La demanda de dinero en el corto y en el largo plazo en Colombia*

Santiago Herrera A.
Juan Manuel Julio

I. INTRODUCCION

Durante 1991 el crecimiento de los medios de pago registró la mayor variabilidad[1] de los últimos siete años. Adicionalmente, en la segunda mitad del año se observó un aumento en el ritmo de expansión del dinero acompañado de una disminución en la tasa de inflación. Estos fenómenos llevaron a algunos a afirmar que los medios de pago habían perdido su valor como variable informativa sobre la liquidez de la economía y, por lo tanto, de su poder predictivo sobre el ritmo inflacionario futuro. Como supuestas causas de este fenómeno se señalaban las innovaciones financieras resultantes del encaje marginal del 100% impuesto a comienzos de año. Igualmente se apuntaba a la movilidad de capitales, inducida hipotéticamente por la reforma cambiaria, como un factor que desvirtuaba la relación histórica observada entre el crecimiento de los medios de pago y de los índices de precios.

De ser ciertas las anteriores hipótesis, debería poderse verificar un cambio estructural en la demanda de dinero durante el último año. El objetivo de este trabajo es presentar algunas pruebas que permitan o no rechazar la hipótesis del cambio estructural en la demanda de dinero. En este sentido el trabajo es una extensión del estudio de Carrasquilla y Rentería (1990). Las mayores diferencias con el mencionado documento son las siguientes: 1) Se consideran datos anuales para 1955-1991. 2) Se estudia un período más amplio (1970-1992) con frecuencia trimestral. 3) Se utilizan algunas pruebas adicionales sobre la estabilidad de la demanda de dinero. 4) Se presentan estimativos de las elasticidades de corto y de largo plazo de la demanda de dinero a la tasa de interés y al ingreso, calculados con base en el mecanismo de corrección de errores (MCE) y la metodología diseñada por Bardsen (1989). 5) Se incorpora la posibilidad de existencia de asimetría en la respuesta de la demanda de dinero a cambios en las tasas de interés. Específicamente se examina la hipótesis según la cual la elasticidad de la demanda de dinero es mayor cuando aumenta el costo de oportunidad de mantener saldos ociosos, que cuando disminuye.

* Este trabajo se elaboró para ser expuesto en la XI Reunión de la Sociedad Econométrica Latinoamericana en México 1992.

[1] Medida como el coeficiente de variación (desviación estándar/media) de las tasas anuales de crecimiento.

Siguiendo este orden de ideas, el trabajo se dividió en cinco partes, siendo la primera esta introducción. La segunda presenta los resultados de las estimaciones con datos anuales y el examen de estabilidad de la función de demanda de dinero en el período 1955-1991. La tercera sección, comprende el análisis con datos trimestrales para el período 1970-1992. En la cuarta parte, se estudia la hipótesis de asimetría en la respuesta de la demanda de dinero a aumentos y reducciones en la tasa de interés. La quinta y última parte, resume las conclusiones.

II. LA DEMANDA DE DINERO ESTIMADA CON DATOS ANUALES

La forma funcional de la demanda de dinero será la más tradicional, en la cual los saldos monetarios nominales dependen del índice de precios al consumidor, del ingreso y de la tasa de interés nominal. Buena parte de los trabajos empíricos introducen los saldos monetarios rezagados, argumentando que existe un ajuste parcial de los saldos monetarios al nivel deseado. Aunque se ha demostrado que el soporte teórico de esta hipótesis es muy endeble, y pueden existir razones de tipo estadístico que justifiquen la inclusión de esta variable (Goodfriend, 1985), continúa siendo una práctica común con el argumento que es la forma de introducir dinámica a un análisis puramente estático. El enfoque adoptado en este trabajo se aparta de esta metodología, y para el análisis dinámico incorpora los desarrollos sobre teoría de cointegración y mecanismos de corrección de errores (Engle y Granger, 1987), ya aplicados para el mismo tema en Colombia (Carrasquilla y Rentería, 1990).

La idea básica de la cointegración, consiste en que, dos (o más) series pueden mantener una relación estable, que generalmente se interpreta como de equilibrio, en el largo plazo, mientras que en el corto plazo, la dinámica de las series puede ser bastante diferente. La correspondencia de largo plazo (cointegrante), sin embargo, impone ciertas restricciones a la trayectoria de corto plazo de las series. En esta forma podría encontrarse un eje alrededor del cual gravitan las series en el largo plazo, siendo éste descrito por la relación cointegrante. En el corto plazo existen oscilaciones alrededor de este eje atractivo y la dinámica estaría representada por un mecanismo de corrección de errores (MCE).

Así, con base en datos anuales para el período 1955-1991 (Anexo 1) se estima la regresión cointegrante entre dinero, precios, ingreso y tasas de interés[2]. Puesto que las variables están en logaritmos, los coeficientes del Cuadro 1 pueden interpretarse como las elasticidades de largo plazo de la demanda de dinero a las distintas variables. Se encuentra una elasticidad de la demanda por saldos nominales a los precios de 0.87, al producto de 1.45 y a la tasa de interés de -0.18.

Puesto que se trata de un período de 36 años, conviene estudiar la estabilidad de la función. En los Gráficos 1 a 6 se presentan los resultados de las distintas pruebas que no permiten rechazar la hipótesis de estabilidad de la función. Desea resaltarse cómo cambian los estimativos de los diferentes parámetros a medida que se incorpora sucesivamente más información; esta estimación recursiva señala que no hay problemas de inestabilidad en los parámetros estimados. De manera explícita debe señalarse cómo en 1991 ninguna de las pruebas indica, siquiera, probabilidad de cambio en la relación funcional.

La dinámica de corto plazo de la relación entre dinero, precios, producto y tasas de interés está representada mediante el mecanismo de corrección de errores (Cuadro 2). Se pueden deducir de allí las elasticidades de corto plazo de los saldos nominales a las distintas variables, al igual que examinar la influencia de la restricción que la

[2] En el Anexo 1 se presentan las pruebas sobre el orden de integración de cada una de las series, al igual que las distintas pruebas que no permiten rechazar la hipótesis nula de cointegración.

