



Munich Personal RePEc Archive

Money demand and financial liberalization in Mexico: A cointegration approach

Javier L. Arnaut

Universidad Autónoma Metropolitana, Universidad Autónoma de Baja California

2008

Online at <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/8680/>
MPRA Paper No. 8680, posted 10. May 2008 09:02 UTC

Demanda de dinero y liberalización financiera en México: Un enfoque de cointegración

Javier L. Arnaut *

Resumen

Este trabajo examina las dinámicas de largo plazo de la demanda de dinero en México utilizando el enfoque de cointegración de Johansen con distintas especificaciones. La evidencia empírica analizada indica que los saldos reales, el ingreso real y la tasa de interés se encuentran cointegrados en los subperiodos establecidos. Los hallazgos sugieren que el cambio de política a través de la liberalización financiera afectó a las funciones de demanda de dinero debido a que la elasticidad ingreso disminuyó al transitar de un subperiodo a otro, pero esto a la vez no afectó a la estabilidad funcional de las mismas. El coeficiente cointegrado del cociente moneda-dinero ($M0/M1$) estimado sugiere que cuando éste cae, la demanda de dinero tiende a caer en el tiempo, sin embargo, ésta última evidencia es estadísticamente débil. Además se determinó que las ecuaciones alternativas no son mejores que las ecuaciones convencionales

Clasificación JEL: C32; E41; E50; G28.

Palabras clave: Demanda de dinero, liberalización financiera, cointegración, mecanismo de corrección error, cociente moneda-dinero.

Money demand and financial liberalization in Mexico: A cointegration approach

Abstract

This paper examines the long run dynamics of Mexico's money demand using Johansen's cointegration approach with different specifications. The empirical evidence indicates that real balances, real income and the interest rate are cointegrated in all subperiods. The findings suggest that recent changes in economic policy through financial liberalization affected money demand functions; this due to the fact that income elasticity fell down during the transition through the subperiods, but simultaneously this did not affect the functional stability. The cointegrated coefficient on currency-money ratio ($M0/M1$) suggests that when the ratio falls, the demand for money falls too. Nevertheless, this last evidence is statistically weak. In addition, it was determined that alternative equations are not better than the conventional ones.

JEL Classification: C32; E41; E50; G28.

Keywords: Money demand, financial liberalization, cointegration, error correction mechanism, currency-money ratio.

* Maestro en Economía de la Universidad Autónoma Metropolitana. E-mail: jlarnaut@gmail.com

I. Introducción

La demanda de dinero ha sido una de las relaciones económicas más controversiales en la discusión teórica y empírica de la política macroeconómica. De tal manera que el conocimiento de ésta, resulta fundamental para la adecuada instrumentación de la política monetaria orientada a conseguir los objetivos propuestos por la banca central. La mayoría de los macroeconomistas y hacedores de política monetaria tienen un interés constante por la estabilidad y la relación funcional de corto, mediano y largo plazo de la demanda de dinero debido a que asumen que está relacionada con un número predeterminado de variables. Por lo que cualquier evidencia de inestabilidad y cambio estructural ocasiona dudas sobre la validez de tales modelos y por lo tanto del alcance de la política monetaria en busca de una adecuación precisa de programación monetaria y su influencia en la variable objetivo.

Una hipótesis recurrente en este tópico es que la inestabilidad de la función de la demanda de dinero puede deberse a los problemas de especificación, por lo que los analistas financieros han sugerido considerar el tipo de contexto y el régimen de política económica en la que opera cada economía, dado que sus determinantes son distintas cuando se encuentra inmersa en un contexto de reformas económicas, como los recientes casos caracterizados por la liberalización financiera. La liberalización trajo consigo cambios en el sistema financiero y mayor innovación financiera, es así que la omisión de éstos factores en la función de demanda de dinero pueden provocar una sobrestimación de la relación funcional.

El propósito principal de esta investigación es mostrar que la relación de demanda de dinero en México durante los subperiodos 1980-1988 y 1989-2002 en una especificación de agregados monetarios reducidos (Billetes y monedas y M1) son funciones estables de equilibrio de largo plazo a pesar de las crisis financieras, el cambio de régimen cambiario y la liberalización e innovación financiera.

A diferencia de los trabajos empíricos realizados para México sobre esta temática, este trabajo supone una economía en transición, analizándola en dos periodos; el primero refiriéndose a éste a un contexto donde la política monetaria es conducida en un mercado financiero muy reducido y poco desarrollado, un tipo de cambio controlado y altas tasas de inflación. En el segundo periodo se trasciende a una economía abierta caracterizada por la liberalización e innovación financiera, tipo de cambio flotante, inflación moderada y alta movilidad de capitales, donde en este último contexto, los agentes económicos se han enfrentado no sólo a la elección de activos nacionales, sino también a los activos extranjeros y a una amplia gama de activos financieros sustitutos del dinero.

El análisis del impacto del tipo de cambio, tasas de interés externas y variables de innovación financiera en la función de demanda de dinero se torna fundamental para interpretar los cambios ocurridos sobre la función y su debida especificación en tales periodos. La condición de estabilidad de la demanda de dinero en los contextos arriba señalados significa que los choques ocurridos en esos periodos son absorbidos en el largo plazo.

Mediante la comparación de resultados, éstos sugieren que el cambio en el régimen de política afectó a las funciones de demanda de dinero, pero sólo al grado de cambiar el valor parcial de sus coeficientes (elasticidades respecto al ingreso), además esas modificaciones sufridas no afectaron la estabilidad de ellas, debido a que en todas las ecuaciones, la propiedad cointegración, de estabilidad recursiva de los residuales y de los coeficientes, fue demostrada. En búsqueda del esclarecimiento empírico de la hipótesis de la innovación financiera y su impacto en la demanda de saldos reales, no fue posible encontrar evidencia clara y robusta que apoye a los argumentos recientes sobre la posible “inestabilidad de la demanda de dinero” a causa de la transición hacia la política de liberalización financiera.

Los resultados de este trabajo sugieren que tal relación de demanda de dinero es bien comportada y cumple los requisitos de estabilidad de corto y largo plazo, por lo que estos hallazgos complementan a otros estudios, afirmando que aún no existe una razón obvia para descartar al agregado monetario como instrumento principal de política monetaria en México.

La estructura de este trabajo se encuentra de la siguiente manera: comenzamos en el apartado II con los antecedentes empíricos de la demanda de dinero, posteriormente en el apartado III se analiza el contexto de transición y liberalización financiera, siguiendo con los aspectos teóricos del apartado IV, las propiedades de los datos en el apartado V, la estimación y análisis de resultados en el VI, y al final, en el apartado VII se presentan las implicaciones de política y conclusiones

II.-Antecedentes empíricos de la demanda de dinero en México

La metodología empírica de la demanda de dinero ha pasado por distintas etapas, una de ellas son los análisis de ajuste parcial que afirman que es necesario incluir la variable dependiente rezagada (m_{t-1}) como regresor para capturar el efecto de ajuste de las perturbaciones monetarias no anticipadas por los agentes a su nivel deseado de saldos nominales de efectivo (Goldfeld, 1973).

Este tipo de metodología econométrica predominó en la modelación de la demanda de dinero en la mayoría de los bancos centrales antes de los años ochenta. En México, las verificaciones sobre la estabilidad empírica de la función de demanda de dinero también iniciaron por esa vía metodológica tradicional.

Evidentemente, la relación funcional de los modelos de ajuste parcial siempre mostrará problemas de autocorrelación serial (a consecuencia de la inclusión como regresor de la variable dependiente rezagada), para los cuales existen distintas metodologías econométricas para corregir este problema¹. Sin embargo, la presencia de autocorrelación también puede ser señal de la omisión de una variable explicativa en el modelo. Por lo tanto, la inclusión de la variable dependiente rezagada como regresor puede ser una opción dudosa debido a que pueden existir otros factores que se estarían excluyendo de la función de demanda de dinero y que la variable que capturaría el efecto de ajuste de saldos de efectivo no sería suficiente para explicar el comportamiento de la función.

Goldfeld y Sichel (1990) afirman que los problemas de los modelos de ajuste parcial se deben a que las variables utilizadas no son estacionarias, por lo que tales modelos difícilmente podrán representar coeficientes confiables de la función de demanda de dinero. Considerando tales restricciones, la metodología adecuada para manejar las series no estacionarias sería un análisis de cointegración (Engle y Granger, 1987; y Johansen y Juselius, 1990) y el mecanismo de corrección de error. La cointegración permite conocer los coeficientes de equilibrio de largo plazo y una vez obtenidos estos, se puede utilizar el mecanismo de corrección de error que captura el desequilibrio de corto plazo de los coeficientes.

La aplicación del análisis de cointegración en la demanda de dinero se popularizó debido a que los supuestos econométricos de la teoría de la cointegración se adecuaban a muchos esquemas de la teoría económica neoclásica y las relaciones largo plazo, como es el caso de la demanda de dinero. Las primeras aplicaciones de tal metodología en la demanda de dinero fueron principalmente en países desarrollados², pero con el paso del tiempo y el refinamiento y credibilidad de tales técnicas econométricas los estudios se han ido incrementando incluso hacia el análisis de las economías en vías de desarrollo y en transición.

En México se han realizado una varios trabajos referentes al tópico, entre los que destacan los de Ortiz (1980), Arrau y De Gregorio (1993), Román y Vela (1996), Cuthbertson y Galindo (1999), Khamis y Leone (2001) y Garcés (2002), estos han tenido hallazgos distintos y de gran importancia en la discusión del comportamiento de la demanda de dinero en México en donde se han realizado algunas modificaciones en la especificación funcional.

Tabla 1. Principales trabajos sobre la demanda de dinero en México

Autor	Método	Periodo	Variable de escala	Costo de oportunidad	Incluye IF*	Incluye TC*
Ortiz (1980)	Ajuste Parcial	1960-79	PIB ponderado mensualmente	Distintas tasas sobre activos financieros	No	Si
Arrau y De Gregorio (1993)	Cointegración (Engle y Granger)	1980-89	Consumo Privado	Tasa interés nominal	Si	No
Román y Vela (1996)	Ajuste Parcial	1978-96	PIB Ponderado mensualmente	CeTes	No	Si
Cuthbertson y Galindo (1999)	Cointegración (Johansen)	1976-90	Índice de Producción Industrial	Costo Porcentual Promedio	No	Si
Khamis y Leone (2001)	Cointegración (Johansen)	1983-97	Consumo Privado	Cetes y Tasa de inflación	No	No
Garcés Díaz (2002)	Cointegración (Johansen)	1945-00	PIB anual y trimestral	CeTes	No	No

* Abreviatura "IF" significa Innovación Financiera y "TC" el tipo de cambio peso-dólar.

III. Transición y liberalización Financiera en México

La recesión a principios de los años ochenta en la mayoría de las economías consideradas como emergentes³, generó grandes cambios estructurales en ellas y en la conducción de la política económica, iniciando así una transición a un nuevo modelo. La apertura de la economía y la creación de un nuevo marco institucional permitiría transitar hacia un modelo de libre mercado con la premisa de un crecimiento sostenido y con estabilidad precios. México no estuvo ausente de este contexto ideológico, además la coyuntura económica recesiva obligaba a los hacedores de política a realizar cambios trascendentales. Por lo que los programas de ajuste y estabilización económica después de 1982 fueron una condición necesaria (aunque no suficiente) para lograr los objetivos del nuevo modelo económico. Las reformas de la economía mexicana ante la apertura externa implicaron modificar sustancial y progresivamente varios sectores económicos. La transición económica consistiría en un proceso de liberalización comercial y financiera para facilitar la competitividad, la eficiencia y el crecimiento económico.

