los errores de la regresión reportada en (3). Sin embargo, dado el bajo poder estadístico de esta prueba, también realizamos una prueba simultánea de “Skewnes y Kurtosis”, que sigue la metodología propuesta por Bera y Jarque (1981), cuyos resultados confirman la hipótesis de distribución normal de los errores. Gracias a estos resultados, las pruebas de hipótesis adelantadas a lo largo del trabajo son robustas en términos estadísticos, ya que la inferencia que se hace acerca del comportamiento asintótico de los errores resulta válido en este caso.

Anexo B

Resultados de estimaciones directas de la demanda por dinero: período 1974-I/1986-IV

Variable dependiente	Elasticidades: Corto (CP) Mediano (MP) y Largo Plazo (LP)		\bar{R}^2	RMCE	
	Y_t	R_t			
$M1_t/P_t$	CP:	.153* (.037, .269)	-.121* (-.006, -.236)	.770	.041
	MP:	.460	-.221		
	LP:	.733	-.579		
$M2B_t/P_t$	CP:	.850* (.308, 1.39)	-.199* (-.057, -.341)	.983	.026
	MP:	1.576	-.351		
	LP:	1.588	-.371		

Nota: Los estimadores corresponden a elasticidades obtenidas de regresiones de MCO, incluyendo variables estacionales, una constante y un factor de ajuste del tipo M_{t-1}/P_t , según lo explicado en la nota No. 21. Los períodos de estas elasticidades son: CP un trimestre, MP un año, y LP más de un año. En el caso de M2B, la variable R fue recalculada excluyendo la tasa de interés del UPAC. Entre paréntesis aparecen los intervalos de confianza de dichos estimadores, calculados al 95%. El asterisco representa un nivel de significancia $\geq 5\%$. Las estimaciones, cuando lo requirieron, fueron corregidas por autocorrelación de primer orden de los errores usando el método de Beach y MacKinnon (1978).

Como se comentó en la nota 25, la conclusión de que es preferible fijar metas en términos de la velocidad de M1 que la velocidad de $M2B=M1 + \text{Cuentas UPAC}$ (Según resultados del Cuadro 3) es válida siempre y cuando la variable que se desee proyectar sea la velocidad del dinero. Si alternativamente se opta por proyectar *directamente*, la demanda por dinero, los resultados de este Anexo indican, por el contrario, que es preferible tomar el agregado M2B dada su mayor correlación con el ingreso (en el corto y largo plazo) y su mejor ajuste global en términos estadísticos. Es claro, entonces, que los resultados de este Anexo favorecen los criterios expuestos en el pasado en favor de redefinir (o por lo menos ampliar la labor de monitoría de otros agregados monetarios) cuando se trata de proyectar directamente la demanda de dinero; este no es el caso cuando se opta por proyectar la velocidad del dinero con un criterio "nominalista", donde pudimos comprobar que la velocidad de M1 continúa comportándose de manera relativamente estable.

Anexo C

Caracterización estadística de la velocidad de M1 usando series de tiempo; Período 1959-II/1986-IV

Siguiendo la metodología sugerida por Dickey y Fuller (1981) para detectar si una serie es estacionaria en sus diferencias o estacionaria en el tiempo, construimos una razón de máxima-verosimilitud, como la señalada en (1A), a fin de probar las hipótesis presentadas en (2A).

$$\gamma = (SCE_{K_0} - SCE_{K_1}) / 2 \sqrt{SCE_{K_1}} \tag{1A}$$

$$H_0: V_t = \alpha_1 + V_{t-1}$$

$$H_1: V_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \alpha_3 V_{t-1} \tag{2A}$$

Nota: V: Velocidad de Circulación de M1; SCE: Suma de Cuadrados del Error; K₀, K₁ : Modelos bajo H₀ y H₁ respectivamente; t: tiempo.

Dada la distribución poblacional *finita* de la función asociada con γ , que aparece en la tabla V de Dickey y Fuller (1981), el valor $\gamma_c \approx \Phi^3(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3) = \Phi_3(\alpha_1, 0, 1)$, bajo H, resulta equivalente al valor crítico $\gamma_c = \Phi_3(.05, 100) = 6.46$. Al comparar este valor crítico con nuestro resultado de $\gamma = 6.91$, se concluye que debemos rechazar la hipótesis H₀ en favor de H₁. (En contraste, la hipótesis H₁ que incluía segundas diferencias en V_t resultó claramente rechazada).

Esto implica que la velocidad de circulación de M1 tiende a comportarse como una serie que es estacionaria en el tiempo, cuyos ciclos de corto plazo siguen una trayectoria aleatoria que se incrementa en un valor constante (i.e. "a random-walk with a drift").