Cuadro 1. REGRESION COINTEGRANTE ENTRE DINERO, PRECIOS, PRODUCTO Y TASAS DE INTERES

Variable Dependiente LM1F
Muestra: 1955 - 1991
Número de observaciones: 37

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico T	Nivel de Significancia
C	-16.487	1.043	-15.812	0.000
LIPC	0.871	0.019	45.953	0.000
LPIB	1.450	0.080	18.107	0.000
LINT	-0.175	0.050	-3.497	0.001

R-cuadrado	1.000	Media de la variable dependiente	3.956
R-cuadrado ajustado	1.000	Suma de cuadrados del residuo	0.074
Error estándar de regresión	0.047	Estadístico F	25796.430
Estadístico Durbin-Watson	1.581	Probabilidad del Estadístico F	0.000

Gráfico 1. SUMA ACUMULATIVA DE RESIDUOS CUADRADOS DE LA DEMANDA ANUAL DE DINERO

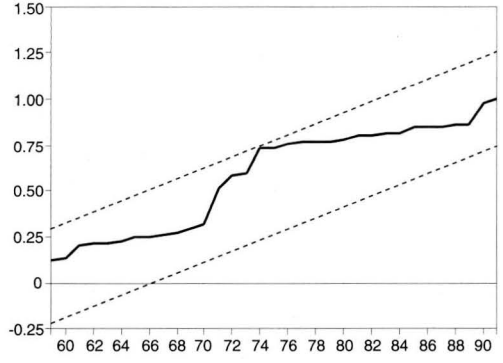


Gráfico 2. RESIDUOS RECURSIVOS DE LA FUNCION DE DEMANDA DE DINERO ESTIMADA CON DATOS ANUALES

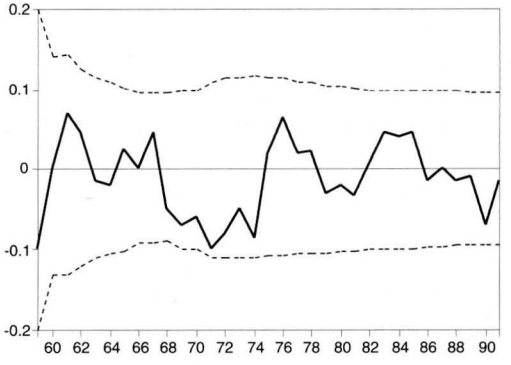


Gráfico 3. SUMA ACUMULATIVA DE RESIDUOS RECURSIVOS

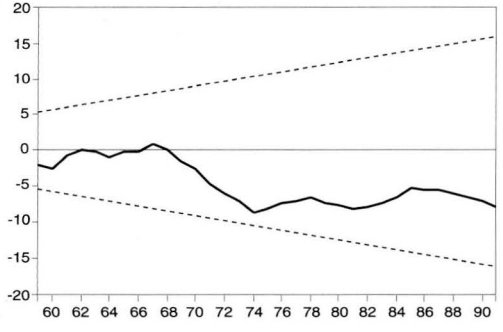


Gráfico 4. SIGNIFICANCIA DE RECHAZO DE LA HIPOTESIS DE INVARIABILIDAD DE LOS PARAMETROS ESTIMADOS

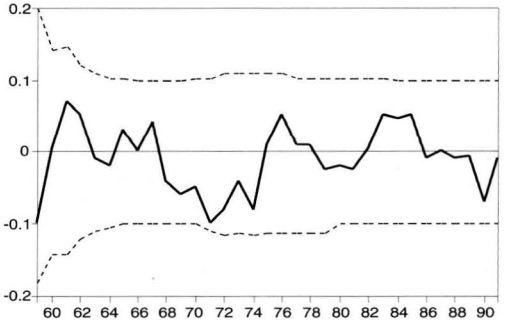


Gráfico 5. ESTIMACION RECURSIVA DE LA ELASTICIDAD-INTERES DE LA DEMANDA DE DINERO CON DATOS ANUALES

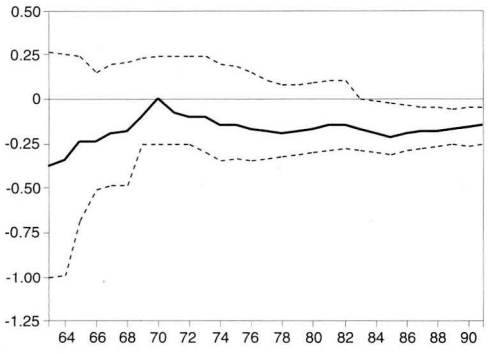
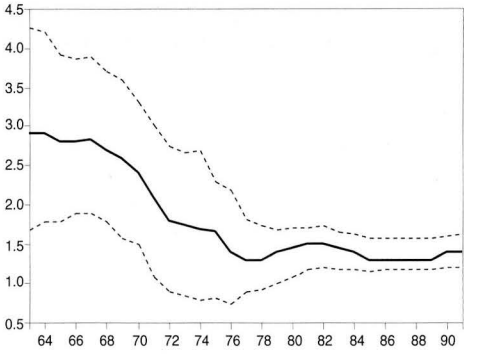


Gráfico 6. ESTIMACION RECURSIVA DE LA ELASTICIDAD-INGRESO DE LA DEMANDA DE DINERO CON DATOS ANUALES



relación de largo plazo impone sobre la dinámica de corto plazo. Se ve que el coeficiente del residuo (rezagado) de la regresión cointegrante tiene un valor de 0.7, lo cual señala que cualquier desequilibrio tiende a corregirse rápidamente en el período siguiente. Todas las variables, excepto la tasa de interés, presentan una elasticidad de corto plazo inferior a la de largo plazo.

A partir del MCE se pueden encontrar los coeficientes de largo plazo, que en teoría, deberían ser los de la regresión cointegrante (Bardsen, 1989). Sin embargo, en la práctica no tienen que ser idénticos por errores de tipo estadístico y por la varianza de los estimadores. Con base en la metodología de Bardsen, que consiste (en este caso) en dividir los coeficientes de corto plazo por el coeficiente del error cointegrante, se puede calcular una elasticidad de largo plazo de los saldos nominales a los precios de 0.82, al PIB de 1.33 y de -0.31 a la tasa de interés. Se obtienen así unos coeficientes no muy diferentes de los estimados

Cuadro 2. MECANISMO DE CORRECCION DE ERRORES DE LA DEMANDA DE DINERO
Variable Dependiente D(LM1F)
Muestra: 1956 - 1991
Número de observaciones: 36

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico T	Nivel de Significancia
C	0.073	0.033	2.202	0.035
D(LIPC)	0.592	0.113	5.261	0.000
D(LPIB)	0.928	0.466	1.993	0.055
D(LINT)	-0.224	0.065	-3.463	0.002
RES(-1)	-0.726	0.163	-4.468	0.000

R-cuadrado	0.550	Media de la variable dependiente	0.203
R-cuadrado ajustado	0.492	Suma de cuadrados del residuo	0.048
Error estándar de regresión	0.039	Estadístico F	9.478
Estadístico Durbin-Watson	1.816	Probabilidad del Estadístico F	0.000

mediante la regresión cointegrante, con excepción del de la tasa de interés. El Cuadro 3 resume los resultados de esta sección.