Durante este proceso de transición, la liberalización del comercio iniciaría cabalmente con la inserción al GATT (Acuerdo General de Aranceles y Comercio) en 1986. Sin embargo, aún existía una contradicción en la lógica del modelo económico: libre comercio con *represión financiera*⁴. Como argumentaron Gurley y Shaw (1955), el manejo de la política monetaria en un ambiente de represión y estrechez en el mercado financiero crea un obstáculo para el ajuste idóneo entre el mercado real y financiero. La operatividad y eficacia de la política monetaria cambia en una economía en transición, por lo que la proyección de la emisión primaria de dinero con los objetivos propuestos por la autoridad monetaria tiene que ser tomada con cautela, debido a que la demanda de dinero tiene distintas determinantes en una economía abierta, específicamente en un proceso de liberalización financiera.

Desregulación de los mercados financieros en México

La liberalización y desregulación financiera generaron cambios el sector bancario. Estas modificaciones tuvieron el propósito de mejorar la competitividad del sistema financiero nacional aumentando la rentabilidad del capital, además de introducir nuevas tecnologías reduciendo fuerza laboral empleada en las transacciones financieras. En los años setenta, los mercados financieros mexicanos estaban altamente protegidos del exterior, pues no se permitía ninguna participación extranjera en los mercados de crédito y bursátil. El proceso de desregulación inicia lentamente, los primeros indicios se realizan con pequeñas ampliaciones en mercado de dinero y de capitales; en 1977 se inicia la primera emisión de los Certificados de la Tesorería (CeTes)⁵, en 1978 se reconoce a la banca múltiple y con ello el inicio de operaciones de los fondos de inversión. La nacionalización de la banca mexicana en 1982 como medida para frenar la fuga de capitales debido a la coyuntura internacional⁶ generó un retroceso al proceso de desregulación.

Conforme inició la transición económica hacia un nuevo modelo, privatizando empresas paraestatales y liberalizando el comercio, en 1988 el gobierno mexicano emprendió una política de desregulación financiera caracterizada por ⁷:

- Liberalización de las aceptaciones bancarias
- Liberalización de las tasas de interés
- Sustitución del encaje legal por coeficientes de liquidez
- Desaparición de los cajones de créditos preferenciales
- Autonomía administrativa de los bancos comerciales y eliminación de metas de captación y de financiamiento.

Además de la privatización de la banca comercial en 1991, se incorporó otra medida trascendental en 1993: el decreto de autonomía del Banco de México como otro elemento para asegurar la estabilidad macroeconómica y evitar el financiamiento inflacionario del déficit público. El programa de liberalización financiera trajo consigo la creación de nuevos instrumentos financieros⁸, desarrollándose así un proceso de sofisticación e innovación financiera que permitió al público transferir sus recursos hacia nuevos instrumentos y financiar sus proyectos al menor costo.

IV. Teoría

La función de demanda de dinero en México

La búsqueda por la correcta especificación funcional en la demanda de dinero ha sido un tópico muy debatido en la literatura internacional. Los periodos del *missing money*, conocidos también como periodos con ecuaciones perdidas ó inestabilidad funcional de la demanda de dinero, serían documentados ampliamente en los Estados Unidos [Goldfeld, (1976), Goldfeld y Sichel, (1990)] como posibles problemas de especificación funcional aunado a la falta de cuantificación de la innovación financiera en un contexto de crecientes cambios en el mercado de dinero. Además, se afirma que la omisión de los factores extranjeros (tasas de interés externas, cambios en expectativas cambiarias y el desarrollo de sistema financiero externo) en la función de la demanda de dinero pueden llevar a la sobrestimación y a una posible inestabilidad funcional [Hamburger (1977), Arango y Nadiri (1981), Leventakis (1993)].

En un mundo cada vez mas globalizado, tales factores debieran ser determinantes importantes en el comportamiento de la demanda de dinero. Como se ha mencionado, la economía mexicana en 1986 inició un proceso de liberalización económica que condujo a cambios importantes en la conducción de la política económica. Primeramente con la apertura comercial como parte del programa de ajuste y estabilización con objetivos anti-inflacionarios, y posteriormente por un proceso de liberalización financiera donde se realizarían distintas reformas que afectaron a todo el sistema financiero mexicano, iniciando así una etapa de innovación financiera. Por lo que al momento de cuantificar la influencia de estos cambios institucionales que provocaron que los factores externos se tornaran más importantes, será posible clarificar las implicaciones de política monetaria que existen al transitar a una economía más integrada al exterior.

El enfoque generalmente utilizado para abordar empíricamente la demanda de dinero en una economía abierta es el enfoque de portafolio, donde supone un proceso de decisión de dos agentes sean individuos o países deciden que tanta riqueza total deben mantener entre activos nacionales y extranjeros. Debido a estos supuestos donde se cuantifican la demanda de activos extranjeros, surgen problemas de recolección de información debido a que en México no existen datos publicados del total de dólares circulando en poder de residentes mexicanos en bancos extranjeros, esto hace que las estimaciones de tales decisiones sean poco predecibles a través de este enfoque para México (Cuthbertson y Galindo, 1999). Por lo que la presente verificación empírica no trata de aplicar el enfoque portafolio, sino que se basa inicialmente en la especificación de Cagan (1956) de funciones tradicionales de demanda de dinero de largo plazo teóricamente consensadas (Ericsson, 1998):

$$M_t/P_t = kY_t^\beta e_t^{-\alpha r} \quad (1)$$

Donde M_t es la demanda de dinero nominal, P_t es el nivel de precios, Y_t es una variable de escala y r puede ser un conjunto de variables de costo de oportunidad de mantener dinero. Esta relación funcional es aún un tema discutido de acuerdo al enfoque teórico establecido y a la verificación empírica⁹. La función anterior en forma semi-logarítmica y ampliada se puede expresar así¹⁰:

$$\ln m-p = \beta \ln Y - \alpha r - \gamma \ln p \quad (2)$$

Donde $\beta > 0$ debido al efecto ingreso, $\alpha < 0$ interpretado como el costo de oportunidad de mantener la riqueza en forma de dinero y $\gamma < 0$ debido a que los bienes físicos son sustitutos del dinero lo que también crea un costo de oportunidad al tener riqueza de esta forma. La variable p es la tasa de inflación y se introduce generalmente para capturar el costo de oportunidad sobre los activos físicos. Comúnmente se dice que en los países en desarrollo existe una sustitución de dinero por activos físicos, en lugar de sustituir dinero por activos financieros, esta situación ocurre debido a la falta de accesibilidad del público a los mercados financieros y a la estrechez de éstos mismos.

Si se considera el caso de una economía abierta, la influencia de los cambios en las variables financieras extranjeras deberán tener impacto en la demanda de dinero interna, estas variables pueden ser los cambios en el tipo de cambio y en las tasas de interés externas, de esta forma la demanda de dinero interna se debería expresar de la siguiente forma (Arango y Nadiri, 1981):

$$(m-p) = \alpha_0 + \alpha_1 y_p + \alpha_2 i_d + \alpha_3 i_f + \alpha_4 e + \alpha_5 ex + \alpha_6 p + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde $m-p$ son los saldos reales, y_p es el ingreso permanente, i_d es la tasa de interés doméstica, i_f es la tasa de interés externa, e es el tipo de cambio, ex es el tipo de cambio esperado, p es la inflación esperada y ε_t es el término de error considerado ruido blanco¹¹. En estas relaciones se espera que α_1 sea positivo y los demás coeficientes sean negativos, esto debido primeramente al asumir el enfoque tradicional de la función de demanda por dinero, donde existe una relación directa entre ingreso y saldos monetarios reales y una

relación inversa con la tasa de interés, además que en el contexto de una economía abierta la inclusión de la tasa de interés externa en la especificación funcional tiene la misma relación inversa debido los incrementos en esta última permite a los residentes tanto nacionales como extranjeros cambiar sus tenencias de dinero hacia activos extranjeros que devenguen mayores intereses.

El impacto del tipo de cambio en la función se espera que sea una relación inversa debido que se asume que el público evalúa su portafolio en su moneda nacional, por lo que el aumento del tipo de cambio implica una depreciación de su moneda y por lo tanto una disminución de su riqueza. Además, a medida que se deprecia la moneda nacional, el público puede esperar futuras depreciaciones que provocan que se demande más moneda extranjera y menos moneda nacional (Bahmani-Oskooee y Malixi, 1991).

Liberalización Financiera y sus efectos en la demanda de dinero

Debido a que la desregulación y el crecimiento de los mercados financieros iniciaron apenas en los países desarrollados a finales de los años setenta y principios de los ochenta, existen pocos estudios que aborden el impacto estructural de este proceso. Pero algunos autores como Tseng y Corker (1991) y Dekle y Pradhan (1997) ya han afirmado que en un proceso de liberalización financiera es probable que la relación existente entre la demanda de dinero y las distintas variables explicativas en la función sufra modificaciones importantes, esto en la medida que la liberalización mejora la calidad de las señales económicas, expande la gama disponible de posibilidades financieras y modifica el entorno institucional. Se pueden clasificar los posibles efectos de la liberalización financiera sobre la demanda de dinero en tres puntos:

1.- La liberalización de las tasas de interés al reflejar mejor las tasas de retorno y el riesgo de los activos financieros, pueden inducir a reorganizaciones de cartera que implican desplazamientos de la demanda de dinero.

2.- El cambio de rumbo hacia instrumentos indirectos de política monetaria podría alterar la relación observada entre los agregados monetarios y los argumentos de la función de demanda de dinero. Un ejemplo de este cambio de rumbo es la transición desde una situación de racionamiento crediticio debido a controles directos del crédito hacia una situación en la que el equilibrio en el mercado crediticio fuera más determinado por la demanda. Por lo que las estimaciones una función de demanda serían distintas antes y después de tal cambio de política.

3.- Sobre el efecto de la innovación financiera, se argumenta que las medidas para mejorar el funcionamiento y la profundidad de los mercados financieros también podrían inducir reorganizaciones de cartera y alterar la sensibilidad de la demanda de dinero ante cambios en el ingreso y las tasas de interés. La adopción de innovaciones tecnológicas como el uso de los cajeros automáticos y las tarjetas de crédito puede causar que la demanda de dinero responda más rápidamente a cambios de las tasas de interés, incrementando así la elasticidad-interés de la demanda de dinero. En general, las medidas que promueven el desarrollo de los mercados financieros pueden inducir desplazamientos lejos de activos

monetarios tradicionales a medida que aumenta la disponibilidad de nuevos activos financieros (Dekle y Pradhan, 1997).

La innovación financiera

Se ha documentado que el desarrollo y la incorporación de nuevas tecnologías de transacción provocan que la demanda de dinero por transacciones tienda a caer en el tiempo, por tal razón los modelos que omiten la variable de la innovación financiera tienden a sobreestimar la demanda de dinero (Arrau, De Gregorio, Reinhart y Wickham, 1995).