Los anteriores resultados sugieren descomponer las fluctuaciones de la velocidad entre ciclos cortos y ciclos largos. Nuestros resultados econométricos en (3) sugieren que los ciclos largos están asociados con la tendencia del ingreso, mientras los ciclos cortos vendrían dados por las estacionalidades y las fluctuaciones de las tasas de interés, particularmente en el período 1974-I/ 1986-IV. Esta hipótesis, que mezcla información de métodos econométricos y de series de tiempo, parece confirmarse por los resultados presentados en (3A), donde se explica el Componente de Corto Plazo de la Velocidad (CCPV).

$$CCPV_t = -.139 + .535 R_t + .001 E_2 + .031 E_3 - .074 E_4 \tag{3A}$$

(1.6) (1.7)* (.13) (2.33)* (6.27)*

$$\bar{R}^2 = .553 \quad Dw = 2.01 \quad GL = 47 \quad RMCE = .038$$

Nota: El período es 1974-I/ 1986-IV; el valor absoluto de los estadísticos-t aparecen entre paréntesis y el asterisco señala una significancia al 90% o más; GL es el número de grados de libertad y RMCE es la raíz media cuadrática del error. Los estimadores fueron corregidos

por autocorrelación de primer orden de los errores usando el método de Beach y MacKinnon (1978), cuyo resultado fue un $\rho = -.569$ con un estadístico-t 4.54, para este caso.

En efecto, el CCPV muestra una alta semi-elasticidad al promedio de la tasa de interés de captación (R_t) -inclusive más alta que cuando no se descompone la velocidad entre ciclos cortos y largos- y una marcada estacionalidad en el último trimestre de cada año. Además, dichas estimaciones permiten concluir que cerca del 30% de las fluctuaciones de la velocidad obedecen a fenómenos de corto plazo y de estas cerca de 20 puntos porcentuales se explican por cambios en las tasas de interés y fenómenos estacionales.

Anexo D

Resultados de la prueba de confiabilidad de las predicciones de la velocidad de M1 usando la metodología de Theil

Periodo	Error medio	Error absoluto medio	RMCE	Razón de Theil	Número de Obs. incluidas
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1983—I012	.034	.046	.474	16
—II009	.033	.044	.496	15
—III010	.035	.046	.440	14
—IV010	.037	.048	.838	13
1984—I013	.038	.049	.459	12
—II007	.033	.045	.427	11
—III006	.035	.046	.385	10
—IV006	.038	.049	.771	9
1985—I014	.035	.047	.452	8
—II001	.025	.031	.312	7
—III	-.004	.023	.030	.272	6
—IV	-.003	.026	.030	.487	5
1986—I	-.018	.018	.022	.260	4
—II	-.011	.011	.013	.153	3
—III	-.015	.015	.015	.123	2
—IV	-.018	.018	.018	.414	1

Nota (3) RMCE Raíz Media Cuadrática del Error, (4)=(Predicción)/(Predicción bajo la alternativa de no cambio respecto del período inmediatamente anterior)

Esta prueba sigue la metodología sugerida por Theil (1971), cuyo objetivo central es comparar las predicciones que se hacen (dentro de la muestra) con aquellas que se harían bajo la hipótesis de "predicción ingenua" (i.e. una predicción que simplemente extrapola la observación inmediatamente anterior). En particular, obsérvese que los valores de la Razón de Theil, en la columna (4), deben ser inferiores a la unidad para evitar errores sistemáticos en la predicción —lo que en general es fácil de obtener—; en nuestro caso, esta condición se cumple claramente y, además, la mayoría de los valores resultan inferiores a .5. Este indicador tiene la ventaja de no depender de las unidades de medida de la regresión en cuestión.

Otras condiciones importantes para que no existan errores sistemáticos de sobre o sub-estimación —aunque ésta sí depende de las unidades de medida— son: a) los valores de (1) \neq (2); y b) los valores de (3) \geq (2), sin que ocurra que (3) \gg (2). Estas condiciones claramente se cumplen en nuestro caso, indicando que la regresión expresada en (3) resulta adecuada para propósitos de predicción económica.