Cuadro 3. ELASTICIDADES DE LA DEMANDA DE LOS SALDOS MONETARIOS NOMINALES 1955-1990

	Corto plazo	Largo plazo	
		Regresión cointegrante	MCE
Precios	0.59	0.87	0.81
Producto	0.93	1.45	1.28
Tasa de Interés	-0.22	-0.18	-0.3

Fuente: Cuadros 1 y 2.

III. DEMANDA DE DINERO CON DATOS TRIMESTRALES

Con base en datos trimestrales para el período 1970.I - 1992.II (Anexo 2) se estimó la regresión cointegrante (Cuadro 4), encontrándose una similitud sorprendente de las elasticidades de largo plazo con las estimadas con datos anuales. Los Gráficos 7 - 14 resumen los resultados del análisis de estabilidad de dicha función y, en general, no permiten rechazar la hipótesis de estabilidad. En particular, no se detecta ningún cambio en la relación durante 1991 ó 1992.

El MCE se presenta en el Cuadro 5, donde se aprecia que todas las variables tienen una elasticidad de corto plazo inferior a la del horizonte temporal más amplio. Al igual que en el caso anterior, se estiman las elasticidades de largo plazo con base en el MCE y los resultados se resumen en el Cuadro 6.

Dos pruebas adicionales sobre estabilidad de la función, que son variantes de la Prueba Chow, indican que si existe algún quiebre en la función, éste debió tener lugar en 1985. Este resultado también es obtenido por Carrasquilla y Rentería (1990). Las dos pruebas son la Chow de proyección y la Chow de quiebre estructural, siendo la segunda la utilizada (para otro período muestral) por estos últimos autores.

La primera prueba consiste en dividir la muestra total en dos partes. La primera submuestra se utiliza para estimar la regresión y se proyectan los valores de los saldos monetarios para la otra submuestra.

Cuadro 4. REGRESION COINTEGRANTE ENTRE DINERO, PRECIOS, PRODUCTO Y TASAS DE INTERES 70.I - 92.II
Variable Dependiente LM1
Muestra: 1970.I - 1992.II
Número de observaciones: 90

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico T	Nivel de Significancia
C	-6.282	1.241	-5.063	0.000
LIPC	0.856	0.020	42.467	0.000
LPIB	1.397	0.115	12.192	0.000
LICDT	-0.151	0.025	-6.087	0.000

R-cuadrado	0.999	Media de la variable dependiente	12.245
R-cuadrado ajustado	0.999	Suma de cuadrados del residuo	0.170
Error estándar de regresión	0.044	Estadístico F	33969.860
Estadístico Durbin-Watson	1.800	Probabilidad del Estadístico F	0.000

Gráfico 7. RESIDUOS RECURSIVOS DE LA FUNCION ESTIMADA DE LA DEMANDA DE DINERO

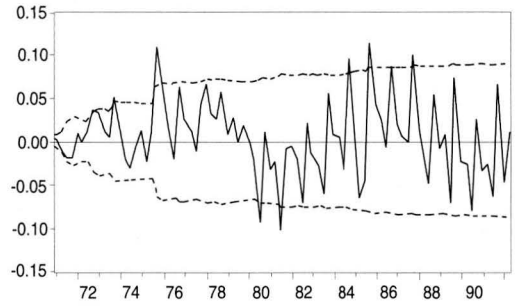


Gráfico 8. SUMA ACUMULADA DE RESIDUOS RECURSIVOS

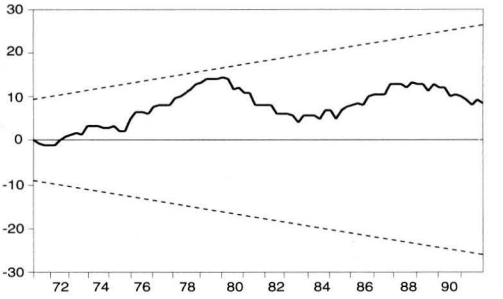


Gráfico 9. SUMA ACUMULADA DE RESIDUOS CUADRADOS

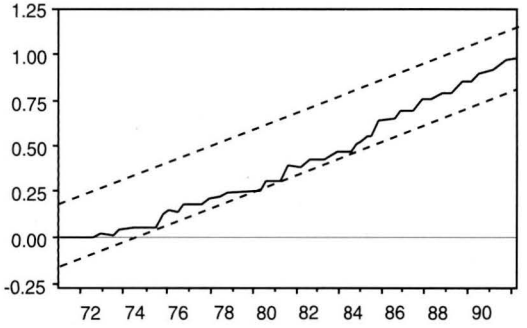


Gráfico 10. SIGNIFICANCIA DE RECHAZO DE LA HIPOTESIS DE ESTABILIDAD DE LOS PARAMETROS ESTIMADOS (Proyección de 1 periodo)

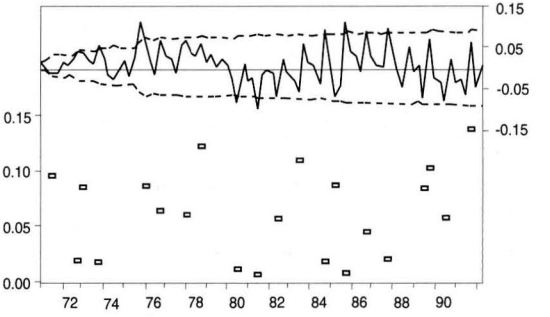


Gráfico 11. SIGNIFICANCIA DE RECHAZO DE LA HIPOTESIS DE ESTABILIDAD DE LOS PARAMETROS ESTIMADOS (Proyección de N periodos)