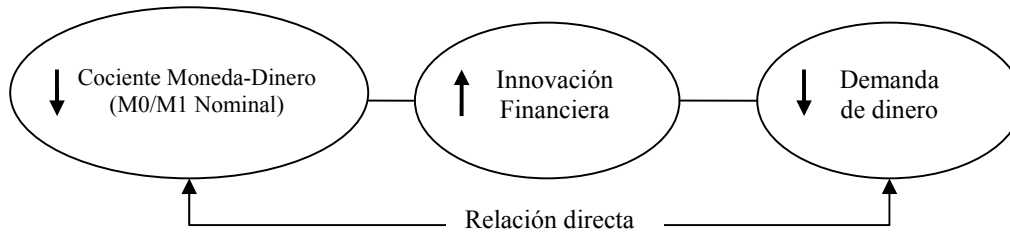
La innovación financiera se puede entender de dos formas, primero como el surgimiento de un gran número de sustitutos cercanos de dinero como los bonos, u otros activos financieros que reducen la demanda de dinero como activo; y segundo como el desarrollo de nuevas formas de economizar las tenencias de dinero, como el uso de tarjetas de crédito, transferencias electrónicas o de telecomunicaciones u otras técnicas de administrar efectivo que inducen a reducir la demanda de dinero para transacciones.

El cambio tecnológico y el desarrollo del sistema financiero son factores que generalmente han sido ignorados en el análisis de la demanda de dinero en México. Empíricamente la innovación financiera en una función de demanda de dinero tradicional es un proceso inobservable pero al parecer con efectos permanentes, por lo que la forma de incorporar variables proxy que midan ese proceso es debatible. Arrau y De Gregorio (1993) modelaron la innovación financiera en la demanda de dinero para México utilizando una tendencia estocástica como variable proxy de innovación, pero la desventaja de ese método consiste en que no describe donde y como se origina el proceso.

Bordo y Jonung (1981) plantean una hipótesis institucional, estimando la innovación financiera sobre la velocidad-ingreso del dinero¹² para países industriales a través de la construcción de variables de cambio institucional y sofisticación tecnológica. Ellos afirman que conforme el sistema bancario se expande e inicia un proceso de sofisticación financiera, la velocidad del dinero aumenta demandándose menos dinero, por lo que debiera existir una relación directa entre la velocidad del dinero y la innovación financiera.

Algunas variables proxy que construyen para medir el cambio institucional y tecnológico son la razón del total de activos no financieros a total de activos financieros y la razón moneda-dinero (CM) que es el cociente de la división de billetes y monedas sobre el total del medio circulante (M0/M1). De esta manera (ver figura 1), la disminución de este cociente (CM) implicarán que el sistema bancario es más importante en la economía (debido al mayor uso de los sustitutos cercanos al dinero) y por lo tanto causando que la demanda de dinero disminuya y viceversa (Siklos, 1993).

Figura 1.



Otro efecto particular que produce la innovación financiera y la proliferación de los sustitutos cercanos del dinero es el impacto sobre la elasticidad de la tasa de interés o en algún costo de oportunidad del dinero. En Estados Unidos, Cagan y Schwartz (1975) demostraron empíricamente que las innovaciones financieras reducen la elasticidad de la tasa de interés de la demanda de dinero, favoreciendo así la efectividad de la política monetaria de estabilización. De forma contraria y en la línea neokeynesiana, Gurley y Shaw (1955) aseveran que la elasticidad del costo de oportunidad aumenta al surgir estas innovaciones, restándole poder a la política monetaria.

Independientemente de la línea de teórica de pensamiento, las verificaciones empíricas de la innovación financiera y la demanda de dinero son indispensables para las autoridades para poder establecer cuáles son las dinámicas monetarias en la economía y en especial la mexicana en donde apenas en años recientes iniciaron las reformas financieras y el proceso de innovación en el sistema financiero. Por tal razón las especificaciones alternativas deben mostrar otra perspectiva de los eventos ocurridos en el pasado en la búsqueda de la estabilidad y correcta especificación funcional de la demanda de dinero.

Debido a lo anterior, se especifica una función alternativa demanda de dinero como:

$$(M/P) = f (Y, R, P, TC, CM, CD) \quad (4)$$

Donde los componentes adicionales (CM y CD) son las variables que capturan el efecto de la innovación financiera (en términos nominales $CM = M0/M1$; y $CD = M2/M1$).

Entonces la especificación lineal en logaritmos naturales se puede describir así:

$$(m-p) = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 i_t + \beta_3 p_t + \beta_4 tc_t + \beta_5 CM_t + \beta_6 CD_t + \mu_t \quad (5)$$

Donde los coeficientes β de los componentes convencionales (y, i, p) tengan el signo que postula la teoría descrita al inicio, el tipo de cambio con una relación inversa y las *proxys* de innovación financiera CM y CD con una relación directa e indirectamente respectivamente.

Dinámicas de largo plazo y cointegración

Si las ecuaciones anteriores son consideradas relaciones de largo plazo [y no espurias en el sentido de Granger y Newbold, (1974)] entonces empíricamente éstas debieran demostrarse a través del enfoque de cointegración. Este enfoque consiste en una relación de equilibrio de largo plazo entre variables no estacionarias, donde se supone que éstas no se alejan demasiado entre ellas, manteniendo su relación de equilibrio. Individualmente estas variables pueden separarse en el corto plazo, pero vuelven a juntarse en el largo plazo.

En el sentido econométrico esto significa que dos o más variables no-estacionarias están cointegradas si la combinación lineal entre ellas es estacionaria. Estrictamente como lo plantean Engle y Granger (1987), dos o más variables de orden (d, b) están cointegradas si la relación lineal entre ellas es de orden de integración $(d-b)$ ¹³. El método de Engle y Granger además de haber sido criticado por su carácter simplista e intuitivo en la selección a priori de las variables endógenas y exógenas, también pierde su capacidad de mostrar relaciones de cointegración en muestras finitas, dando como resultado coeficientes sesgados de largo plazo (Kremers, Ericsson y Dolado, 1992).

El esquema alternativo de los Vectores Autoregresivos (VAR) tiene la ventaja que todas las variables se consideran endógenas así permite revisar las posibles interrelaciones entre las variables implicadas y además impone cero restricciones¹⁴. En la inferencia de cointegración de Johansen y Juselius (1990) con este esquema se modela la demanda de dinero mediante un sistema de máxima verosimilitud para determinar el número de vectores de cointegración y la estimación de estos mismos analizando un vector de corrección de error (VECM) representado así:

$$\Delta x_t = \mu + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Donde los parámetros μ y $\Gamma_1, \dots, \Gamma_k$ varían sin ninguna restricción como lo supone esta metodología, pero donde k es el número de rezagos y ε_t es ruido blanco. La detección de los vectores de cointegración consiste en probar el rango de la matriz π . Es así que si el rango (r) de π es igual a n (número de variables dentro del VAR), entonces el vector de x_t es un proceso estacionario ($r = n$). Pero también si el rango es menor a número de variables ($r < n$) entonces existen “ r ” vectores de cointegración, y la matriz π puede ser rescrita así:

$$\pi = \alpha \beta' \quad (7)$$

Donde β' contiene el número de los vectores de cointegración y α representa la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo ó el término de corrección de error. La función alternativa de demanda de dinero se puede describir así:

$$\pi_{X_{t-1}} = \begin{bmatrix} \alpha_k & \beta_k' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ i \\ p \\ tc \\ CM \\ CD \end{bmatrix}_{T-1} \quad (8)$$

La forma de contrastar y determinar el número de relaciones de cointegración que propone Johansen es a partir de la prueba de la traza $\lambda_{\text{traza}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$ y la del máximo eigenvalor $\lambda_{\text{max}} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$ donde la hipótesis nula es la existencia de a lo más r vectores de cointegración contra la hipótesis alternativa de $r + 1$ vectores, esto basado en el estadístico, donde T es el periodo de tiempo (menos los rezagos), r es el número de vectores de cointegración y λ son los $(n-r)$ eigenvalores más chicos de la matriz estimada.

V. Propiedades de los Datos

La serie de datos utilizados se obtuvieron de los indicadores económicos y financieros de Banco de México cubriendo el periodo de Enero de 1980 a diciembre de 2002 de forma mensual, resultando un total de 276 observaciones.

M0 = Billetes y Monedas en circulación.

M1 = M0 + cuentas de cheques.

M2 = M1 + Depósitos de ahorro y aceptaciones bancarias no menores a un año.

Y = Índice de Producción Industrial como Proxy del ingreso real. (base 1994=100)

R = Costo Porcentual Promedio.¹⁵

P = Índice de Precios Nacional al Consumidor (base 1994=100).

Dp = Tasa de Inflación.

PRIME = Tasa de interés activa de EUA.¹⁶

TC = Tipo de cambio nominal.

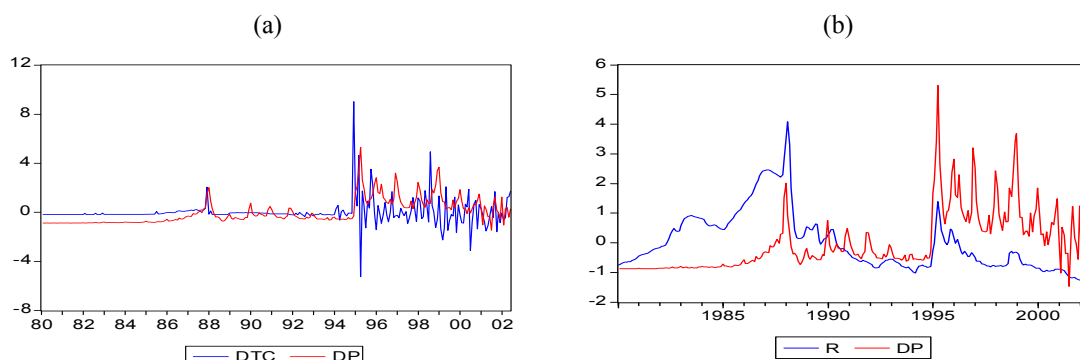
CM = M0 / M1 (en términos nominales)

CD = M2 / M1 (en términos nominales)

Los agregados monetarios (M0, M1 y M2) se convierten en saldos reales al deflactarlos a un nivel de precios (INPC base 1994) y así construir las series de saldos reales (M0r y M1r).

En la figura 2 (a) se observa la estrecha relación de la variación del tipo de cambio y la inflación, donde en los periodos de devaluación cambiaria son seguidas por periodos de inflación (finales de 1987 y a principios de 1995). En la figura 2 (b) se muestra que los costos de oportunidad siguen un mismo comportamiento pero a distinta magnitud, siendo la inflación (DP) más volátil que la tasa de interés (R).¹⁷

Figura 2. Variación del tipo de cambio, Inflación y Tasa de interés (R) 1980:01-2002:12



Nota: Datos Normalizados

El cambio ocurrido en el entorno financiero mexicano 1991 se aceleró con la privatización de la banca comercial, los cambios en las regulaciones del coeficiente de liquidez y además de las cuantiosas transferencias de fideicomisos de inversión hacia cuentas de cheques con intereses provocarían que el agregado M1 y las cuentas de cheques se dispararan ese año (Véase Informe anual 1991 Banco de México).

