

La demanda de dinero y las innovaciones financieras en Venezuela: equilibrio de largo plazo*

The demand for money and financial innovations in Venezuela:
Balancing long term

Armando Rodríguez Zerpa**
José U. Mora Mora***

Recibido: 2 de septiembre de 2012

Aprobado: 16 de enero de 2013

Resumen

Dado que los resultados obtenidos en la literatura no muestran consenso sobre el impacto de las innovaciones financieras en la demanda de dinero, este trabajo investiga sobre la estabilidad de la demanda de dinero de largo plazo en Venezuela en presencia

* Descamos expresar nuestro agradecimiento al Consejo de Desarrollo Científico, Humanístico, Tecnológico y de las Artes (CDCHTA) de la Universidad de Los Andes (Mérida, Venezuela) por el financiamiento otorgado al proyecto E-239-05-09-C. El presente artículo es un producto derivado del mencionado proyecto. Cómo citar este artículo: Rodríguez, A., & Mora, J. (2013). La demanda de dinero y las innovaciones financieras en Venezuela: equilibrio de largo plazo. Revista CIFE, 15 (22), pp. 65-85.

** Profesor Asociado. Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes. Av. Las Américas, Campus Liria. Edif. G 3er piso. Mérida, Estado Mérida. Zona Postal 5101. Venezuela. Correo electrónico: rodriguez.armando.jose@gmail.com

*** Profesor Titular. Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes. Av. Las Américas, Campus Liria. Edif. G 3er piso. Mérida, Estado Mérida. Zona Postal 5101. Venezuela. Correo electrónico: jumora@ula.ve

de innovaciones financieras durante el periodo: 1984Q1- 2008Q4 mediante un análisis de cointegración. Para ello, se construye la razón circulante/depósitos (CD) y una variable *ratchet* (RCD), a partir de la anterior, a objeto de medir el efecto de las innovaciones financieras. La evidencia empírica revela que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre el logaritmo de los saldos reales, el logaritmo del nivel del ingreso real, la tasa de interés real, la tasa de inflación, la tasa de depreciación de la moneda local, y las innovaciones financieras, pudiendo interpretarse esta relación como una demanda dinero. Esto sugiere que cuando se introducen nuevos instrumentos financieros, se produce una disminución en la demanda de saldos reales, lo cual induce a pensar que los agentes económicos realizan una reasignación de sus recursos que afecta la composición del portafolio, y por tanto, la demanda de dinero, siendo este evento muy propio de economías caracterizadas por elevadas y persistentes tasas de inflación, problemas de balanza de pagos, inestabilidad en el mercado cambiario e incertidumbre económica y política.

Palabras clave: demanda de dinero; innovaciones financieras; cointegración; economías latinoamericanas.

Clasificación JEL: C32, E41, E44, F41, O54

Abstract

Given the lack of consensus on the impact of financial innovations on money demand, this paper investigates on the stability of the long-run demand for real balances in Venezuela facing financial innovations for the period 1984Q1- 2008Q4 and by means of cointegration analysis. Two proxys for financial innovation were used: the ratio currency/deposits (CD) and a ratchet variable (RCD) built on the previous one. Empirical evidence suggests that there exist a stable long-run relationship among the log of real balances, the log of real income, the real interest rate, the inflation rate, the depreciation of domestic currency and RCD and this relationship could be interpreted as a demand for real balances. Results reveal that when new financial instruments are introduced, the demand for real balances diminishes. This suggests that economic agents allocate resources differently affecting their portfolio composition and the demand for real money. This result is typical in economies with high and persistent inflation rates, balance of payment crisis, exchange rate instability and political and economic uncertainty.

Keywords: money demand; financial innovations; cointegration; Latin American economies.

Classification JEL: C32, E41, E44, F41, O54

1. Introducción

Estudios sobre la demanda de dinero realizados en las décadas de los setenta y ochenta encontraron que los modelos econométricos tradicionales sobre la demanda de dinero se habían visto afectados por una significativa inestabilidad y argumentaban que la no inclusión de una variable que capturara los efectos de las innovaciones financieras podría estar entre las causas de tal inestabilidad. Adicionalmente, Gurley y Shaw (1960) argumentaban que estas innovaciones financieras podrían deteriorar la relación entre el balance de saldos reales y las tasas de interés; es decir, que en la medida en que se produjeran o introdujeran nuevos productos y servicios en el sistema bancario y financiero, la cantidad de sustitutos del dinero aumentaría, y en consecuencia, la elasticidad de la demanda de dinero a la tasa de interés también aumentaría. Sin embargo, desde el punto de vista empírico no se ha encontrado suficiente evidencia sobre el aumento de la elasticidad de la tasa de interés. Otro aspecto relevante que ha recibido menos atención radica en el supuesto clásico de una velocidad de circulación constante. De acuerdo con la teoría clásica, diversas clases de *shocks* pudieran hacer fluctuar la velocidad de circulación del dinero en el corto plazo, pero se esperaría que esta permanezca constante en el largo plazo. La evidencia empírica tampoco ha mostrado resultados concluyentes al respecto.

En ese sentido cabría preguntarse: ¿Cuáles son las razones que pudieran estar influyendo sobre esta inestabilidad de la demanda de saldos reales? En primer lugar, si las innovaciones financieras son la causa de tal inestabilidad, entonces, los modelos no han sido correctamente especificados y, segundo, no se han usado las técnicas econométricas apropiadas. Por otra parte, dado que la estimación de una función de demanda de dinero estable para un país requiere del uso de series estadísticas para periodos largos de tiempo y, además, se pretende que exista una relación de largo plazo estable entre las variables que determinan la función, entonces, mediante la inclusión de variables adicionales que permitan mejorar la especificación del modelo y el análisis de cointegración se pudiera estimar una función estable de demanda de dinero de largo plazo.