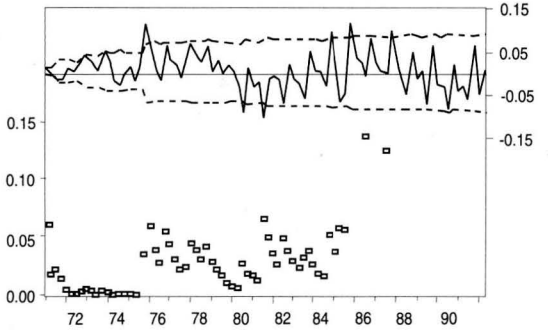


Gráfico 12. ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DEL PIB EN LA DEMANDA DE DINERO

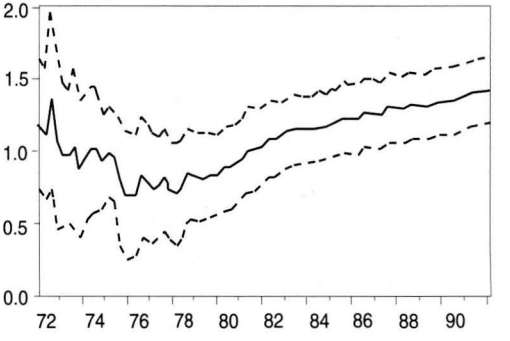


Gráfico 13. ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DE LA TASA DE INTERES EN LA DEMANDA DE DINERO

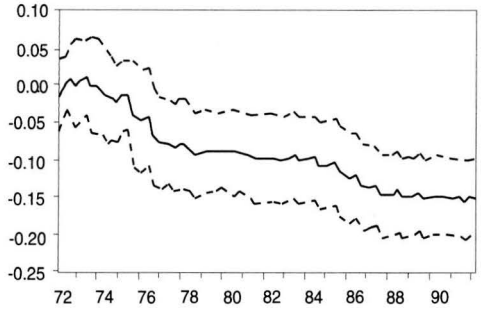
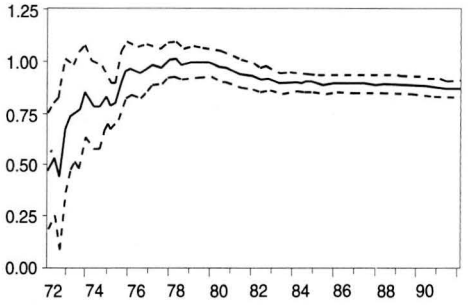


Gráfico 14. ESTIMACION RECURSIVA DEL COEFICIENTE DEL IPC EN LA DEMANDA DE DINERO



Cuadro 5. MECANISMO DE CORRECCION DE ERRORES DE LA DEMANDA DE DINERO
Variable Dependiente D(LM1)
Muestra: 1971.II - 1992.II
Número de observaciones: 85

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico T	Nivel de Significancia
C	-0.011	0.010	-1.141	0.258
RES(-1)	-0.490	0.084	-5.843	0.000
D(LPIB)	0.707	0.112	6.337	0.000
D(LICDT)	-0.068	0.017	-3.908	0.000
D(LIPC)	0.575	0.144	3.984	0.000
D(LIPC(-1))	-0.289	0.126	-2.291	0.025
D(LM1(-4))	0.599	0.062	9.716	0.000
D(LIPC(-4))	0.257	0.134	1.927	0.058

R-cuadrado	0.925	Media de la variable dependiente	0.059
R-cuadrado ajustado	0.918	Suma de cuadrados del residuo	0.049
Error estándar de regresión	0.025	Estadístico F	135.892
Estadístico Durbin-Watson	2.090	Probabilidad del Estadístico F	0.000

Este error de proyección se compara con el residuo que resulta de estimar la regresión con la muestra total. Se construye así un estadístico F que se rechaza (al nivel de significancia de 0.05) de manera consistente desde el tercer trimestre de 1985, al indicar que la función tiende a estabilizarse desde ese momento. El Gráfico 11 resume los resultados de esta prueba.

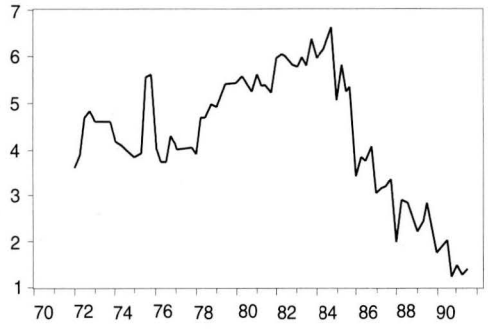
La otra prueba, la de Chow de quiebre estructural, consiste en dividir la muestra en dos y estimar regresiones para cada una de las submuestras. Luego se construye el estadístico **F** al comparar la suma de residuos cuadrados de las dos regresiones. El Gráfico 15 resume los resultados y se aprecia que desde el cuarto trimestre de 1984 hay un cambio en el comportamiento de la función.

Cuadro 6. ELASTICIDADES DE CORTO Y LARGO PLAZO DE LOS SALDOS NOMINALES 70.I - 92.II

	Corto plazo	Largo plazo	
		Regresión cointegrante	MCE
Precios	0.58	0.86	1.11
Producto	0.71	1.40	1.44
Tasa de Interés	-0.07	-0.15	-0.14

Fuente: Cuadros 4 y 5.

Gráfico 15. VALOR DEL ESTADISTICO F DE LA PRUEBA DE CHOW PARA UN QUIEBRE ESTRUCTURAL



Así, las dos pruebas arriba utilizadas, al igual que los resultados de Carrasquilla y Rentería, señalan que de existir algún cambio estructural en la función, éste debió suceder en 1985, año a partir del cual tendería a estabilizarse la demanda de dinero.

De esa forma, al reestimar la función desde ese momento (Cuadro 7 y 7A), aunque se encuentran unas elasticidades de corto plazo bastante diferentes a las reportadas anteriormente, las de largo plazo son relativamente similares. Los resultados se resumen en el Cuadro 8. Desde luego, éstos deben interpretarse con suma cautela dado el reducido número de observaciones (30) implícito en la estimación.