Nivel de integración de los series

Las pruebas de raíces unitarias que se reportan para establecer el orden de integración de cada una de las variables son la prueba aumentada de Dickey-Fuller (ADF) y la prueba de Phillips y Perron (PP). Como lo indica la tabla 2, la mayoría de las series en su representación a nivel presentan raíz unitaria (a excepción de la tasa de inflación (dp) y la tasa Prime), pero después de su primera diferencia retoman la propiedad de estacionariedad, indicando su integración en primer orden I (1), condición esencial que permite utilizar la metodología de cointegración.

Tabla 2. Orden de integración de las series.

Variable	ADF [k]	PP	Especificación
<i>M0r</i>	-1.53 [12]	-1.55	Constante
<i>M1r</i>	-1.04 [13]	-0.16	Constante
<i>M2r</i>	-0.17 [12]	0.45	Constante
<i>Yi</i>	-2.77 [13]	-1.45	Constante y Tendencia
<i>r</i>	-1.67 [14]	-1.88	Constante
<i>DP</i>	-2.13 [12]	-3.35*	Constante
<i>PRIME</i>	-3.01* [16]	-1.44	Ninguna
<i>TC</i>	-2.21 [3]	-2.10	Constante y Tendencia
<i>CM</i>	-2.63 [14]	-2.05	Constante y Tendencia
<i>CD</i>	-2.42 [11]	-2.53	Constante y Tendencia
<i>Primeras diferencias</i>			
$\Delta M0r$	-3.25 ** [14]	-20.80***	Constante

$\Delta M1r$	-2.76 *	[12]	-15.27***	Constante
$\Delta M2r$	-3.47 ***	[12]	-16.21***	Constante
Δy	-4.29 ***	[12]	-29.58***	Constante
Δr	-3.69 ***	[12]	-8.04***	Constante
ΔDP	-5.34 ***	[11]	-18.12***	Constante
$\Delta PRIME$	-3.36***	[15]	-9.14***	Ninguna
ΔTC	-3.65**	[12]	-16.96***	Constante
ΔCM	3.21*	[13]	-21.30***	Constante
ΔCD	-2.93**	[11]	-15.45***	Constante

Nota: Los símbolos *, **, *** indican el rechazo de la hipótesis nula de la no estacionariedad de las series al 10%, 5% y 1% respectivamente. Los estadísticos de ADF y PP son comparados contra los valores t críticos de McKinnon. En la prueba PP se eligieron 4 rezagos para todas las variables según la sugerencia de Newey-West. Para la selección del rezago óptimo en ADF[k] se optó por generar un número máximo de rezagos como 18 para cada variable e ir disminuyéndolo hasta que el coeficiente del rezago fuera significativo estadísticamente para así eliminar problemas de autocorrelación [Véase su formalización en Ng y Perron, (2000)].

Ecuaciones de demanda de dinero

Las ecuaciones que se presentan tienen especificaciones funcionales de acuerdo a los postulados teóricos y a las alternativas de especificación ya mencionados, pero el objetivo también es mostrar la dinámica monetaria de tales relaciones en contextos económicos distintos, por tal razón la selección de la periodo de las ecuaciones se dividió en dos submuestras según este análisis: la primera submuestra comprende la etapa de la crisis de la deuda a principios de esa década 1980:01 a 1988:12 y la segunda submuestra 1989:01 a 2002:12 atraviesa con el inicio de la reforma financiera, pero además también incluye la crisis financiera y posteriormente estabilidad macroeconómica.

Se estiman los siguientes modelos en los periodos establecidos con la pruebas de cointegración de Johansen ¹⁸:

$$(A) (m-p)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 r_t + u_t$$

$$(B) (m-p)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 dp_t + u_t$$

$$(C) (m-p)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_1 r_t + \beta_2 tc_t + u_t$$

$$(D) (m-p)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + u_t$$

$$(E) (m-p)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 r_t + \beta_3 \ln CM_t + u_t$$

$$(F) (m-p)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 r_t + \beta_3 \ln CD_t + u_t$$

Las tablas 3.A y 3.B (véase anexos) contienen las pruebas de cointegración de Johansen de las ecuaciones anteriores de “A” hasta “F” utilizando los agregados M0 y M1 reales. La selección del rezago óptimo para los VAR¹⁹ se obtuvo a partir de los criterios de Schwarz, Akaike y el índice de verosimilitud (LR). Se excluyó del análisis a la tasa *Prime* debido a que tal variable no está integrada en el mismo orden de las demás, de hecho es una variable

estacionaria a nivel, por lo tanto no cumple la restricción básica del modelo de sistema de Johansen para estimar vectores de cointegración.

La velocidad de ajuste y aspectos de estabilidad

El teorema de Engle y Granger (1987) establece que si existe una relación estacionaria entre variables no estacionarias entonces debe existir en los datos una representación de corrección de error. Esa representación puede interpretarse como las dinámicas de corto plazo de una función, en la cual se toman los residuales estacionarios de la función de largo plazo (vector cointegrante) y se estiman en un modelo en diferencias de orden k, como se muestra en este modelo convencional:

$$\Delta \log(m-p) = \alpha + \sum_{j=1}^n \mu^m \log(m-p)_{t-k} + \sum_{j=1}^n \Delta \mu^y \log(y)_{t-k} + \sum_{j=1}^n \Delta \mu^r \log(r)_{t-k} + \Phi CE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Para que exista cointegración se debe cumplir que $\Phi < 0$, porque éste el término de corrección de error que se obtuvo a partir de los residuales la función de largo plazo, es así que este término indica la velocidad de ajuste a la que son corregidas las desviaciones del corto plazo hacia la ecuación de equilibrio de largo plazo²⁰.

Tabla 3. Velocidad de ajuste en ecuaciones de demanda de dinero

Modelos	Velocidad de Ajuste (Φ)		
	Periodo completo 1980-2002	1980-88	1989-02
<i>$\Delta(m0)$ convencional</i>	10.9 %	8.6 %	11.0 %
<i>$\Delta(m0)$ incluyendo regresor <i>tc</i></i>	5.7 %	8.2 %	8.2%
<i>$\Delta(m0)$ incluyendo regresor <i>cm</i></i>	4.3 %	12 %	7.9%
<i>$\Delta(m1)$ convencional</i>	4.8%	5.1%	7.1%
<i>$\Delta(m1)$ incluyendo regresor <i>cm</i></i>	8.3%	11.0%	6.2%

Nota: Los valores de velocidad de ajuste (CE) indican el nivel de corrección mensual del agregado elegido. El procedimiento para la reducción del nivel rezago se basa de acuerdo a la modelación “general a lo específico”, donde se genera un modelo general de rezagos distribuidos, donde la variable dependiente se expresa en función de sus propios rezagos (en este caso se generó para cada variable 12 rezagos como máximo), y donde la reducción secuencial de rezagos radica en la significancia estadística de sus coeficientes.

Generalmente cuando se encuentra la propiedad de cointegración en las series se asume que son funciones estables de equilibrio, pero en varios estudios se ha demostrado que en ocasiones puede no cumplirse tal condición [Bahmani-Oskooee y Barry (2000), Bahmani-Oskooee y Shin (2002)], por lo tanto el hecho de que las variables se encuentren cointegradas no significa que exista una función estable, para ello se deben realizar distintas pruebas de estabilidad a las elasticidades del corto plazo para así determinar si han sido estables a través del tiempo. En este estudio se presentan las pruebas recursivas sobre los residuales (CUSUM y CUSUMQ) y los coeficientes, estas pruebas consisten en estimar repetidamente los residuales y coeficientes recursivos de las funciones agregando cada vez mas observaciones a la muestra completa, con esto además de verificarse la invariabilidad de los parámetros cuando el periodo muestral cambia, también en su caso puede ayudar a identificar la fase del periodo de cambio estructural de cada función.

La figura 3 de anexos se visualizan gráficamente los residuales recursivos de las funciones (convencional, con tipo de cambio y con variable de innovación financiera), donde la prueba CUSUM (suma acumulada de los residuales recursivos) y CUSUMQ (suma acumulada al cuadrado de los residuales) demuestra que la varianza de los residuales de las funciones es estable para la mayoría de las ecuaciones en su forma convencional. De igual forma, en la figura 4 de anexos, los coeficientes recursivos presentan fuertes señales de estabilidad, ya que cada coeficiente tiene un comportamiento equilibrado, regresando al valor original del coeficiente después de alguna desviación durante el periodo establecido.

VI. Análisis de resultados

De acuerdo con los resultados que arrojaron las pruebas de cointegración a través del procedimiento de Johansen y el mecanismo de corrección de errores utilizados para realizar inferencias de largo y corto plazo respectivamente, se encontraron algunos resultados que engloban los hallazgos de otros trabajos referentes a la dinámica de los agregados monetarios en México.

Primeramente, la mayoría de las series utilizadas en el análisis de demanda de dinero en México contienen raíz unitaria, con lo que se confirma que existe la propiedad adecuada para utilizar la técnica de cointegración. Con el propósito de ilustrar los efectos de los cambios en el entorno económico ocurridos con la liberalización financiera sobre la demanda de dinero, la muestra completa se dividió en dos subperiodos 1980-88 y 1989-02, así a través de esto se encontraron diferentes resultados.

Las ecuaciones normalizadas (tablas de anexos 3A-3C) aplicadas al periodo completo 1980-2002 donde se considera una especificación convencional ($m-p, y, r$) (ecuaciones A) y tomando a los agregados M0 y M1 (reales) se encontró que efectivamente las determinantes de la función están cointegradas (al 95% de significancia) y que pueden interpretarse como funciones de demanda de dinero debido a que los signos son congruentes con los postulados teóricos, pero sus coeficientes son inconsistentes con la literatura empírica y la evidencia internacional de la demanda de dinero. Al momento de aplicar las mismas pruebas en los subperiodos señalados, los coeficientes se vuelven mas consistentes con ciertas posiciones teóricas, lo cual indica que existe alguna evidencia que ocurrieron ciertos cambios importantes en el comportamiento de los agentes y en la conducción de política monetaria en el periodo comprendido.

Las elasticidades-ingreso de las funciones con especificación convencional de demanda de dinero en el primer subperiodo 1980-88 oscilan entre 0.82 y 1.10 pero al transitar al segundo subperiodo 1989-02 las elasticidades (de las ecuaciones donde se encontró cointegración) se reducen considerablemente oscilando entre 0.24 y 0.58 . En cuanto a las semi-elasticidades de la tasa de interés (costo porcentual promedio), éstas al parecer muestran cambios muy débiles, donde al pasar de un subperiodo a otro, las semi-elasticidades del primer subperiodo 1980-88 oscilan entre -0.010 y -0.016 y las del segundo subperiodo 1989-02 entre -0.010 y -0.035 .

En las funciones donde se incluye la tasa de inflación como medida de costo de oportunidad, no se obtuvieron resultados satisfactorios, debido a que en muchos casos esas ecuaciones no cointegraban y en aquellas donde si se encontró tal propiedad sus coeficientes no fueron congruentes teóricamente, arrojando elasticidades respecto al ingreso alrededor 3.5 y 3.8.

De igual forma se realizaron pruebas de especificación reset de Ramsey y pruebas de exogeneidad fuerte (causalidad de Granger) a todas las ecuaciones estimadas en los periodos y se determinó que la inclusión del tipo de cambio en la mayoría de las ecuaciones de demanda de dinero no es relevante en su explicación en el largo plazo debido a que las estimaciones rechazan la hipótesis nula de la prueba *Reset F-stat* de especificación. Además no es posible identificar claramente si éste (tipo de cambio) tiene efectos en el corto plazo en la demanda de dinero ya que en las ecuaciones de corto plazo no es clara su significancia. En aquellas ecuaciones de largo plazo donde se incluyó la variable de tipo de cambio, se obtuvieron resultados inconsistentes teóricamente (signos contrarios a los esperados) y además en la mayoría de los casos no se encontró la propiedad de cointegración en las ecuaciones.