Con respecto al señalamiento de Gurley y Shaw (1960), mencionado previamente, la evidencia empírica sugiere que la elasticidad de la tasa de interés ha disminuido o ha permanecido constante en la medida en que las innovaciones se han incorporado al sistema bancario y financiero. Estos hallazgos contrastan con esta hipótesis. Y, finalmente, con relación al tema de una velocidad de circulación constante, los resultados no han sido concluyentes. En consecuencia, dado que no existe un consenso entre la teoría y la evidencia empírica, entonces, se hace necesario una revisión de estas hipótesis. En ese sentido, este trabajo, haciendo uso de información para Venezuela, pretende estimar una función de demanda de saldos reales que, considerando las innovaciones financieras, sea estable y que permita reconciliar la teoría con la realidad económica.

El presente trabajo está estructurado de la siguiente manera. La sección dos discute la literatura sobre el tema y redefine las hipótesis sobre la demanda de dinero. La tercera parte presenta la metodología empírica a utilizar, la cuarta describe la base de datos y presenta los resultados empíricos, la sección cinco discute los resultados a la luz de las implicaciones de política económica, y la sexta parte resume los principales hallazgos.

2. Discusión teórica

Gurley y Shaw (1960) argumentan que las innovaciones financieras pudieran deteriorar la relación entre el balance de saldos reales y la tasa de interés; es decir, que en la medida en que se produjeran e introdujeran nuevos productos y servicios en el sistema bancario y financiero, la cantidad de sustitutos del dinero aumentaría y, en consecuencia, la elasticidad de la demanda de dinero a la tasa de interés también aumentaría. Aunque la inclusión de las innovaciones financieras como variable explicativa en los modelos sobre demanda de dinero no es reciente, la literatura revela que no se le ha prestado la suficiente atención al estudio de las implicaciones sobre las estimaciones de la demanda de saldos reales. En este sentido Ochs y Rush (1983) argumentan que una vez que entran nuevos productos y servicios en el sistema bancario, el impacto afecta la demanda de saldos reales de manera permanente. Dado que la definición de innovaciones financieras¹ comprende una gran variedad de productos, servicios y eventos que hacen difícil su medición, varios estudios han intentado modelarla y capturar sus efectos sobre las distintas especificaciones de la demanda de dinero. La lista de cómo se ha intentado modelarla incluye la utilización de una variable de tendencia, (Moore *et al.*, 1990; Arrau *et al.*, 1995), la razón de activos no-financieros a activos financieros, y la razón circulante a depósitos (Bordo y Jonung (1987, 1990); Siklos, 1993; Gómez, 1999) y, finalmente, una caminata o camino aleatorio (Arrau y De Gregorio, 1993; Arrau *et al.*, 1995). Los métodos de estimación van desde mínimos cuadrados ordinarios (que constituye un error de especificación si las series contienen al menos una raíz unitaria), máxima verosimilitud, y cointegración lineal y no lineal. Como señalan Hafer y Hein (1984), Chowdhury (1989), Boughton (1992) y Moghaddam (1997), la evidencia empírica sugiere que la elasticidad de la tasa de interés ha disminuido o ha permanecido constante en la medida en que las innovaciones financieras se han venido introduciendo. Esto contrasta con la hipótesis de Gurley-Shaw.

Otro aspecto de interés que ha recibido menos atención es el relativo al supuesto clásico de una velocidad de circulación constante. De acuerdo con la teoría clásica, la naturaleza de diferentes *shocks* pudiera hacer fluctuar la velocidad de circulación del dinero en el corto plazo, pero se espera que esta permanezca constante en el largo plazo. Ambos fenómenos, velocidad de circulación constante y función de demanda de dinero estable, constituyen bases muy importantes para llevar a cabo y monitorear los efectos de la

1 Para una definición más detallada de las innovaciones financieras, véase: Frame, W. S., y L. J. White (2004). "Studies of Financial Innovations: Lots of Talk, Little Action?" *Journal of Economic Literature*, 42(1 (March)): pp. 116-144.

política monetaria. Los resultados de trabajos empíricos con relación al tema de una velocidad constante no han sido concluyentes. Se ha conseguido evidencia de que la velocidad es mayor en países en desarrollo y más estable en economías más avanzadas (Arize, 1990; Boughton, 1992; Varella, 2002).

En el caso particular de Venezuela no ha habido mucha investigación en el tema, excepto las contribuciones de Ramoni y Orlandoni (2000), Copelman (1996), Arreaza *et al.* (2001) real money, an index of economic activity, the interest rate, the exchange rate and the foreign interest rate, they follow Gregory and Hansen (1996 y Cartaya *et al.* (1997). Ramoni y Orlandoni (2000) determinaron una relación de largo plazo muy estable entre los saldos reales, el nivel del ingreso, la tasa de interés y la de cambio. No obstante, también encontraron que la demanda de saldos reales es muy sensible a cambios en el nivel del ingreso y la tasa de cambio. Sugieren, adicionalmente, que la inclusión de otras variables con el propósito de capturar los efectos de la inestabilidad macroeconómica y las innovaciones financieras, pudiera mejorar los resultados, y de esta manera, aumentar el poder predictivo de los modelos estimados.