IV. EFECTOS ASIMETRICOS DE LA TASA DE INTERES SOBRE LA DEMANDA DE DINERO

Cuando ocurren cambios de cierta magnitud en el costo de oportunidad de mantener saldos monetarios, los agentes modifican el manejo de su portafolio. Así, ante aumentos en las tasas de interés (o de la inflación), el público tiende a ahorrar en sus tenencias de dinero y maneja de manera más eficiente su liquidez. Esta ganancia en eficiencia, o el aprendizaje inducido por la elevación en el

Cuadro 7. REGRESION COINTEGRANTE ENTRE DINERO, PRECIOS, PRODUCTO Y TASAS DE INTERES 85.I - 92.II
Variable Dependiente LM1
Muestra: 1985.I - 1992.II
Número de observaciones: 30

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico T	Nivel de Significancia
C	-15.171	2.634	-5.759	0.000
LIPC	0.700	0.042	16.697	0.000
LPIB	2.211	0.235	9.393	0.000
LICDT	-0.205	0.062	-3.324	0.003

R-cuadrado	0.995	Media de la variable dependiente	13.967
R-cuadrado ajustado	0.994	Suma del cuadrado del residuo	0.046
Error estándar de regresión	0.042	Estadístico F	1691.199
Estadístico Durbin-Watson	2.223	Probabilidad del Estadístico F	0.000

Cuadro 7A. MECANISMO DE CORRECCION DE ERRORES DE LA DEMANDA DE DINERO
Variable Dependiente D(LM1)
Muestra: 1985.I - 1992.II
Número de observaciones: 29

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico T	Nivel de Significancia
C	-0.051	0.023	-2.195	0.038
RES(-1)	-1.208	0.218	-5.528	0.000
D(LPIB)	2.216	0.213	10.409	0.000
D(LIPC)	1.638	0.366	4.479	0.000
D(LICDT)	-0.196	0.085	-2.297	0.031

R-cuadrado	0.906	Media de la variable dependiente	0.061
R-cuadrado ajustado	0.890	Suma de cuadrados del resIduo	0.036
Error estándar de regresión	0.039	Estadístico F	57.624
Estadístico Durbin-Watson	1.755	Probabilidad del Estadístico F	0.000

Cuadro 8. ELASTICIDADES DE LA DEMANDA DE LOS SALDOS NOMINALES 1985.I-1992.II

	Corto plazo	Largo plazo	
		Regresión cointegrante	MCE
Precios	1.64	0.70	1.37
Producto	2.22	2.21	1.84
Tasa de Interés	-0.20	-0.20	-0.16

Fuente: Cuadros 7 y 7A.

costo de oportunidad, no debe perderse una vez bajen las tasas de interés o de inflación a su nivel inicial. Es decir, parte de la ganancia es de naturaleza permanente. Esto implicaría que la elasticidad de la demanda de dinero a la tasa de interés es mayor cuando esta variable aumenta que cuando disminuye.

El fenómeno de asimetría descrito, conocido en la literatura como "histéresis" ha sido ampliamente estudiado para el caso de efectos de la tasa de cambio sobre el comercio exterior (Baldwin, 1988) y también ha sido aplicado al tema de la demanda de dinero (Piterman, 1988). En Colombia, la evidencia existente no permite rechazar la hipótesis de existencia de efectos asimétricos de la tasa de inflación sobre la demanda de saldos monetarios (Herrera, 1991). El objetivo de esta sección es verificar la hipótesis de efectos asimétricos de las tasas de interés sobre la demanda de dinero, utilizando dos metodologías distintas: la más simple, diseñada por Piterman (1988), se basa en la construcción de una variable auxiliar cuyo valor cambia únicamente cuando la tasa de interés aumenta y sobrepasa cierto límite; esta metodología ya había sido utilizada para el análisis de la demanda de dinero en Colombia (Herrera, 1991) y por ello se denominará tradicional. La segunda metodología, CON frecuencia utilizada en el análisis de series de tiempo, es más general, y es denominada como Análisis de Intervención.

A. La Metodología Tradicional

La metodología de Piterman (1988), si bien no está exenta de inconvenientes, es la más simple y consiste en correr la siguiente regresión:

$$LM1(t) : b_o + b_1 LIPC(t) + b_2 LPIB(t) + b_4 LICDT(t) + b_5 LICDMAX(t)$$

LM1	:	Saldos Nominales Monetarios en el período t (en logs).
LIPC	:	Nivel del Indice de Precios al Consumidor en el período t (en logs).
LPIB	:	Producto Trimestral en el período t (en logs).
LICDT	:	Tasa de Interés en el período t (en logs).
LICDMAX	:	Máximo valor de ICDT hasta el período t (en logs).

Se puede ver que cuando las tasas de interés bajan, la elasticidad será b_4. Pero cuando éstas suben, la elasticidad vendrá dada por b_4+b_5; específicamente, esta es la elasticidad cuando las tasas aumentan por encima de cierto nivel, que es el máximo valor de la serie hasta el momento t. Por lo tanto, existirá asimetría si $b_4 \neq b_4 + b_5$, cosa que sucede si $b_5 \neq 0$.

Los resultados de la estimación se presentan en los Cuadros 9, 9A, 9B, puesto que puede existir

Cuadro 9. ESTIMACION DE EFECTOS ASIMETRICOS SOBRE LA DEMANDA DE DINERO-METODOLOGIA TRADICIONAL
Variable Dependiente LM1
Muestra: 1970.I - 1992.II
Número de observaciones: 90

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico T	Nivel de Significancia
C	-7.301	1.321	-5.525	0.000
LIPC	0.844	0.021	40.460	0.000
LPIB	1.499	0.124	12.128	0.000
LICDT	-0.122	0.028	-4.327	0.000
LICDMAX	-0.066	0.033	-2.003	0.048
R-cuadrado	0.999	Media de la variable dependiente		12.245
R-cuadrado ajustado	0.999	Suma de cuadrados del residuo		0.162
Error estándar de regresión	0.044	Estadístico F		26370.820
Estadístico Durbin-Watson	1.783	Probabilidad del Estadístico F		0.000

Cuadro 9A. DEMANDA DE DINERO Y EFECTOS ASIMETRICOS - METODOLOGIA TRADICIONAL CORREGIDA POR COLINEALIDAD
Variable Dependiente LM1MO
Muestra: 1970.I - 1992.II
Número de observaciones: 90

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico T	Nivel de Significancia
LIPC	0.844	0.005	181.916	0.000
LPIB	1.499	0.006	236.359	0.000
LICDT	-0.122	0.027	-4.477	0.000
LICDMAX	-0.066	0.030	-2.183	0.032
R-cuadrado	0.999	Media de la variable dependiente		19.546
R-cuadrado ajustado	0.999	Suma de cuadrados del residuo		0.162
Error estándar de regresión	0.043	Estadístico F		35574.750
Estadístico Durbin-Watson	1.783	Probabilidad del Estadístico F		0.000