En los modelos donde se incluyeron las variables de innovación financiera (*CM* y *CD*) se presentaron distintos resultados, pero la relevancia de tales ecuaciones consiste en mostrar si realmente los efectos de tales variables tienen efectos permanentes en el lado derecho de las ecuaciones, por lo que la causalidad es fundamental para establecer el grado de exogeneidad (fuerte). De esta forma se procedió al igual que en todas las ecuaciones a demostrar si en realidad los estimadores del sistema de ecuaciones no recaían en problemas de endogeneidad de acuerdo agregado monetario utilizado.

Solo la variable de innovación financiera *CM* que representa el cociente de dinero-efectivo fue significativa y se encontró cointegrada en varias ecuaciones, mientras que con la variable *CD* (m_2/m_1) no se hallaron resultados satisfactorios. El coeficiente positivo de largo plazo significativo de *CM* en la ecuación del periodo completo con m_0 es igual 0.26, implicado que medida que este cociente disminuye, la innovación aumenta y la demanda de dinero de largo plazo tiende a caer.

Los modelos de corrección de error para los subperiodos y especificaciones mencionadas fueron analizados y probados sobre problemas de autocorrelación, heterocedasticidad y no normalidad, pero lo más importante es que brindaron información sobre la velocidad de ajuste a la que convergen tales ecuaciones hacia el equilibrio, donde la especificación convencional arrojó un mejor grado de corrección con 10.9% en el periodo completo y revelaron una velocidad de ajuste baja, esto es acorde con otros estudios realizados [por ejemplo, Khamis y Leone (2001) reportan 9%]. En los subperiodos, se encuentran velocidades de ajuste distintas, un 8.6% en 1980-88 y un 11% en la etapa post-reforma de liberalización financiera 1989-2002. Para las ecuaciones de corrección de error con especificaciones de demanda de dinero con tipo de cambio e innovación financiera, sus velocidades de ajuste fueron más lentas, reforzando la noción de que la especificación convencional es mejor que las demás.

Las pruebas de cambio estructural (Chow Breakpoint Test) demuestran que a pesar de los choques financieros durante 1982, 1986 y 1995, la demanda de saldos reales ($m0r$) permaneció estable. La única evidencia de cambio estructural que se reporta sucedió a finales de 1991, una fecha donde ocurrió precisamente una entrada masiva de capital privado al sistema financiero y a un aumento en las cuentas de cheques que devengan intereses. Esto según Banco de México (1991) debido a la estabilidad del sistema económico y las buenas expectativas de inversión, el rendimiento atractivo de los activos financieros nacionales sobre los extranjeros y a las disminuciones de la tasa de interés. Este trabajo no puede distinguir que fue exactamente lo que sucedió ese año, pero el quiebre estructural de ese año no afectó posteriormente la estabilidad de las funciones de demanda de dinero.

De acuerdo al análisis conjunto mediante las pruebas de cointegración, corrección de error y estabilidad, se determinó que las ecuaciones con especificación convencional en subperiodos tienen gran consistencia teórica y estadística, mientras que las ecuaciones donde se incluye tipo de cambio, inflación, e innovación financiera no son mejores que las de especificación convencional. Aunque existe un bajo impacto marginal del cociente dinero-efectivo, los resultados no son tan consistentes como lo han planteado recientemente algunos teóricos.

VII. Implicaciones de Política y Conclusiones

Los resultados empíricos que se abordaron en este trabajo tienen implicaciones de política monetaria relevantes ya que brindan información útil sobre el comportamiento de los agregados monetarios bajo el esquema de una economía en transición con reformas que afectaron el marco regulatorio del sistema financiero mexicano.

El hallazgo de relaciones estables entre el dinero real ($M0r$), el ingreso (y) y la tasa de interés (r) en los subperiodos mencionados, justifican el uso del agregado más reducido (billetes y monedas) como herramienta clave para ejercer pronósticos sobre el crecimiento de la base monetaria y ser congruente con el objetivo inflacionario del Banco de México. Adicionalmente las pruebas de exogeneidad y de estabilidad de residuales y coeficientes confirman la capacidad de predicción y pronóstico de tales ecuaciones.

Hoy en día, la mayoría de los Bancos Centrales han dejado de adoptar los objetivos cuantitativos como los agregados monetarios, debido a la reciente creencia de una relación inestable entre los agregados, la tasa de inflación y otras variables del sector real (Véase Programa Monetario del Banco de México de 1995), ocasionando que se abandonen a los agregados como variables intermedias y que sólo se utilicen como variables adicionales de común monitoreo para observar la condición del mercado de dinero²¹. Pero los resultados de este trabajo sugieren que tal relación de demanda de dinero es bien comportada y cumple los requisitos de estabilidad de corto y largo plazo, por lo que estos hallazgos complementan a Garcés Díaz (2002), afirmando que aún no existe una razón obvia para descartar al agregado monetario como instrumento principal de política monetaria en México.

Parafraseando a Judd y Scadding (1982) “La estabilidad de la demanda de dinero significa que la cantidad de dinero es predecible y está relacionada con un pequeño número de variables clave que relacionan al dinero con el sector real de la economía”. De acuerdo con esta afirmación, este trabajo obtuvo tal condición en la función de demanda de dinero en México.

El enfoque econométrico de cointegración utilizado en este trabajo permitió describir las relaciones de largo plazo de la demanda de dinero en México durante el periodo mensual de 1980-2002, esto bajo el esquema del cambio de régimen política económica, particularmente la liberalización financiera (1989-93). Así con éste análisis econométrico basado en los modelos teóricos convencionales y aumentados, se llegaron a encontrar varios resultados de relevancia empírica. Las pruebas de cointegración de Johansen realizadas a través de dos subperiodos (1980-88 y 1989-02) revelaron una relación estacionaria de largo plazo entre los saldos reales ($M0r$ y $M1r$), el producto real (y), tasa de interés (costo porcentual promedio) y parcialmente con la tasa de inflación y una variable de innovación financiera (CM).

Mediante la comparación de resultados, éstos sugieren que el cambio de régimen de política afectó a las funciones de demanda de dinero, pero sólo al grado de cambiar el valor parcial de sus coeficientes (elasticidades respecto al ingreso), además esas modificaciones sufridas no afectaron la estabilidad de ellas, ya que en casi todas las ecuaciones la propiedad cointegración, de estabilidad recursiva de los residuales y de los coeficientes es demostrada.

En búsqueda del esclarecimiento empírico de la hipótesis de la innovación financiera y su impacto en la demanda de saldos reales, no fue posible encontrar evidencia clara y robusta que apoye a los argumentos recientes sobre la posible “inestabilidad de la demanda de dinero” a causa de la transición hacia una política de liberalización financiera. Los intentos por capturar estos efectos a través de variables *proxy* como el cociente moneda-dinero CM ($M0/M1$ nominales) y el CD ($m2/m1$), fueron relativamente débiles debido que solo el primer cociente se encuentra cointegrado de forma parcial (prueba de traza y max.eigenvalor sólo al 90%) y con congruencia teórica para el subperiodo 1989-02 y para el periodo completo. Además las funciones aumentadas con variables de innovación financiera no son más estables y no corrigen sus desequilibrios a mayor velocidad que las funciones convencionales.

Los coeficientes positivos 0.26 y 0.73 de CM en funciones aumentadas con el agregado de billetes y monedas reales ($M0r$) y con $M1r$ en el periodo completo respectivamente, significan que la demanda de dinero de largo plazo tiende a caer en el tiempo debido a la creciente innovación financiera estimulada por el proceso de liberalización financiera. Otra evidencia de este proceso, es la disminución de las elasticidades-ingreso en las funciones convencionales de la demanda de dinero durante la transición de un subperiodo a otro. La representación de esta caída en el motivo transacciones puede ser interpretada como otro efecto de la proliferación de los activos financieros distintos al dinero que determinaron la demanda de saldos reales en el periodo analizado.

El mecanismo de corrección de error arrojó información sobre las variables que afectan en el corto plazo a la demanda de dinero, donde las variables convencionales (y , r) rezagadas y el tipo de cambio nominal explicaron en mayor medida los desequilibrios del corto plazo. Eso significa que el tipo de cambio estuvo relacionado con las fechas de inestabilidad e incertidumbre económica (1982, 1987 y 1994).

Adicionalmente, mediante las pruebas de cambio estructural se corroboró que las fechas de crisis anteriormente mencionadas no repercutieron en el comportamiento de las ecuaciones de demanda de dinero, sólo se pudo verificar que a finales de 1991 ocurrió un quiebre estructural debido a la entrada masiva de capitales al sector financiero y la transferencia de fondos a cuentas de cheques que pagan intereses, modificando en gran medida el agregado monetario M1. A raíz de estos resultados, la relación que muestra la variable *proxy* de innovación financiera (CM) con la función de demanda de saldos reales puede haberse distorsionado en esas fechas debido a estos sucesos y que posiblemente obstaculizan el conocimiento del proceso de innovación financiera. Esto debido a que los cambios en CM se ven alterados por factores distintos a las decisiones de los agentes con respecto a las cuestiones de economizar sus tenencias de dinero, por lo que es todavía un dilema la inclusión de esta variable, aún y cuando se encuentren resultados econométricos relativamente congruentes. Futuras investigaciones deberán considerar este fenómeno al indagar empíricamente en la política monetaria y en los procesos de innovación financiera en México.

Notas de pie

1. Generalmente se recurre a la inclusión de variables autoregresivas (AR) para capturar los errores correlacionados, pero el método tradicional de corrección de autocorrelación serial es el método iterativo de Cochrane-Orcutt, donde los coeficientes obtenidos de las iteraciones son equivalentes a coeficientes insesgados y eficientes.
2. Por ejemplo Hoffman y Rasche (1989) Hafer y Jansen (1991), Johansen y Juselius (1990) fueron algunos de los primeros autores que consideran la aplicación del análisis de cointegración para la demanda de dinero en Estados Unidos y en otros países industriales.
3. También se le considera como economías en desarrollo y en transición a las economías ex-soviéticas, pacífico-asiáticas y latinoamericanas, según informe de Banco Mundial de 1992.
4. Por represión financiera generalmente se entiende como la fijación de las tasas de interés por debajo de su nivel de equilibrio, controles cuantitativos y colocaciones selectivas de créditos a tasas de interés preferenciales para sectores considerados prioritarios por el Estado.
5. Instrumentos financieros gubernamentales de corto plazo equivalentes a los T-Bills de Estados Unidos
6. Estos factores se pueden sintetizar en el aumento de las tasas de interés en EUA y Reino Unido y la crisis internacional del petróleo de 1981.