Arreaza *et al.* (2001) real money, an index of economic activity, the interest rate, the exchange rate and the foreign interest rate, they follow Gregory and Hansen (1996 intentan determinar si hubo un cambio estructural en la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables que afectan la demanda de dinero en Venezuela, y para ello, usan información mensual (1989:1 – 1999:12), y trimestral (1984:1-1999:4) de los saldos reales, de un índice de actividad económica como variable escala (data mensual), el producto real trimestral, y otras variables que miden el costo de oportunidad. En otras palabras, si existe un quiebre, entonces, no puede haber una relación estable de largo plazo, y en consecuencia, usarían la metodología de Gregory y Hansen². De lo contrario, utilizarían la metodología de Johansen³. Los resultados obtenidos utilizando información mensual no fueron satisfactorios; no obstante, para la muestra con información trimestral consiguen al menos un vector de cointegración. Este resultado sugiere que existe una relación estable de largo plazo entre los saldos reales, el PIB real, la tasa de inflación, la de cambio, la de interés doméstica, y la de interés externa. Concluyen, además, que para obtener una función de demanda de saldos reales estable para Venezuela, siempre se debe incluir alguna variable externa que permita capturar los costos de oportunidad de mantener dinero en moneda local.

2 Gregory, A. W. y Hansen, B. E. (1996). "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts". *Journal of Econometrics*. 70: pp. 99-126.

3 Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12: pp. 231-254 y Johansen, S. (1992). "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 54: pp. 383-397.

Copelman (1996) estudia el problema de inestabilidad de las funciones de demanda de dinero en Bolivia, Israel y Venezuela mediante la metodología de Engle y Granger⁴ y encuentra que existe una relación de equilibrio de largo plazo en los tres países. Las estimaciones del vector de corrección de errores en cada uno de los países considerados son consistentes con los obtenidos en otros países, incluyendo países en desarrollo. Específicamente encuentran que el coeficiente del vector de corrección de errores muestra el signo correcto, y es altamente significativo. Esto implica que cuando se produce un efecto positivo en la ecuación de largo plazo, las personas disminuyen sus saldos reales. Más aun cuando una variable dicotómica interactiva (para medir la influencia de innovaciones en el sistema financiero) es incluida, es decir, en presencia de innovaciones financieras, la velocidad de ajuste aumenta, lo cual significa que en la medida en que las instituciones financieras se hacen más eficientes, los agentes económicos reorganizan sus portafolios con una proporción mayor de activos domésticos.

Cartaya *et al.* (1997) haciendo uso de información trimestral para el periodo 1984:1 – 1996:3 estima una función de demanda de dinero para Venezuela. Debido a la carencia de información trimestral para el producto real, este trabajo hace uso del valor real de los cheques compensados por el Banco Central de Venezuela (BCV) como variable escala, y las variables que miden costos de oportunidad (locales y extranjeros), así como la variabilidad de los precios relativos (varianza ponderada). La evidencia empírica revela la presencia de un vector de cointegración con elasticidades de largo plazo con el signo correcto, pero con valores estimados muy alejados de los valores teóricos esperados. El modelo de corrección de errores reporta que la variabilidad de los precios relativos refleja un comportamiento pasivo de los agentes económicos ante expectativas de aumentos de precios.

Como se ha mostrado en esta revisión de la literatura, el hecho de que no exista un consenso entre la teoría y la evidencia empírica llama a una revisión de las hipótesis formuladas hasta el presente. Este trabajo supone que el efecto de las innovaciones financieras sobre la demanda de saldos reales puede tener respuestas no definidas, y que estos efectos pudieran ser aún más ambiguos en economías caracterizadas por elevadas y persistentes tasas de inflación, carencia de objetivos claros en el diseño de la política económica, persistentes desequilibrios macroeconómicos, inestabilidad e incertidumbre política. En primer lugar, el impacto sobre la elasticidad de la tasa de interés no está definido porque el efecto del aumento de las innovaciones financieras sobre la demanda de saldos reales puede ser ambiguo. El argumento es que cuando se incluyen las innovaciones financieras, estas afectan la composición del portafolio de activos de los diferentes agentes económicos de diversas maneras. Por un lado, las innovaciones financieras pudieran incidir en una disminución del circulante a favor del aumento de depósitos a

4 Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987). "Cointegration and Error Correction: representation, estimation and Testing". *Econometrica*. 55: pp. 251-276.

la vista pudiendo dejar inalterada la demanda de saldos reales, ya que no afectaría la composición del portafolio (proporción que tiene cada uno de los activos financieros en el mismo). En este sentido, no debería esperarse un aumento de la elasticidad de la tasa de interés. En segundo lugar, dependiendo de la naturaleza de las innovaciones financieras (introducción de medios de pago electrónicos que permitan posponer el gasto, como la tarjeta de crédito), estas pudieran hacer disminuir la demanda de saldos reales, primero, por la disminución del circulante necesario para hacer las transacciones y, segundo, porque liberarían recursos que permitirían una recomposición del portafolio: aumentar la proporción de activos en moneda extranjera (menos líquidos) que produzcan una mayor rentabilidad y que pudieran proporcionar mayores niveles de consumo en el mediano y largo plazo. Esto afectaría negativamente la demanda de saldos reales en el corto plazo, pero con efectos permanentes en el largo plazo. Finalmente, otra posibilidad es que la demanda de saldos reales aumente ante la aparición de nuevos instrumentos o productos financieros. Esto pudiera ocurrir en una economía caracterizada por una elevada intervención del Estado, por una carencia de objetivos claros en el diseño de la política económica, por persistentes desequilibrios macroeconómicos, y por una marcada inestabilidad e incertidumbre política. Tal situación haría que los agentes con el propósito de especular en otros mercados (inmuebles, bienes de lujo, mercado negro de bienes durables con intervención gubernamental, controles de la cadena de comercialización, etc.) eventualmente recompondrían su portafolio, sustituyendo los activos menos líquidos por depósitos a la vista o aumentos del circulante. Este comportamiento pudiera tener efectos positivos de carácter permanente sobre la demanda de saldos reales en el largo plazo.