Cuadro 9B. MECANISMO DE CORRECION DE ERRORES DE LA DEMANDA DE DINERO CON EFECTOS ASIMETRICOS

Variable Dependiente D(LM1MO)
Muestra: 1971.II - 1992.II
Número de observaciones: 85

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico T	Nivel de Significancia
RES(-1)	-0.465	0.083	-5.622	0.000
D(LPIB)	0.723	0.112	6.439	0.000
D(LIPC)	0.543	0.132	4.123	0.000
D(LICDT)	-0.065	0.017	-3.797	0.000
D(LIPC(-1)	-0.352	0.112	-3.149	0.002
D(LM1MO(-4)	0.591	0.062	9.521	0.000
D(LIPC(-4)	0.194	0.127	1.527	0.131
D(LICDMAX(-2)	-0.126	0.063	-2.011	0.048
R-cuadrado	0.925	Media de la variable dependiente		0.059
R-cuadrado ajustado	0.918	Suma de cuadrados del residuo		0.049
Error estándar de regresión	0.025	Estadístico F		135.714
Estadístico Durbin-Watson	2.159	Probabilidad del Estadístico F		0.000

colinealidad entre la variable auxiliar LICDMAX y el término constante, b_0, se elimina este último al modificar la variable dependiente (sumando el término constante). Se puede ver que en el largo plazo, cuando suben las tasas de interés, la elasticidad es de -0.19 y cuando bajan ésta es de -0.12. El MCE se presenta en el Cuadro 9B de donde se pueden derivar las elasticidades de corto y largo plazo. Los resultados se resumen en el Cuadro 10.

Cuadro 10. ELASTICIDADES DE LA DEMANDA DE DINEROS CON EFECTOS ASIMETRICOS

	Corto plazo	Largo plazo	
		Regresión cointegrante	MCE
Precios	0.54	0.84	0.87
Producto	0.72	1.50	1.67
Tasa de Interés a			
Alza	-0.06	-0.19	-0.41
Baja	-0.06	-0.12	-0.14

Fuente: Cuadros 1 y 2.

B. Análisis de intervención

Otra alternativa para la estimación de las elasticidades, descontando el efecto de la asimetría en caso que exista, consiste en suponer que su efecto se puede describir con un modelo de intervención al estilo de Box-Tiao (1975). Este supuesto se basa en el hecho que los residuos de un modelo arbitrario que no contenga una especificación para la asimetría, mostrarán un comportamiento muy particular asimilable al efecto de una intervención. De esta forma, el análisis de intervención permite no sólo cuantificar la magnitud de la asimetría, sino que también se constituye en una prueba de su existencia.

El procedimiento consiste en crear una variable dicotómica de uno de dos posibles tipos; el pulso, que toma valor uno al inicio de un período continuo de tiempo en el que se presenta la asimetría, o el escalón, que toma valor uno en todos los períodos de tiempo en que se supone ocurre la asimetría. El paso siguiente es seleccionar un filtro dinámico que al ser aplicado a la intervención tenga un comportamiento similar al efecto de la asimetría.

El procedimiento termina al estimar un modelo que incluya la especificación dada, y al observar la significancia y valor de los parámetros incluidos.

Para la demanda de dinero y la hipótesis que se quiere verificar, se estudiarán dos casos: en el primero se define el pulso como una variable que toma valor uno solamente en el momento en que la tasa de interés empieza a decrecer luego de un período de crecimiento y el escalón que toma valor uno siempre que la tasa sea decreciente. En este caso se verificará la hipótesis de asimetría cada vez que la tasa de interés cambie de tendencia.

En el segundo caso, que es más comparable con el de la sección anterior, se verificará la asimetría cada vez que la tasa de interés exceda cierto nivel. Para ello el escalón toma valor uno siempre que la tasa de interés observada sea inferior a la tasa máxima observada hasta ese momento; el pulso toma valor uno solamente al inicio de cada escalón.

El filtro dinámico seleccionado para modelar el efecto de la asimetría fue

$$\frac{W_o B_k}{(1 - \delta B)} \quad |\delta| < 1$$

Con W_o y δ parámetros desconocidos, K = 0,1,2. Si la variable de entrada es dummy del tipo pulso en t, el efecto de este filtro es un aumento de dimensión $\frac{W_o}{1 - \delta}$ en t + K y una caída geométrica hasta el nivel de la serie. Cuando la entrada es un escalón que inicia en t, la salida es una rampa creciente a partir de W_o en t + K con valor máximo

$$\frac{W_o}{1 - \delta}$$

Teniendo en cuenta la anterior formulación para la asimetría, el modelo de corrección de errores se puede ajustar al adicionar a sus términos

$$\frac{W_o B_k}{(1 - \delta B)} - I_t \quad |\delta| < 1; \; t = 1,2,3,...$$

donde I_t es la intervención.

En consecuencia, la existencia de la asimetría se verifica al observar la significancia de los parámetros W_o y δ estimados. Adicionalmente, el valor de la elasticidad tasa de interés a la baja en el primer período de la asimetría es igual a

$$\frac{- W_o}{1 - \delta}$$

Los Cuadros 11 y 11A muestran la estimación de la demanda por dinero para el caso en que la tasa de interés decrece y cuando el valor máximo hasta t difiere de la tasa observada en t, para una variable de la entrada tipo pulso, con K = 1. De ello se puede concluir que existe un efecto asimétrico con las elasticidades de corto y largo plazo del Cuadro 12 para datos trimestrales.