7. Véase detalles en Aspe (1993) y Sánchez Tabarés y Sánchez Díaz (2000).
8. La banca comercial empezó a ofrecer distintos instrumentos como las cuentas maestras, depósitos preestablecidos, entre otros, el sector público emitió Cetes, pagafés, bondes, etc y las empresas emitieron aceptaciones bancarias, papel comercial etc.
9. La relación funcional dinero-ingreso generalmente se le ha llamado función de demanda por transacciones, donde la variable de escala (y) suele ser el ingreso real o el consumo representando el efecto-ingreso que surge cuando el incremento de la demanda de dinero se debe al aumento de ingreso (versión de la teoría cuantitativa). El término (r) puede ser representado a través de una tasa de interés, y su relación funcional con el dinero puede ser visto como demanda de dinero especulativa (versión keynesiana), así la unión de las relaciones por transacciones y especulativa conforman el modelo de Tobin-Baumol donde los agentes realizan un balance equilibrado (y casi proporcional) en su portafolio entre activos que pagan intereses y dinero con propósito de realizar transacciones.
10. Nótese que $(m-p)$ son el logaritmo de los saldos reales debido a que se asume que en largo plazo el mercado de dinero se encuentra en equilibrio, esto significa que la oferta monetaria (M) deflactada por los precios (P) es igual a la demanda real de dinero M^d/P .
11. Es un error con media cero [$E(\varepsilon_t) = 0$], varianza constante [$E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$], y covarianza dependiendo sólo del periodo de tiempo.
12. También se entiende a la velocidad-ingreso del dinero como la inversa de la demanda de dinero ($V = PY/M = V^{-1} = M/P$)
13. El método conocido como “procedimiento de dos pasos” que proponen Engle y Granger para establecer una relación de cointegración consiste básicamente estos pasos: Primero para establecer si la combinación lineal de las variables es de un orden menor o estacionaria, se prueba si los residuales de la combinación son estacionarios $\mu_t \sim (0)$. Una vez demostrada la condición anterior, el segundo paso consiste en probar que las desviaciones de corto plazo a través del término de corrección de error sea significativo y tenga el signo negativo que le permita corregir el desequilibrio y converger al equilibrio de largo plazo.
14. Véase en Charemza y Deadman (1992) en capítulo 6.
15. Es una tasa de interés activa sobre depósitos bancarios a plazo y pagarés liquidables al vencimiento.
16. Es un promedio mensual de la tasa preferencial de los principales bancos de Nueva York.
17. A través de distintas pruebas econométricas de especificación funcional, Khamis y Leone (2001) determinaron que la tasa de inflación debe de ir separada de la tasa de interés en una especificación de demanda de dinero para México.
18. Las estimaciones econométricas se realizaron a través del programa informático *Econometric Views* 4.1

19. En el VAR se incluyeron variables dummies estacionales (no se reportan en las pruebas de Johansen de anexos), debido a que todas las series analizadas no están desestacionalizadas. En las pruebas de cointegración de Johansen se eligió una estructura de rezagos (k) óptima para cada ecuación, por lo que además de guiarse en los criterios de información de Akaike y Schwarz, se construyeron cocientes de verosimilitud (*LR*) para elegir el rezago óptimo en las ecuaciones debido a que estos criterios de información son altamente sensibles a su estructura de rezagos, en este caso oscilaron de 1 a 6 rezagos dependiendo de su especificación funcional y del total de la muestra
20. Por tal razón se estimaron los modelos de corrección de error sólo en aquellas ecuaciones donde se encontró la propiedad de cointegración a través del método de Johansen.
21. Recientemente la conducción de política monetaria en México ha sufrido algunas modificaciones. A partir de 1995 se adoptó un límite de crecimiento del crédito interno neto y se estableció la utilización del objetivo de saldos acumulados como instrumento principal de política. A partir de 1998 se empezó a utilizar con mayor frecuencia al “corto” para restaurar las condiciones de estabilidad de los mercados financieros en caso de perturbaciones externas y sobre todo a la consecución de las metas de inflación. (Veáse en Martínez, Sánchez y Werner, 2001).

Referencias bibliográficas

Arango, Sebastian y M. Ishaq Nadiri (1981), “Demand for Money in open economies”, *Journal of Monetary Economics*, pag. 69-83.

Arrau, Patricio y José De Gregorio (1993), “Financial Innovation and Money Demand: Application to Chile and Mexico”, *The Review of Economics and Statistics*, pag. 524-530.

Arrau, Patricio, Jose de Gregorio, Carmen Reinhart y Peter Wickham (1995), “The Demand for Money in Developing Countries: Assessing the role of financial innovation”, *Journal of Development Economics*, Vol. 46, pag. 317-340.

Aspe, Pedro (1993), *El camino mexicano de la transformación económica*, Fondo de Cultura Económica, Primera edición.

Bahmani-Oskooee, Mohsen y Margaret Malixi (1991), “Exchange rate sensitivity of the demand for money in developing countries” *Applied Economics*, num. 23, pag. 1377-1384.

----- y Michael Barry (2000), “Stability of the demand for money in a unstable country: Russia” *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 22, num. 4.

Banco de México, *Indicadores económicos y financieros*, www.banxico.org.mx

Banco de México (1991), *Informe Anual*.

----- (1995), *Informe Anual*.

Bordo, Michael y Lars Jonung (1981), "The Long Run Behavior of the Income Velocity of Money in Five Advanced Countries, 1870-1975: An Institutional Approach", *Economic Inquiry*, pag. 96-117

Cagan, Phillip, (1956) "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press.

Cagan, Phillip y Anna Schwarz (1975), "Has the growth of money substitutes hindered monetary policy?" *Journal of Money, Credit, and Banking*, Mayo, pag 137-159.

Charemza, W. y D. Deadman (1997), *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modeling, Cointegration and Vector Autoregression*, 1997, 2da edición, Edward Elgar.

Cuthbertson, Keith y Luis Galindo (1999), "The Demand for Money in México", *The Manchester School*, marzo, volumen 67, número 2.

Dekle, Robert y Mahmood Pradhan (1997), "Financial Liberalization and Money Demand in ASEAN countries: Implications for Monetary Policy", *IMF Working Paper*, Marzo 1997.

Engle, R. y C.W. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica*, pag. 251-277.

Ericsson, Neil, "Empirical Modeling of Money Demand" (1998), *Empirical Economics*, summer, pag. 295-315.

Garcés Díaz, Daniel (2002), "Cuando la inflación es un fenómeno monetario?: la experiencia en México de 1945 a 2000", *Monetaria*, 2002, Julio-Septiembre, pag. 247-272.

Granger, C.W. y P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, pag. 111-120.

Goldfeld, Stephen (1973), "The case of the missing money", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1973, vol.3, pag. 683-730.

----- y Daniel E. Sichel (1990), "The demand for money", en *Handbook of Monetary Economics*, Volumen 1, editado por B. Friedman y F. Hahn (Amsterdam: Elsevier Science Publishers), pag. 300-356.

Gurley, John y Edward S. Shaw (1955), "Financial Aspects of economic development", *American Economic Review*, Septiembre, 1955.

Hamburger, J. Michael (1977), "The demand for Money in an Open Economy", *Journal of Monetary Economics*, pag. 25-40.

Hafer, R. y D. Jansen, (1991) "The demand for money in the United States: Evidence from cointegration tests", *Journal of Money, Credit and Banking*, 1991, vol.23, pag. 155-168.

Hoffman, Dennis y Robert H. Rasche, (1989) "Long Run Income and Interest Elasticities of Money Demand in the United States", *NBER Working Paper*, abril.

Johansen, Soren y Katarina Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Mayo, pag. 169-210

Judd, P. John y John Scadding (1982), "The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature", *Journal of Economic Literature*, Septiembre 1982, Vol. XX, pag. 993-1023.

Khamis, May y Alfredo Leone (2001), "Can currency be stable under a financial crisis?: The case of México", *IMF Staff Papers*, Vol. 48. No.2.

Kremers, J.M. Jeroen, Neil Ericsson y Juan Dolado (1992), "The Power of Cointegration Tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volumen 54, No.3.

Leventakis, John (1993), "Modelling Money Demand in Open Economies over the Modern Floating Rate Period", *Applied Economics*, pag. 1005-1012.

Ng, Serena y Pierre Perron (2000), "Lag Selection and the construction of unit root test with good size and power", *MIMEO*, Septiembre.

Ortiz, Guillermo (1980), "La demanda de dinero en México: Primeras estimaciones.", *Monetaria*, Enero-Marzo, Volumen V.

Román Aguilar, Fernando y Abraham Vela Dib (1996), "La demanda de dinero en México", *Documento de Investigación de Banco de México*, Junio, 1996.

Sánchez Tabarés, Ramón y Alfredo Sánchez Daza (2000), "Desregulación y apertura del sector financiero mexicano", *Comercio Exterior*, Agosto, pag. 686-698

Siklos, Pierre (1993), "Income Velocity and Institutional Change: Some New Time Series Evidence, 1870-1986." *Journal of Money, Credit, and Banking*, pag. 377-392.

Sriram, Subramanian (1999), "Survey of literature on Money Demand: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error Correction Models", *IMF Working Paper*, Mayo.

Tseng, Wanda y Robert Corker (1991), "Financial Liberalization, Money Demand and Monetary Policy in Asian Countries", *IMF Occasional Paper*, num. 84, Marzo.

Anexo Econométrico

**Tabla 3-A. Prueba de cointegración de Johansen
Periodo completo 1980:01-2002:12**

Modelo	Prueba	Hipótesis Nula				k	Ecuaciones normalizadas
		r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	r ≤ 3		
Ecuaciones con M0r	λ max	31.05*	8.35	1.30			
	λ traza	21.63*	8.11	1.30			
(A) lnM0r, lny, r	λ max	47.76**	10.25	0.32		6	$m0r = 0.28y - 0.007r$ (0.19) (0.001)
	λ traza	21.63*	8.11	1.30			
(B) lnM0r, lny, dp	λ max	47.76**	10.25	0.32		2	$m0r = 1.63y - 0.17dp$ (0.19) (0.02)
	λ traza	58.35**	10.58	0.32			
(C) lnM0r, lny, r, lntc	λ max	31.09*	25.84**	11.80	0.13	4	$m0r = 1.75y - 0.005r - 0.07tc$ (0.54) (0.001) (0.02)
	λ traza	68.87**	37.78**	11.94	0.13		
(D) lnM0r, lny	λ max	11.76				2	$m0r = 1.22y$ (0.29)
	λ traza	11.77					
(E) lnM0r, lny, r, lnCM	λ max	34.26**	9.05	3.76	0.36	4	$m0r = 0.33y - 0.010r + 0.26cm$ (0.22) (0.001) (0.18)
	λ traza	47.45*	13.18	4.12	0.36		
(F) lnM0r, lny, r, lnCD	λ max	31.09*	11.17	9.10	0.38	4	$m0r = 0.18y - 0.010r + 0.20cd$ (0.25) (0.002)
	λ traza	51.75	20.65	9.48	0.38		(0.10)

Nota: *, ** significa el rechazo de la Hipótesis nula al 5% y al 1% respectivamente. La hipótesis nula (Ho) cuando r=0 es que no hay vectores de cointegración contra la hipótesis alternativa (H1) de que existe a lo más un vector cointegrante. La columna k denota el rezago óptimo del VAR elegido con los criterios información de Akaike y Schwarz y el estadístico LR.