3. Discusión metodológica

Dado que, por una parte, la estimación de una demanda de dinero requiere del uso de series de tiempo tales como saldos reales, el ingreso real, el conjunto de variables que miden los costos de oportunidad, la tasa de inflación y las innovaciones financieras, entre otras, y, por la otra, dado que la teoría económica supone la existencia de una función de demanda de dinero de largo plazo estable para el diseño y monitoreo de la política económica, entonces, desde el punto de vista empírico este problema debe ser abordado a través de la técnica de la cointegración y la metodología apropiada que es la desarrollada por Johansen (1991, 1995).

En general se dice que dos o más series económicas de tiempo están cointegradas si, en primer lugar, son no estacionarias o $I(1)$ y, segundo, si se mueven de manera conjunta. De manera un poco más formal, considérese un modelo VAR de orden p

$$z_t = A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_p z_{t-p} + Bx_t + \epsilon_t \quad (1)$$

Donde, es un vector de variables no estacionarias I(1) de dimensión k , x_t es un vector de variables exógenas de dimensión d y ϵ_t es un vector de innovaciones o perturbaciones aleatorias normalmente distribuidas, $\epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$.

Este VAR puede ser escrito en primeras diferencias de la siguiente manera:

$$z_t = \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i z_{t-i} + Bx_t + \epsilon_t \quad (2)$$

Donde,

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \text{ y } \psi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$$

Y por el teorema de representación de Granger, si la matriz es de rango reducido $r < k$, entonces, existen $r \times k$ matrices α y β de rango r tal que $\Pi = \alpha\beta'$ y $\beta'z_t$ es I(0), donde r es el número de relaciones o vectores de cointegración, cada columna de β es un vector de cointegración y los elementos de α se conocen con el nombre de coeficientes o parámetros de ajuste en un modelo de vectores de corrección de errores (VEC). De manera un poco más específica, la metodología de Johansen sugiere estimar la matriz Π mediante un VAR no restringido y probar si es posible rechazar las restricciones impuestas por el rango reducido de la matriz Π . Si el rango de Π es la unidad, es decir, $r = 1$, entonces, existe un vector o ecuación de cointegración, si $r = 2$ entonces existen dos vectores (ecuaciones) de cointegración y así sucesivamente. En consecuencia, la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo requiere de un análisis de estabilidad de los coeficientes (de la elasticidad ingreso, por ejemplo) con el fin de determinar si la relación de equilibrio de largo plazo puede ser interpretada como una función de demanda de saldos reales de largo plazo.

4. Metodología empírica

Específicamente, supóngase que la demanda de saldos reales en la economía venezolana viene dada por la siguiente expresión:

$$\frac{M_t}{P_t} = b \left\{ Y_t^{\beta_1} \exp(+\beta_2 r_t + \beta_3 \pi_t + \beta_4 e_t + \beta_5 f_t) \right\} \exp(u_t) \quad (3)$$

Donde,

M/P son los saldos reales, Y es el ingreso real, r es la tasa de interés real, π es la tasa de inflación, es la tasa de depreciación de la moneda local, f mide las innovaciones financieras, \exp es la base de los logaritmos naturales y u_t es el término de error.

Ahora, tomando logaritmos naturales en ambos lados de (3) se obtiene:

$$(m - p)_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 r_t + \beta_3 \pi_t + \beta_4 e_t + \beta_5 f_t + u_t \quad (4)$$

Donde,

$(m - p)$ e y son, respectivamente, el logaritmo natural de los saldos reales y del ingreso real.

Por otra parte, considerando la ecuación fundamental de la teoría cuantitativa,

$$MV \equiv PY \quad (5)$$

Donde,

V es la velocidad de circulación y P es el nivel de precios. Al tomar logaritmos naturales en ambos lados de (3), y luego de una manipulación algebraica se obtiene:

$$(m - p - y) = -v \quad (6)$$

La ecuación (6) representa la inversa de la velocidad de circulación del dinero. Ahora, el lado izquierdo de (6) puede ser obtenido mediante una nueva manipulación algebraica de la ecuación (4) de la siguiente manera:

$$(m_t - p_t - y_t)_t = \delta_0 + \delta_1 r_t + \delta_2 \pi_t + \delta_3 e_t + \delta_4 f_t + \epsilon_t \quad (7)$$

Para que las ecuaciones (4) y (7) sean una representación válida de la demanda de saldos reales es necesario que exista al menos un vector de cointegración β que forme una relación de equilibrio de largo plazo $\beta'z_t = 0$ donde $z_t = [(m - p - y)_t, r_t, \pi_t, e_t, f_t]$ y que constituya el objeto de interés de esta investigación.