Bibliografía

- Axilrod, S.H. (1982) "Monetary Policy, Money Supply, and The Federal Reserves Operating Procedures" in *Central Bank View on Monetary Targeting*, Federal Reserve Bank of New York, N.Y.
- Beach, C.M. and J.G. MacKinnon (1978) "A Maximum Likelihood Procedure for Regression with Autocorrelated Errors" *Econometría*, 46.
- Bera, A.K. and C.M. Jarque (1981) "An Efficient Large-Sample Test for Normality of Observations and Regression Residual" Australian National University (Working-Paper No. 040).
- Cagan, P. (1956) "The Monetary Dynamics of Hyperinflation" in *Studies in the Quantity Theory of Money* (Ed.) Friedman, U. of Chicago Press.
- Carrizosa, M. (1983) "La Definición de Dinero, los Medios de Pago y los Cuasi-dineros en Colombia" *Ensayos Sobre Política Económica*, Abril.
- Chow, G.C. (1960) "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regression" *Econometría*, 28.
- Clavijo, S. y R. Steiner (1981) "Dinero, Liquidez y Política Monetaria", Documento de Trabajo No. 20, DIE, Banco de la República.
- Cooley, T.F. and S.F. LeRoy (1981) "Identification and Estimation of Money Demand" *American Economic Review* Dec.
- Correa, P. (1984) "Determinantes de la Cuenta de Servicios de la Balanza Cambiaria (Colombiana)" *Ensayos sobre Política Económica*, 6.
- Dickey, D.A. and W. A. Fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root" *Econometrica*, 49.
- Duesenberry, J.S. (1983) "The Political Economy of Central Banking in the United States" in *The Political Economy of Monetary Policy* (Ed. D.R. Hodgman, Boston).
- Friedman, M. (1956) "The Quantity Theory of Money: A Restatement" in *Studies in the Quantity Theory of Money* (Ed.) M. Friedman, U. of Chicago Press.
- Goldfeld, S. (1976) "The Case of the Missing Money" *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 3.
- Gómez, H.J. (1981) "El Comportamiento de la Oferta Monetaria y las Innovaciones Financieras en 1980" Documento de Trabajo, DIE, Banco de la República (Abril).
- Grupo de Estudios (1982) "Controles Monetarios y Distorsiones Estadísticas" *Ensayos sobre Política Económica*, Marzo, No. 1.
- Gurley, J.G. (1967) "Financial Structures in Developing Economies" in *Fiscal and Monetary Problems in Developing States* (Ed.) d. Krivine, N.Y.: Praeger.
- Hetzel, R.L. (1984) "Estimating Money Demand Functions" *Journal of Money, Credit and Banking*, May.
- Higgins, B. and J. Faust (1981) "Velocity Behaviour of the New Monetary Aggregates" *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas, Sept-Oct.
- Jaramillo, J.C. (1982) "La Liberación del Mercado Financiero" *Ensayos sobre Política Económica*, Bogotá-Colombia, Abril).
- Judd, J.P. and B. Trehan (1987) "Portfolio Substitution and the Reliability of M1, M2 and M3 as Monetary Policy Indicators" *Economics Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, No. 3 Summer.
- Judge, G.G., W.E. Griffiths, R.C. Hill, and T.C. Lee (1985) *The Theory and Practice of Econometrics* (2a. ed., N. Y., Wiley and Sons).
- Lec, M. y Oliveros H. (1983) "La Demanda por Activos Líquidos en Colombia" *Ensayos sobre Política Económica* (Bogotá-Colombia, Abril).
- McKinnon, R.I. (1983) *Money and Capital in Economic Development*, The Brookings Institution, Washington.
- McKinnon, R.I. (1974) "Política Monetaria y Financiera en Colombia" *Revista del Banco de la República* (Dic).
- Minsky, H. P. (1957) "Central Banking and Money Market Changes" *Quarterly Journal of Economics*, No. 2.
- Montenegro, A. (1982) "Innovaciones Financieras y Política Monetaria" *Revista del Banco de la República* (Agosto).
- Montes, F. (1980) "Los Indicadores Monetarios Tradicionales y la Liquidez de la Economía" Documento de Trabajo No. 25, DIE, Banco de la República.
- Musalem, A.R. (1971) *Dinero, Inflación y Balanza de Pagos: La Experiencia Colombiana en la Post-guerra*, Banco de la República, Bogotá.
- Short, B.K. (1973) "The Velocity of Money and Per Capita Income in Developing Economics" *Journal of Development Studies*.
- Sims, C.A. (1980) "Macroeconomics and Reality" *Econometrica*, 48.
- Theil, H. (1971) *Principles of Econometrics*, North Holland.
- Tobin, J. (1963) "Commercial Banks as Creators of 'Money'" in *Readings in Money, National Income and Stabilization Policy* (Ed. R.L. Teigen, 1978, Irwin).
- Tobin, J. (1969) "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory" *Journal of Money, Credit and Banking*, 1.
- Tobin, J. (1983) "Monetary Policy: Rules, Targets and Shocks" *Journal of Money, Credit and Banking*, Nov.