Modelo	Prueba	Hipótesis Nula				k	Ecuaciones normalizadas
		r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	r ≤ 3		
Ecuaciones con M1r	λ max	28.08**	7.89	0.12			
	λ traza	36.10**	8.02	0.12			
(A) lnM1r, lny, r	λ max	25.72*	8.19	0.05		4	$m1r = 0.61y - 0.016r$ (0.33) (0.002)
	λ traza	36.10**	8.02	0.12			
(B) lnM1r, lny, dp	λ max	25.72*	8.19	0.05		4	$m1r = 3.90y - 0.39dp$ (0.58) (0.08)
	λ traza	33.97*	8.24	0.05			
(C) lnM1r, lny, r, lntc	λ max	27.67	22.69	9.48	0.49	3	$m1r = 1.34y - 0.017r - 0.05tc$ (0.54) (0.002) (0.07)
	λ traza	60.33*	32.66*	9.97	0.49		
(D) lnM1r, lny	λ max	9.07				4	$m1r = 2.57y$ (0.55)
	λ traza	9.11					
(E) lnM1r, lny, r, lnCM	λ max	34.26**	9.05	3.76	0.36	4	$m1r = 0.33y - 0.010r + 0.73cm$ (0.35) (0.001) (0.31)
	λ traza	47.45*	13.18	4.12	0.36		
(F) lnM1r, lny, r, lnCD	λ max	21.36	18.14	10.38	0.21	6	$m0r = 1.17y + 0.008r - 0.79cd$ (0.87) (0.001)
	λ traza	50.11*	28.74	10.59	0.21		

(0.33)

Nota: *, ** significa el rechazo de la Hipótesis nula al 5% y al 1% respectivamente. La hipótesis nula (H_0) cuando $r=0$ es que no hay vectores de cointegración contra la hipótesis alternativa (H_1) de que existe a lo más un vector cointegrante. La columna (k) denota el rezago óptimo del VAR elegido con los criterios de información de Akaike y Schwarz y el estadístico LR.

**Tabla 3-B. Prueba de cointegración de Johansen
Subperiodo 1980:01 – 1988:12**

Modelo	Hipótesis Nula						Ecuaciones normalizadas
	Prueba	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	k	
Ecuaciones con M0r							
	(A) lnM0r, lny, r	λ max	21.43*	7.83	2.35		3
(B) lnM0r, lny, dp	λ traza	31.62*	10.18	2.35			
	λ max	16.21	8.33	2.05		3	$m0r = 3.59y - 0.35dp$ (1.17) (0.09)
(C) lnM0r, lny, r, lntc	λ traza	26.61	10.39	2.05			
	λ max	26.10	18.70	6.68	0.35	4	$m0r = 0.99y - 0.014r + 0.01tc$ (0.60) (0.002) (0.07)
(D) lnM0r, lny	λ max	7.92	1.86				
	λ traza	9.79	1.86			2	$m0r = 17.79y$ (5.94)
(E) lnM0r, lny, r, lnCM	λ max	31.62*	12.02	3.96	0.68		
	λ traza	48.28*	16.66	4.64	0.68	4	$m0r = 1.15y - 0.005r - 1.26cm$ (0.37) (0.001) (0.34)
(F) lnM0r, lny, r, lnCD	λ max	12.95	9.54	7.87	3.61		
	λ traza	33.99	21.04	11.49	3.61	2	$m0r = 1.02y - 0.007r - 0.06cd$ (0.73) (0.003) (0.09)

Nota: *, ** significa el rechazo de la Hipótesis nula al 5% y al 1% respectivamente. La hipótesis nula (H_0) cuando $r=0$ es que no hay vectores de cointegración contra la hipótesis alternativa (H_1) de que existe a lo más un vector cointegrante. La columna (k) denota el rezago óptimo del VAR elegido con los criterios de información de Akaike y Schwarz y el estadístico LR.

Modelo	Hipótesis Nula						Ecuaciones normalizadas
	Prueba	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	k	
Ecuaciones con M1r							
	(A) lnM1r, lny, r	λ max	14.74	7.46	1.85		4
(B) lnM1r, lny, dp	λ traza	24.06	9.32	1.85			
	λ max	12.82	3.91	0.79		2	$m1r = 3.17y - 0.57dp$ (1.84) (0.12)
(C) lnM1r, lny, r, tc	λ traza	17.53	4.71	0.79			
	λ max	28.03*	18.43	4.21	0.58	5	$m1r = 2.21y - 0.01r - 0.10tc$ (0.76) (0.002) (0.09)
(D) lnM1r, lny	λ max	4.31	1.03				
	λ traza	5.35	1.03			2	$m1r = 13.45y$ (0.30)

(E) lnM1r, lny, r, lnCM	λ max	31.62*	12.02	3.96	0.68	4	$m1r = 1.37y - 0.007r - 0.13cm$ (0.37) (0.001) (0.34)
	λ traza	48.28*	16.66	4.64	0.68		
(F) lnM1r, lny, r, lnCD	λ max	14.78	12.10	8.26	3.50	4	$m1r = 1.37y - 0.007r - 0.13cd$ (0.63) (0.02) (0.09)
	λ traza	38.66	23.88	11.77	3.50		

Nota: *, ** significa el rechazo de la Hipótesis nula al 5% y al 1% respectivamente. La hipótesis nula (H_0) cuando $r=0$ es que no hay vectores de cointegración contra la hipótesis alternativa (H_1) de que existe a lo más un vector cointegrante. La columna (k) denota el rezago óptimo del VAR elegido con los criterios de Akaike, Schwarz y el estadístico LR.

**Tabla 3-C. Prueba de cointegración de Johansen
Subperiodo 1989:01 – 2002:12**

Modelo	Hipótesis Nula					k	Ecuaciones normalizadas
	Prueba	$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$		
(A) lnM0r, lny, r	λ max	24.69*	5.04	1.12		4	$M0r = 0.58y - 0.010r$ (0.129) (0.001)
	λ traza	39.81**	8.47	1.61			
	λ max	32.08**	6.21	1.18			
(B) lnM0r, lny, dp	λ traza	39.48**	7.40	1.18		3	$M0r = 1.37y - 0.10dp$ (0.17) (0.02)
	λ max	40.75*	18.19	8.12	0.13		
	λ traza	67.21*	26.45	8.26	0.13		
(C) lnM0r, lny, r, tc	λ max	10.41	0.98			5	$m0r = 3.34y + 0.0007r - 0.11tc$ (0.85) (0.004) (0.03)
	λ traza	67.21*	26.45	8.26	0.13		
	λ max	10.41	0.98				
(D) lnM0r, lny	λ traza	11.40	0.98			6	$M0r = 1.18y$ (0.23)
	λ max	30.62*	16.61	6.98	1.18		
	λ traza	47.23*	9.62	5.79	1.18		
(E) lnM0r, lny, r, lnCM	λ max	27.99*	19.48	7.45	1.11	5	$M0r = 0.51y - 0.021r + 0.24cd$ (0.16) (0.006)
	λ traza	47.47*	11.20	8.27	1.11		
	λ max	47.47*	11.20	8.27	1.11		

Nota: *, ** significa el rechazo de la Hipótesis nula al 5% y al 1% respectivamente. La hipótesis nula (H_0) cuando $r=0$ es que no hay vectores de cointegración contra la hipótesis alternativa (H_1) de que existe a lo más un vector cointegrante. La columna (k) denota el rezago óptimo del VAR elegido con los criterios de información de Akaike, Schwarz y el estadístico LR.

Modelo	Hipótesis Nula					k	Ecuaciones normalizadas
	Prueba	$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$		
(A) lnM1r, lny, r	λ max	23.66*	5.43	1.97		3	$M1r = 0.24y - 0.035r$ (0.44) (0.006)
	λ traza	31.07*	7.40	1.97			
	λ max	21.16*	4.12	1.74			
(B) lnM1r, lny, dp	λ traza	27.03	5.86	1.74		3	$M1r = 3.48y - 0.55dp$ (1.10) (0.12)
	λ max	27.03	5.86	1.74			

(C) lnM1r, lny, r, tc	λ max	35.32**	30.81*	6.23	0.04	4	$M1r = -2.05 y - 0.05 r + 0.10 tc$ (1.22) (0.002) (0.04)
	λ traza	72.98**	37.66*	6.74	0.04		
(D) lnM1r, lny	λ max	4.90	1.37			4	$M1r = 1.69 y$ (0.81)
	λ traza	6.28	1.37				
(E) lnM1r, lny, r, lnCM	λ max	35.80**	10.45	5.91		4	$M0r = 0.48 y - 0.015 r + 0.75 cm$ (0.14) (0.002) (0.116)
	λ traza	53.09*	17.28	6.82	0.91		
(F) lnM1r, lny, r, lnCD	λ max	15.29	12.50	5.32	3.10	6	$M1r = 2.68 y + 0.08 r + 0.62 cd$ (1.20) (0.02) (2.67)
	λ traza	36.22	20.73	8.42	3.10		

Nota: *, ** significa el rechazo de la Hipótesis nula al 5% y al 1% respectivamente. La hipótesis nula (Ho) cuando $r=0$ es que no hay vectores de cointegración contra la hipótesis alternativa (H1) de que existe a lo más un vector cointegrante. La columna (k) denota el rezago óptimo del VAR elegido con los criterios de información de Akaike, Schwarz y el estadístico LR.

**Tabla 4-A. Ecuaciones de corrección de error
Periodo Completo 1980:01-2002:12**

Ecuaciones con M0r/

Variables	m0r = (y, r)	m0r = (y, r, tc)	m0r = (y, r, cm)
Constante	-0.013*	-0.012**	-0.015***
CE _{t-1}	-0.109***	-0.057***	-0.043**
$\Delta m0_{t-1}$	-0.264***	-0.263***	-0.187***
$\Delta m0_{t-2}$	-0.227***	-0.237**	-0.219**
$\Delta m0_{t-11}$	0.277***	0.270***	0.241**
$\Delta m0_{t-12}$	0.283**	0.267***	0.306***
Δy_{t-1}	0.163***	0.158***	0.163***
Δy_{t2}	0.212**	0.195***	0.199***
Δy_{t-3}	-0.307***	-0.285***	-0.291***
Δy_{t-4}	-0.242**	-0.233***	-0.238***
Δr_{t-1}	-0.001***	-0.001**	-0.001***
Δtc_{t-4}	-	-0.020*	-
Δtc_{t-10}	-	0.021**	-
Δcm_{t-1}	-	-	-0.178***
R ² ajustada	0.77	0.77	0.77
D.W.	1.78	2.13	1.89
Serial Cor. LM	1.59*	1.61*	1.43

Nota: Las variables se introdujeron en forma logarítmica excepto la tasa de interés (r). *, ** y *** denotan la significancia de los coeficientes al 10%, 5% y 1% respectivamente. De igual forma como en las tablas 3a, 3b y 3c, se introdujeron variables dummy estacionales debido a que las series están sin desestacionalizar pero no se reportan en la tabla por razones prácticas.

Ecuaciones con M1r/ Variables

Variables	M1r = (y, r)	M1r = (y, r, cm)
Constante	-0.002	0.004
CE _{t-1}	-0.048***	-0.0837***
$\Delta m1_{t-12}$	0.497***	0.1027**
Δy_{t-1}	0.1401**	-
Δy_{t-10}	0.311***	-

Δy_{t-11}	-0.280***	-
Δr_{t-1}	-0.001**	-0.001**
Δcm_{t-1}	-	0.8593**
R ² ajustada	0.60	0.58
D.W.	1.45	1.56
Serial Cor. LM	2.54**	0.84

Nota: Las variables se introdujeron en forma logarítmica excepto la tasa de interés (r). *, ** y *** denotan la significancia de los coeficientes al 10%, 5% y 1% respectivamente. De igual forma como en las tablas 3a, 3b y 3c, se introdujeron variables dummy estacionales debido a que las series están sin desestacionalizar pero no se reportan en la tabla por razones prácticas.