V. CONCLUSIONES

La evidencia presentada en este trabajo no permitió rechazar la hipótesis de estabilidad de la fun-

Cuadro 11. ESTIMACION DEL MODELO DE CORRECCION DE ERRORES CON ESPECIFICACION DE ASIMETRIA

Variables	Estimación	Estadístico T
1. PARA LICDT DECRECIENDO		
DLMI(4)	0.80	10.63
DLIPC	0.57	4.39
DLIPC(1)	0.28	2.11
DLIPC(4)	-0.32	-2.69
DLICDT	-0.05	-3.00
DLICDT(1)	-0.05	-2.38
DLPIB	0.86	6.12
DLPIB(4)	-0.39	-2.97
RESID(1)	-0.56	-6.21
INTERV (Wo)	0.01	2.58
INTERV (δ)	0.73	4.95

Cuadro 11A. ESTIMACION DEL MODELO DE CORRECCION DE ERRORES CON ESPECIFICACION DE ASIMETRIA

Variables	Estimación	Estadístico T
1. PARA MAXIMO DE LICDT HASTA t DISTINTO DE LICDT EN t		
DLMI(4)	0.77	9.69
DLIPC	0.61	4.76
DLIPC(1)	0.31	2.32
DLIPC(4)	-0.35	-3.01
DLICDT	-0.05	-3.09
DLICDT(1)	-0.05	-2.58
DLPIB	0.88	6.48
DLPIB(4)	-0.43	-3.30
RESID(1)	-0.58	-6.41
INTERV (Wo)	0.01	2.80
INTERV (δ)	0.72	2.05

Cuadro 12. ELASTICIDADES DE CORTO Y LARGO PLAZO DE LOS SALDOS NOMINALES ASIMETRIA

CASO 1	Corto plazo	Largo plazo
Precios	0.56	0.94
Producto	0.86	0.82
Tasa de interés		
Alza	-0.05	-0.16
Baja	-0.05	-0.9
CASO 2	**Corto plazo**	**Largo plazo**
Precios	0.61	0.97
Producto	0.89	0.78
Tasa de interés		
Alza	-0.05	-0.17
Baja	-0.05	-0.09

ción de demanda de dinero durante los diferentes períodos muestrales analizados. Por lo tanto, de acuerdo con estos resultados, las afirmaciones sobre cambios estructurales recientes en la relación histórica entre dinero y precios carecen de validez.

En los modelos simples, sin incorporar posibles efectos asimétricos, se encontraron elasticidades de corto y largo plazo de la demanda de saldos monetarios nominales al nivel de precios, al producto real y a la tasa de interés, que en promedio fueron las siguientes: en el corto plazo, la elasticidad a cambios en precios es de 0.58, al producto de 0.83 y a la tasa de interés de -0.14. En el largo plazo, las elasticidades encontradas fueron: 0.90 a precios, 1.4 al producto y -0.19 a la tasa de interés.

Las pruebas sobre asimetría en la respuesta de la demanda de dinero a cambios en las tasas de interés no permitieron rechazar la hipótesis de su existencia. En todos los casos, en el corto plazo, la elasticidad a la tasa de interés no presenta asimetría, pero es muy baja: -0.06. En el largo plazo, en promedio, cuando las tasas de interés suben la elasticidad es de -0.31, pero cuando bajan es de -0.11. Las elasticidades a las otras variables son relativamente similares a las reportadas anteriormente: en el corto plazo de 0.58 a los precios y de 0.83 al producto. En el largo plazo de 0.93 a los precios y de 1.19 al ingreso.

REFERENCIAS

Baldwin, R., (1988), "Hysteresis in Import Prices: the Beachhead Effect", *American Economic Review*, 78, 4, septiembre, pp. 773-785.

Bardsen, G., (1989), "Estimation of Long-Run Coefficients in Error Correction Models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, 2 pp. 345-350.

Box, G. y G. Tiao, (1975), "Intervention Analysis with Applications to Economics and Environmental Problems", *Journal of the American Statistical Society*, Vol. 70, marzo, pp. 70-79.

Carrasquilla, A. y C. Rentería, (1990), "Es Inestable la Demanda de Dinero en Colombia?", *Ensayos Sobre Política Económica*, 17, junio pp. 21-37.

Engle, A. y C. Granger, (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, marzo, pp. 251-276.

Goodfriend, (1985), "Reinterpreting Money Demand Regressions", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 22, pp. 207-242.

Herrera, S., (1991), "Efectos Asimétricos de las Expectativas de Devaluación y la Inflación Sobre la Demanda de Dinero", *Banca y Finanzas*, enero-marzo.

Piterman, S., (1988), "The Irreversibility of the Relationship Between Inflation and Real Balances", *Economic Review*, 60, Bank of Israel, enero.

Anexo 1. SERIES ANUALES UTILIZADAS

obs	(1) M1FIN	(2) IPCF	(3) PIB	(4) INDOM
1950	1.000000	NA	115738.0	0.115000
1951	1.100000	NA	119345.0	0.115000
1952	1.300000	NA	126873.0	0.098000
1953	1.500000	NA	134587.0	0.097000
1954	1.800000	NA	143985.0	0.097000
1955	1.900000	0.590000	149519.0	0.105000
1956	2.400000	0.630000	155583.0	0.098000
1957	2.700000	0.760000	161258.0	0.096000
1958	3.300000	0.820000	165228.0	0.099000
1959	3.700000	0.890000	177162.0	0.100000
1960	4.100000	0.950000	184723.0	0.105000
1961	5.100000	1.010000	194124.0	0.116000
1962	6.200000	1.080000	204630.0	0.111000
1963	6.900000	1.430000	211355.0	0.132000
1964	8.400000	1.550000	224389.0	0.123000
1965	9.700000	1.780000	232467.0	0.157000
1966	11.000000	2.010000	244915.0	0.192000
1967	13.500000	2.160000	255211.0	0.189000
1968	15.400000	2.300000	270830.0	0.165000
1969	18.400000	2.490000	288073.0	0.127000
1970	21.600000	2.660000	307496.0	0.119000
1971	24.000000	3.030000	325825.0	0.148000
1972	29.800000	3.450000	350813.0	0.154000
1973	38.600000	4.260000	374398.0	0.190000
1974	46.100000	5.370000	395910.0	0.254000
1975	58.900000	6.320000	405108.0	0.252000
1976	79.400000	7.950000	424263.0	0.281000
1977	103.5000	10.20000	441906.0	0.267000
1978	134.9000	12.11000	479335.0	0.288000
1979	167.6000	15.60000	505119.0	0.334000
1980	214.3000	19.65000	525765.0	0.358000
1981	259.7000	24.83000	537736.0	0.375000
1982	325.7000	30.80000	542836.0	0.379000
1983	408.9000	35.92000	551380.0	0.337000
1984	501.5000	42.49000	569855.0	0.348000
1985	642.2000	52.03000	587516.0	0.353000
1986	788.5000	62.93000	621709.0	0.312000
1987	1048.300	78.05000	654784.0	0.311000
1988	1318.500	100.00000	679011.0	0.341000
1989	1702.100	126.12000	700739.0	0.335000
1990	2141.242	166.9337	730170.1	0.367000
1991	2841.428	211.7053	750249.8	0.396000

(1) Medios de pago; fin de período.
(2) Indice de precios al consumidor.
(3) PIB real.
(4) Tasa de interés promedio anual.
Fuente: 1950-1979 Carrizosa. 1980-1991 Banco de la República.