5. Evidencia empírica

5.1 Descripción y análisis de la base de datos

Para realizar la correspondiente contrastación de las hipótesis de trabajo se utiliza información estadística trimestral de la economía venezolana para el periodo 1984:01 – 2008:04 de las series M1 y M2, el PIB real (Y), la tasa de cambio nominal (e), la tasa de interés nominal doméstica (i), la tasa de interés nominal externa (i^*), el índice de precios al consumidor (IPC) y la razón circulante a depósitos (CD) como variable *proxy* de las innovaciones financieras. Estas series se extrajeron de las Estadísticas Financieras Internacionales (EFS) del Fondo Monetario Internacional (FMI) en CD-ROM.

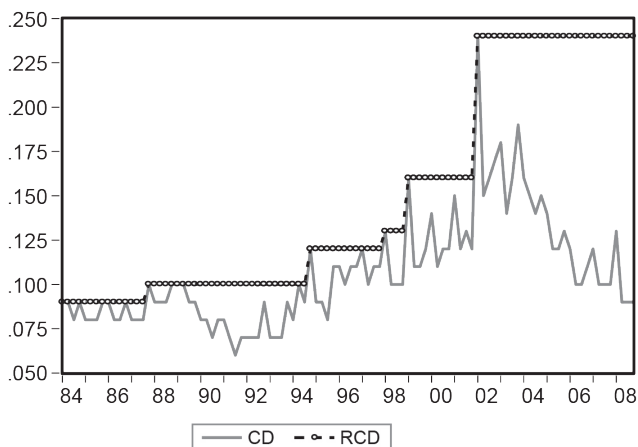
La imposibilidad de obtener información estadística sobre los servicios, productos, mejoras en las comunicaciones, etc., introducidas en el sistema bancario y financiero venezolano durante las tres últimas décadas, obligan desde el punto de vista empírico a utilizar o construir variables *proxy* que permitan simular tales fenómenos. El uso de la *razón circulante a depósitos* (CD) obedece al hecho que cuando se introducen nuevos productos financieros y/o servicios bancarios se espera que las personas tiendan a mantener menos saldos en efectivo, y por tanto, es de esperar que esta razón disminuya.

El inconveniente con la *razón circulante a depósitos* (CD), cómo se muestra en el Gráfico 1, radica en que esta se comporta como una caminata aleatoria sin tendencia alguna y este fenómeno contrasta con la realidad. Es decir, el crecimiento de las innovaciones financieras es notorio y tiende a alejarse de la caminata aleatoria. En este sentido y dado que la variedad de servicios y productos financieros ha tendido a crecer (de manera muy variada) en el tiempo, se propone la construcción de una variable que refleje ese tipo de comportamiento. En ese sentido la variable CD se usa para construir la RCD (*ratchet circulante a depósitos*), otra variable *proxy* que permita capturar esa tendencia no lineal (no sistemática) de las innovaciones financieras.

Los defensores del uso de una variable *ratchet* para medir las innovaciones financieras argumentan que cuando se introduce un nuevo producto o servicio financiero, este tiende a perdurar en el mercado y, además, en muchos casos da origen a otros productos o servicios financieros. En ese sentido el número de innovaciones financieras crece en una forma no sistemática⁵.

Para la construcción de esta nueva variable (RCD) se usa la variable CD. Así RCD toma el valor inicial de CD, pero una vez que esta aumenta de valor, entonces, la RCD también aumenta y mantiene esta tendencia hasta que la CD vuelva a alcanzar un valor aún más elevado. Si CD disminuyera por debajo del valor de RCD, esta última permanecería inalterada. Este comportamiento se conoce con el nombre de efecto *ratchet*. El Gráfico 1, a continuación, muestra el comportamiento de las variables CD y RCD para el periodo en estudio. La inspección del gráfico muestra el crecimiento no sistemático de las innovaciones financieras, representado en este caso por la variable RCD.

Gráfico 1. Razón circulante a depósitos y *Ratchet* circulante a depósitos



Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales (FMI). Cálculos propios.

5 Para una exposición más detallada del uso y construcción de esta variable, véase Kabir, M. y I. Mangla (1988). "Effects of financial innovations on the money demand function: a Canadian evidence." *Applied Economics*, 20(9): pp. 1263-1273.

Para llevar a cabo las estimaciones, y de acuerdo con las ecuaciones (4) y (7) se ha hecho necesario realizar algunas transformaciones a las series, tal como se explica a continuación:

$m1$ y $m2$: representan el logaritmo natural de la cantidad demandada de saldos reales (M/P); en otras palabras, es la diferencia entre el logaritmo de M y el logaritmo de P ($m - p$).

y : es el logaritmo del PIB real.

i : es la tasa de interés doméstica.

if : es la tasa de interés externa.

e : es el logaritmo de la tasa de cambio nominal.

de : es la tasa de depreciación de la moneda local observada en cada trimestre y medida como la diferencia del logaritmo de e , ($\Delta_4 e$).

dp : es la tasa de inflación anual observada en cada trimestre y calculada como la diferencia del logaritmo natural del IPC, ($\Delta_4 \text{IPC}$).

r : es la tasa de interés real doméstica; es decir, la tasa de interés nominal doméstica ajustada por la tasa de inflación.

CD o RCD: son las variables *proxy* utilizadas para medir las innovaciones financieras.