**Tabla 4-B. Ecuaciones de corrección de error
Subperiodo 1980:01-1988:12**

Ecuaciones con M0r/

Variables	m0r = (y, r)	m0r = (y, r, tc)	m0r = (y, r, cm)
Constante	-0.017*	-0.012**	-0.004
CE _{t-1}	-0.086***	-0.082***	-0.121***
Δm_{t-1}	-0.272***	-0.225***	-0.211***
Δm_{t-2}	-0.234***	-0.146**	-0.143**
Δm_{t-11}	0.247***	0.226***	-
Δm_{t-12}	0.214**	0.264***	0.477***
Δy_{t-8}	0.311**	0.435***	0.371***
Δy_{t-9}	0.499***	0.553***	0.536***
Δy_{t-11}	-0.486***	-0.606***	-0.506***
Δr_{t-1}	-0.001***	-0.001**	-0.001***
Δtc_{t-1}	-	-0.225***	-
Δtc_{t-3}	-	0.213***	-
Δcm_{t-7}	-	-	-0.260***
R ² ajustada	0.72	0.79	0.76
D.W.	1.47	1.56	1.53
Serial Cor. LM	4.42** (0.04)	1.83 (0.13)	3.60** (0.03)

Nota: Las variables se introdujeron en forma logarítmica excepto la tasa de interés (r). *, ** y *** denotan la significancia de los coeficientes al 10%, 5% y 1% respectivamente. De igual forma como en las tablas 3a, 3b y 3c, se introdujeron variables dummy estacionales debido a que las series están sin desestacionalizar pero no se reportan en la tabla por razones prácticas.

Ecuaciones con M1r/ Variables

Variables	M1r = (y, r)	M1r = (y, r, cm)
Constante	-0.018*	-0.004
CE _{t-1}	-0.0513***	-0.119***
Δm_{t-1}	-0.2560***	-0.263***
Δm_{t-2}	-0.2010***	-0.2102**
Δm_{t-5}	0.1074***	0.0987**
Δm_{t-8}	0.1234**	0.1127***
Δm_{t-11}	0.1037**	0.2910**

Δm_{t-12}	0.3337**	0.3117**
Δy_{t-1}	0.2705**	0.151***
Δy_{t-2}	0.2857***	0.176***
Δy_{t-8}	-0.2553***	-0.246***
Δr_{t-1}	-0.001***	-0.001***
Δtc_{t-1}	-	-
Δtc_{t-3}	-	-
Δcm_{t-1}	-	-0.1509***
R ² ajustada	0.77	0.79
D.W.	1.41	1.47
Serial Cor. LM	5.98** (0.03)	4.61** (0.03)

Nota: Las variables se introdujeron en forma logarítmica excepto la tasa de interés (r). * , ** y *** denotan la significancia de los coeficientes al 10%, 5% y 1% respectivamente. De igual forma como en las tablas 3a, 3b y 3c, se introdujeron variables dummy estacionales debido a que las series están sin desestacionalizar pero no se reportan en la tabla por razones prácticas.

**Tabla 4-C. Ecuaciones de corrección de error
Subperiodo 1989:01-2002:12**

Ecuaciones con M0r/

Variables	m0r = (y , r)	m0r = (y, r, tc)	m0r =(y, r, cm)
Constante	-0.010*	-0.012**	-0.004
CE _{t-1}	-0.110***	-0.082***	-0.079***
$\Delta m_{0,t-1}$	-0.259**	-0.225***	-0.211***
$\Delta m_{0,t-2}$	-0.095***	-0.146**	-0.143**
$\Delta m_{0,t-5}$	0.094**	0.149***	-
$\Delta m_{0,t-6}$	0.076**	-	-
$\Delta m_{0,t-7}$	0.087**	-	-
$\Delta m_{0,t-11}$	0.154**	-	-
$\Delta m_{0,t-12}$	-0.180**	-	-
Δy_{t-10}	0.268**	0.435***	0.371***
Δy_{t-11}	0.486***	0.553***	0.536***
Δr_{t-2}	-0.001***	-0.001**	-0.001***
Δtc_{t-1}	-	-0.225***	-
Δtc_{t-3}	-	0.213***	-
Δcm_{t-7}	-	-	-0.488***
Δcm_{t-8}	-	-	-0.300**
Δcm_{t-9}	-	-	-0.357**
R ² ajustada	0.87	0.79	0.78
D.W.	1.45	1.56	1.70
Serial Cor. LM	2.54** (0.04)	1.83 (0.13)	0.84 (0.49)

Nota: Las variables se introdujeron en forma logarítmica excepto la tasa de interés (r). * , ** y *** denotan la significancia de los coeficientes al 10%, 5% y 1% respectivamente. De igual forma como en las tablas 3a, 3b y 3c, se introdujeron variables dummy estacionales debido a que las series están sin desestacionalizar pero no se reportan en la tabla por razones prácticas.

Ecuaciones con M1r/ Variables

M1r = (y , r)

M1r =(y, r, cm)

Constante	-0.018*	-0.004
CE _{t-1}	-0.0718***	-0.0624***
Δm_{t-1}	-0.3833***	-0.3983***
Δy_{t-10}	0.3556**	0.2477***
Δy_{t-11}	0.3093***	0.2423***
Δcm_{t-1}	-	-0.2169***
Δcm_{t-2}	-	0.1498**
R ² ajustada	0.56	0.60
D.W.	1.50	1.79
Serial Cor. LM	5.13** (0.03)	1.65 (0.17)

Nota: Las variables se introdujeron en forma logarítmica excepto la tasa de interés (r). *, ** y *** denotan la significancia de los coeficientes al 10%, 5% y 1% respectivamente. De igual forma como en las tablas 3a, 3b y 3c, se introdujeron variables dummy estacionales debido a que las series están sin desestacionalizar pero no se reportan en la tabla por razones prácticas.

Tabla 5. Cambio estructural

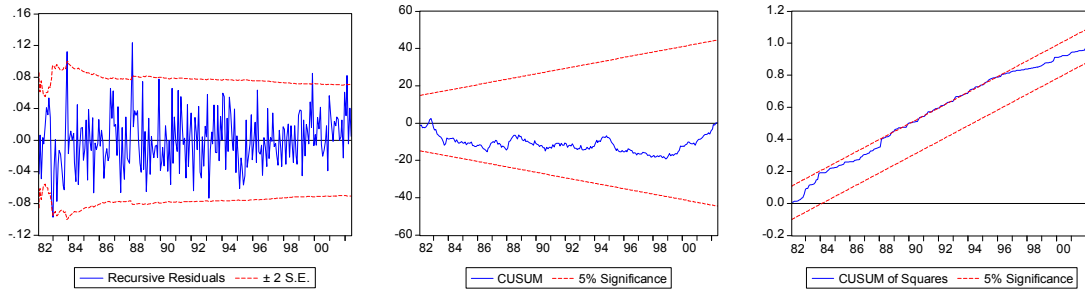
Chow Breakpoint Test (Estadísticos-f)	Modelos con Billetes y Monedas (M0) 1980-2002		
	M0=(y, i)	M0=(y, i, tc)	M0=(y, i, cm)
Fechas			
Crisis de la deuda			
1982:12	2.13	2.01	2.02
1983:01	1.98	1.88	1.88*
1986:12	2.06	1.87	1.98*
1987:01	1.89	1.96	1.86
Explosión de M1			
1991:08	1.81***	2.01*	2.09***
1991:09	1.89***	2.03*	2.10***
1991:10	1.89***	2.10**	2.10*
1991:11	1.86***	2.09***	2.09**
1991:12	1.82**	2.11**	2.08*
Crisis financiera			
1994:11	1.36	1.77	1.89**
1994:12	1.38	1.78	1.87*
1995:01	1.41	1.78	1.87*
1995:02	1.39	1.69	1.86

Nota: La prueba de cambio estructural de Chow (Breakpoint) plantea como hipótesis nula que no existe cambio estructural, esto contra la hipótesis alternativa de que existe cambio estructural en los parámetros del modelo. *, **, *** indican la significancia al 10%, 5% y 1% respectivamente.

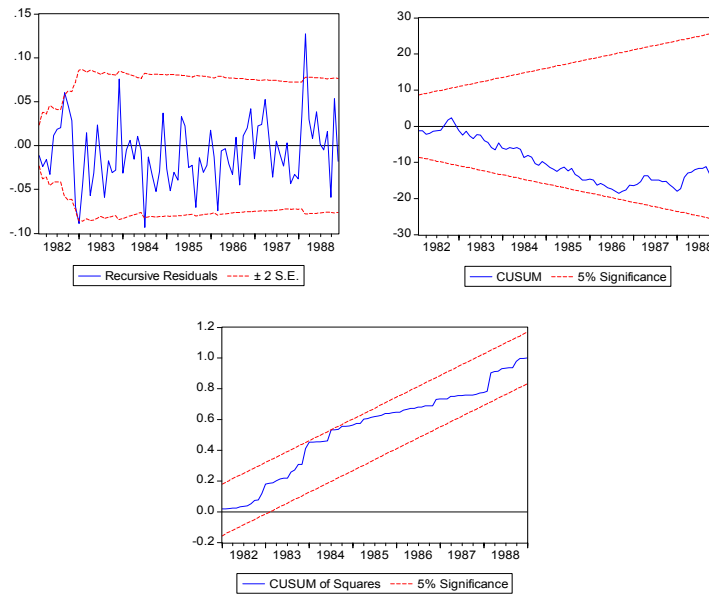
Figura 7. Pruebas recursivas de estabilidad de las funciones de demanda de dinero

Residuales Recursivos de ecuaciones de corrección de errores

Periodo Completo (1980:01-2002:12) en función convencional (m0r, y, r)



Subperiodo (1980:01-1988:12) en función convencional (m0r, y, r)



Subperiodo (1989:01-2002:12) en función convencional (m0r, y, r)

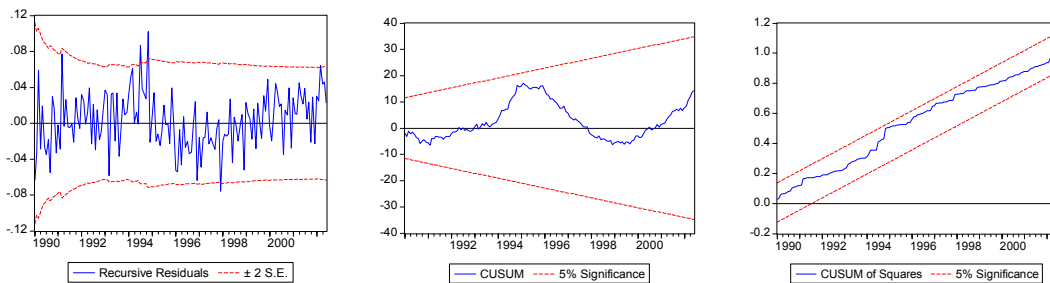


Figura 8. Estabilidad de coeficientes.

Periodo Completo (1980:01-2002:12) en función convencional ($m0r$, y , r)