Anexo 2. SERIES TRIMESTRALES UTILIZADAS

obs	(1) QM1	(2) QIPC	(3) QPIB	(4) QICDT
1970.1	18748.00	2.520000	74106.53	12.60000
1970.2	19570.00	2.590000	75644.02	12.50000
1970.3	19987.00	2.610000	76812.50	14.70000
1970.4	21627.00	2.660000	80748.45	13.30000
1971.1	21476.00	2.750000	78523.82	14.60000
1971.2	22028.00	2.850000	80152.95	19.30000
1971.3	22577.00	2.940000	81391.09	14.60000
1971.4	23995.00	3.030000	85561.65	17.20000
1972.1	24623.00	3.130000	84545.93	11.20000
1972.2	25489.00	3.230000	86300.00	11.20000
1972.3	26685.00	3.340000	87633.09	22.10000
1972.4	29842.00	3.450000	92123.49	17.70000
1973.1	30446.00	3.680000	90229.91	15.00000
1973.2	32662.00	3.980000	92101.91	21.20000
1973.3	33852.00	4.100000	93524.62	25.30000
1973.4	38572.00	4.260000	98316.91	19.60000
1974.1	39412.00	4.630000	95414.31	22.50000
1974.2	40015.00	4.860000	97393.86	28.40000
1974.3	40753.00	5.010000	98898.32	33.60000
1974.4	46113.00	5.370000	103966.0	37.20000
1975.1	47223.00	5.760000	97631.02	22.90000
1975.2	48291.00	6.050000	99656.57	20.40000
1975.3	51445.00	6.180000	101196.0	28.40000
1975.4	58915.00	6.320000	101196.0	23.30000
1976.1	60620.00	6.760000	100414.0	22.40000
1976.2	62420.00	7.140000	103446.0	23.20000
1976.3	65278.00	7.560000	106391.0	23.10000
1976.4	79382.00	7.950000	114011.0	20.80000
1977.1	80996.00	8.750000	104713.0	15.70000
1977.2	90528.00	10.03000	105214.0	20.80000
1977.3	90890.00	10.14000	111709.0	29.00000
1977.4	103503.0	10.20000	120270.0	26.20000
1978.1	104846.0	10.81000	108967.0	25.40000
1978.2	113543.0	11.51000	116078.0	26.20000
1978.3	119617.0	11.57000	122031.0	21.90000
1978.4	134890.0	12.11000	132259.0	29.90000
1979.1	128879.0	13.27000	120472.0	35.70000
1979.2	141949.0	14.03000	122876.0	34.60000
1979.3	148182.0	14.78000	125213.0	33.30000
1979.4	167593.0	15.60000	136558.0	42.50000
1980.1	168112.0	16.48000	126409.0	32.10000
1980.2	178339.0	17.92000	128476.0	34.80000
1980.3	173799.0	18.55000	130796.0	34.30000
1980.4	214287.0	19.65000	140084.0	36.90000
1981.1	207254.0	21.22000	130413.0	35.30000
1981.2	222894.0	22.91000	130488.0	37.90000
1981.3	218266.0	23.80000	135279.0	39.30000
1981.4	259709.0	24.83000	141522.0	38.60000

Anexo 2. Continuación

obs	(1) QM1	(2) QIPC	(3) QPIB	(4) QICDT
1982.1	256321.8	26.43000	131669.0	38.20000
1982.2	276077.5	28.45000	133986.0	38.20000
1982.3	273760.3	29.64000	135675.0	36.70000
1982.4	325698.9	30.80000	141479.0	35.90000
1983.1	300034.0	32.21000	130224.0	34.10000
1983.2	320836.3	34.27000	133426.0	33.20000
1983.3	329177.1	34.80000	139384.0	32.80000
1983.4	406170.6	35.92000	148346.0	32.40000
1984.1	365541.5	37.57000	136040.0	34.50000
1984.2	387665.6	39.47000	137965.0	34.90000
1984.3	399177.9	40.55000	143565.0	34.70000
1984.4	501114.9	42.49000	150466.0	34.40000
1985.1	449824.9	46.14000	138466.0	34.60000
1985.2	474400.3	50.49000	144744.0	34.70000
1985.3	488663.5	50.44000	146819.0	36.10000
1985.4	642184.0	52.03000	157541.0	35.90000
1986.1	601504.3	56.59000	146063.0	30.10000
1986.2	653957.6	57.29000	156745.0	30.70000
1986.3	647489.4	58.91000	156542.0	30.70000
1986.4	788469.6	62.93000	162430.0	32.10000
1987.1	760855.2	68.11000	155471.0	30.40000
1987.2	833175.5	71.50000	163745.0	30.80000
1987.3	843357.4	73.64000	163103.0	30.70000
1987.4	1048259.0	78.05000	172848.0	34.20000
1988.1	982642.2	86.06000	161688.0	35.30000
1988.2	1067698.0	93.15000	170058.0	36.45000
1988.3	1053040.0	95.00000	168692.0	32.11000
1988.4	1318546.0	100.0000	178774.0	31.77000
1989.1	1236992.0	108.8900	169621.3	33.49000
1989.2	1358566.0	115.1600	173140.5	33.51000
1989.3	1327631.0	120.2200	175815.0	32.71000
1989.4	1702110.0	126.1200	184824.0	33.99000
1990.1	1581020.0	138.9800	176786.8	34.79000
1990.2	1711170.0	148.5300	180454.5	35.53000
1990.3	1715882.0	156.6917	183242.0	36.64000
1990.4	2140957.0	166.9337	192631.5	38.15000
1991.1	1976074.0	182.3418	181206.4	41.70000
1991.2	2160966.0	194.5743	184965.9	41.70000
1991.3	2240299.0	203.6992	187823.1	37.90000
1991.4	2842328.0	211.7053	197062.0	36.20000
1992.1	2665200.0	231.7564	187548.6	27.63000
1992.2	3131600.0	249.2497	189035.2	21.18000

(1) Medios de pago. Fuente: Banco de la República.
(2) Indice de precios al consumidor. Fuente: DANE.
(3) PIB trimestral 1970-1974. Cálculos propios. 1975-1992. DNP.
(4) Tasa de interés 1970-1979.
Fuente: Jorge Toro. 1980-1992. Fuente: Banco de la República.