5.2 Análisis de integración y cointegración

Una vez realizada la transformación de las variables, el procedimiento estándar para el análisis de cointegración sugiere determinar primeramente si las series son integradas o no estacionarias (es decir, si tienen una raíz unitaria). Es importante resaltar que con el propósito de determinar si existen diferencias en el comportamiento observado de la demanda de dinero a lo largo del periodo en estudio, este se ha dividido en dos submuestras: uno que abarca los trimestres del periodo 1984:01 – 1995:04, y el otro con cobertura para 1996:01-2008:4. La evaluación de las series para determinar si tienen una raíz unitaria se realiza mediante las pruebas de Dickey-Fuller (DF), de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y de Dickey-Fuller Aumentada con Tendencia (ADFT) bajo el supuesto de que las series son estacionarias (hipótesis nula). Los resultados de la prueba de raíces unitarias se presentan en el Cuadro 1.

De acuerdo con los resultado, en todas las muestras, con excepción de la tasa de interés doméstica, i , para la muestra de 1996:01 – 2008:04, todas las variables son integradas de orden uno $I(1)$ o tienen una raíz unitaria. En otras palabras, si las series tienen una raíz unitaria significa que las series en niveles no son estacionarias, pero sus primeras diferencias si lo son.

Cuadro 1. Pruebas de raíces unitarias. x_t : series en niveles.
 Δx_t : series en primeras diferencias

Series	Muestra Completa		1984:1-1995:4		1996:1-2008:4	
	x_t	Δx_t	x_t	Δx_t	x_t	Δx_t
<i>m1</i>	-1,055	-12,632***	-2,810	-9,295***	-0,943	-3,088***
<i>m2</i>	-1,407	-3,893***	-2,143	-10,821***	-0,989	-4,356***
<i>cd</i>	-1,350	-5,950***	-1,862	-1,696*	-0,951	-10,294***
<i>rcd</i>	-2,133	-9,849***	-1,852	-2,864***	-1,851	-7,614***
<i>i</i>	-2,146	-9,385***	-3,153	-1,962**	-3,727**	-6,814***
<i>if</i>	-2,594	-9,553***	-1,115	-7,454***	-3,055	-4,496***
<i>e</i>	-1,092	-6,811***	-1,780	-1,535	-2,497	-3,719***
<i>de</i>	-2,281	-8,328***	-1,189	-3,775**	-2,042	-6,636***
<i>dp</i>	-2,651	-4,843***	-2,431	-4,938***	-2,612	-6,264***
<i>r</i>	-2,656	-8,291***	-1,349	-4,753***	-2,307	-6,764***
<i>y</i>	-2,106	-2,890**	-2,618	-1,699*	-1,648	-2,737***

Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales (FMI). Cálculos propios.

***, ** y *: son respectivamente los niveles de significación estadística al 1 %, 5 % y 10 %
=que indican el rechazo de la hipótesis nula.

Respecto a la tasa de interés nominal, *i*, la inspección gráfica revela que su comportamiento semeja más el de una caminata aleatoria que la de una serie estacionaria. En consecuencia y para efectos de la presente investigación, la tasa de interés nominal se simulará como una serie no estacionaria o integrada de orden 1, $I(1)$.

Seguidamente para la determinación del número de vectores de cointegración se aplicó la metodología de Johansen (1991 y 1995). El análisis se desarrolló para cinco de las seis variables estocásticas de la ecuación (4) y 3 variables *dummies* estacionales centradas bajo el supuesto de que las series exhiben una tendencia determinística. En cuanto a las *dummies* se supuso que no tienen efectos de largo plazo y entran en la estimación de la misma manera que entraría cualquier otra variable exógena. Se seleccionaron cuatro rezagos para cada una de las variables en el modelo VAR de acuerdo con el criterio de información de Akaike (AIC). De acuerdo con los resultados, que se muestran en el Cuadro 2, se rechaza la hipótesis nula de que no existe un vector de cointegración para m^2 ya que los estadísticos calculados para la Traza (114, 134) y el máximo valor propio (57, 714) son estadísticamente significativos al 1 %. Adicionalmente, la prueba de hipótesis sobre la existencia de más de un vector de cointegración también es rechazada. Los resultados son consistentes cuando se realiza la prueba con otras variables (véase el Anexo 1). Adicionalmente, las pruebas de causalidad de Granger que se muestran en el Anexo 2 permiten concluir que existe causalidad

bilateral entre las principales variables de la ecuación. Esto sugiere que si se desea estudiar las relaciones de corto plazo entre las variables consideradas se debe proceder con la metodología del vector de corrección de errores (VEC).⁶ Por consiguiente, se concluye que existe un vector de cointegración entre la demanda de saldos reales, el producto real, la variable *ratchet* utilizada para capturar las innovaciones financieras y las variables domésticas, y externas que miden los costos de oportunidad.

Cuadro 2. Prueba de cointegración de Johansen

Hipótesis	Valor Propio (Eigenvalue)	Prueba de la Traza		Prueba del Máximo Valor Propio (Eigenvalue)	
		Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad
Nula $r = 0$	0,470	114,13***	0,002	57,715***	0,000
$r \leq 1$	0,200	56,419	0,361	20,257	0,739
$r \leq 2$	0,143	36,163	0,388	14,046	0,819
$r \leq 3$	0,136	22,116	0,292	13,347	0,421

Niveles de significación: *** (1 %); ** (5 %). Cálculos propios.

Normalizando por $(m - p)$, la ecuación no restringida de cointegración (correspondiente a la ecuación (4) de la metodología empírica) puede escribirse de la siguiente manera:

$$(m - p) = 7,325 + 1,715y - 0,015r + 0,03dp - 0,013de - 8,569RCD \quad (8)$$

Esta primera estimación sugiere que los costos de oportunidad de mantener dinero no son tan importantes para la demanda de saldos reales como lo es el nivel del ingreso real (motivo transaccional) como pudiera ocurrir en otros países donde la semi-elasticidad de la tasa de interés es en mayor (en valor absoluto mayor). Esto significa que en Venezuela, la demanda de saldos reales tiende a ser relativamente muy inelástica cuando se compara con otros países. Con relación a la elasticidad ingreso, esta primera estimación reporta un coeficiente relativamente elevado con respecto al valor esperado desde el punto de vista teórico.

Adicionalmente, se realizaron las pruebas de cointegración para cada una de las sub-muestras para las mismas variables con un rezago y se comprobó la existencia de un vector de cointegración (ver anexos 3A y 3B) en cada una de las sub-muestras y con diferentes medidas de los saldos reales ($m1$ y $m2$). A través de las muestras se observa que la elasticidad ingreso oscila alrededor de la unidad, los signos y valores estimados para los coeficientes de las variables que miden los costos de oportunidad, aun cuando son estimados relativamente pequeños, concuerdan con sus respectivos valores esperados, en un todo de acuerdo con la teoría. No obstante, si se presta particular atención a la semi-elasticidad de la tasa de interés real se puede apreciar que la misma disminuye cuando

6 Vector Error Correction por sus siglas en inglés.

se comparan ambas muestras. Este hallazgo es contrario a la hipótesis de Gurley y Shaw (1960), pero es consistente con los resultados encontrados en la literatura. Finalmente, la variable *rcd*, aunque es estadísticamente significativa cambia de signo y valor entre las muestras. Este cambio pudiera ser explicado por las situaciones cambiantes de la economía venezolana que determinan la forma cómo las innovaciones financieras afectan la demanda de saldos reales. En resumen, se puede concluir que para cada una de las muestras para diferentes medidas de la demanda de saldos reales y diferentes medidas de los costos de oportunidad existe un vector de cointegración, y además, cada una de estas relaciones de equilibrio de largo plazo puede ser interpretada como una función de demanda de saldos reales.

Seguidamente, se procedió a verificar si la velocidad de circulación es constante, que en otras palabras requiere determinar si la elasticidad ingreso toma el valor de uno; para ello se impone la restricción sobre el coeficiente respectivo de la matriz β . Esta prueba implica la estimación de la razón de máxima verosimilitud (LR), estadístico que se distribuye asintóticamente de acuerdo con una χ^2 . El estadístico LR arrojó el valor 1,543 (prob = 0,214), indicando que la hipótesis nula de una elasticidad ingreso unitaria (o una velocidad de circulación constante) no pudo ser rechazada. Adicionalmente, y con excepción del cambio en la constante, los coeficientes estimados no sufren cambios o alteraciones significativas. Por tanto, el vector de cointegración que se corresponde con la ecuación (7) de la metodología empírica es:

$$(m - p - y) = -0,874 - 0,012r + 0,007dp - 0,015de - 6,996RCD \quad (9)$$

Con base en estos resultados se concluye que existe una relación de equilibrio de largo plazo que puede ser interpretada como una demanda de saldos reales. Es necesario destacar que esta demanda de saldos reales muestra una elasticidad ingreso que se encuentra en las proximidades de la unidad, que está inversamente relacionada con la tasa de interés real y la de depreciación de la moneda local, que se incrementa con aumentos en la tasa de inflación y que es afectada de manera significativa por las innovaciones financieras. Obsérvese que si la variable **RCD** aumenta en una unidad, entonces, la demanda de saldos reales disminuye en 8,57 unidades, de acuerdo con la ecuación (8). Una posible explicación a esta relación inversa se sugirió en la discusión teórica. En primer lugar se sugirió que el efecto de las innovaciones financieras sobre la demanda de saldos reales puede tener efectos ambiguos, y que estos efectos pudieran ser aún más ambiguos en economías caracterizadas por elevadas y persistentes tasas de inflación, carencia de objetivos claros en el diseño de la política económica, persistentes desequilibrios macroeconómicos e inestabilidad e incertidumbre política. Esta realidad ha caracterizado la economía venezolana desde mediados de los 80. En segundo lugar se sugirió que dependiendo de la naturaleza de las innovaciones financieras, específicamente, la introducción de medios de crédito y de pago electrónicos que permitieran posponer el gasto, como la tarjeta de crédito, pudieran hacer disminuir la demanda de saldos reales, primero, por

la disminución del circulante necesario para realizar las transacciones y, segundo, porque liberaría recursos que permitirían una recomposición del portafolio: aumentar la proporción de activos en moneda extranjera (menos líquidos) que produzcan una mayor rentabilidad, generando mayores niveles de consumo en el mediano y largo plazo. Tal situación pudiera afectar negativamente la demanda de saldos reales en el corto plazo, pero definitivamente tendría efectos permanentes en el largo plazo.

6. Implicaciones de política económica

La implementación y ejecución de una política monetaria activa y efectiva (expansiva o contractiva) descansa sobre la estabilidad de la demanda de dinero y de la velocidad de circulación. A partir de 1984 la economía venezolana ha transitado por diversas modificaciones de sus regímenes cambiarios que han influido notablemente sobre el comportamiento de la oferta monetaria. Durante los periodos de cambio flexible o flotante, el comportamiento de la oferta monetaria ha obedecido en mayor grado a la discrecionalidad del Banco Central para responder a diversos choques. Por ejemplo, durante los primeros años de la década de 1990 y debido a la incertidumbre generada por la crisis política creó una presión continua sobre el tipo de cambio, aún dentro de un régimen cambiario flotante.

El BCV en aras de mantener la estabilidad de la moneda ejerció una política monetaria muy activa a través de operaciones de mercado abierto como la mesa de dinero y los bonos cero-cupón. Eso le permitía mantener un relativo control del mercado cambiario y monetario. La desventaja de esta política fue que la inflación se mantuvo relativamente estable y en las proximidades del 30 % anual. Durante los periodos de cambio fijo, administrados generalmente con controles cambiarios, la oferta monetaria aumentaba endógenamente cuando PDVSA depositaba y/o vendía sus divisas al BCV. En esos periodos el BCV, para drenar liquidez, continuó utilizando la política monetaria contractiva por medio de las operaciones de mercado abierto. Probablemente, una de las causas por las cuales la inflación no aumentó más y no llegó a convertirse en una hiperinflación pudiera encontrarse en la estabilidad de la demanda de dinero. Estos fueron periodos de mucha inestabilidad, pero aun así, la economía creció.

Lo expuesto anteriormente sugiere que en Venezuela se puede utilizar la política monetaria como instrumento de estímulo o de estabilización de la economía, al menos en el corto plazo. Si la economía se encontrara, por alguna razón, en una fase recesiva del ciclo, entonces, se pudiera utilizar una política monetaria expansiva que hiciera bajar las tasas de interés, estimulando así la inversión y el consumo. El éxito de esta política en el corto y largo plazo se sustentaría en la estabilidad de la demanda de saldos reales para responder a tales choques. De igual manera, si en la fase de auge se generan presiones inflacionarias entonces una política monetaria contractiva pudiera ser utilizada para estabilizar la economía, y de esta manera, evitar un sobrecalentamiento del aparato productivo.

7. Conclusiones

Tomando en consideración el crecimiento de las innovaciones financieras, es decir, la introducción de instrumentos financieros y de nuevos medios de pago, este trabajo intenta estimar una demanda de dinero estable para Venezuela para el periodo 1984:01 – 2008:04. Para ello, se hace uso de la metodología de cointegración de Johansen para estimar una relación de equilibrio de largo plazo que pueda ser interpretada como una demanda de saldos reales estable.

La evidencia empírica muestra, en primer lugar, que el logaritmo de los saldos reales y del nivel del ingreso, la tasa de interés real, la de inflación, la de depreciación de la moneda local y las innovaciones financieras son series integradas de orden uno en sus niveles. Esto significa que las series no son estacionarias. Dado que este es un requisito indispensable para aplicar el análisis de cointegración, se procedió a realizar las pruebas respectivas. En este sentido se evidenció que existe una relación de equilibrio de largo plazo que es estadísticamente significativa, es relativamente estable y, además, puede ser interpretada como una demanda de saldos reales de largo plazo en presencia de innovaciones financieras. Adicionalmente, la prueba para determinar si efectivamente la elasticidad ingreso no es estadísticamente diferente de uno arrojó que la hipótesis nula no puede ser rechazada, permitiendo así concluir que durante el periodo estudiado la velocidad de circulación ha permanecido relativamente constante.

Finalmente, se obtuvo que las innovaciones financieras juegan y han jugado un papel muy importante en la estimación de la demanda de saldos reales en Venezuela. Se encontró evidencia de que cuando se introducen nuevos instrumentos financieros en el sistema bancario y financiero se produce una disminución en la demanda de saldos reales. Esto se produce como consecuencia de que los agentes económicos hacen una reasignación de sus recursos que afecta la composición del portafolio, y por tanto, la demanda de saldos reales. Esto es propio de economías caracterizadas por elevadas y persistentes tasas de inflación, problemas de balanza de pagos, inestabilidad en el mercado cambiario e incertidumbre económica y política.

8. Referencias

- Arize, A. C. (1990). "Effects of financial innovations on the money demand function: Evidence from Japan." *International Economic Journal*, 4(1), pp. 59-70.
- Arrau, P. y De Gregorio, J. (1993). "Financial innovations and money demand: Application to Chile and Mexico." *The Review of Economics and Statistics*, 75(3): pp. 524-530.
- Arrau, P.; J. De Gregorio; Reinhart, C.M. y Wickham, P. (1995). "The Demand for Money in Developing Countries: assessing the role of financial innovation." *Journal of Development Economics*, 46: pp. 317-340.
- Arreaza, A.; Fernandez, M.A. y Delgado, D. (2000). *La demanda de dinero en Venezuela (1984-1999)*. Banco Central de Venezuela. Series Documentos de trabajo, 28, p. 38.
- Bordo, M. D. y Jonung, L. (1987). *The Long-Run Behavior of the Velocity of Circulation: The International Evidence*. New York: Cambridge University Press.
- Bordo, M. D. y Jonung, L. (1990). "The long-run behavior of velocity: The institutional approach revisited." *Journal of Policy Modelling*, 12, pp. 165-197.
- Boughton, J. M. (1992). "International Comparisons of Money Demand." *Open Economies Review*, 3(3), pp. 323-343.
- Cartaya, V., Roo, E. y Sánchez, G. (1997). Demanda de Dinero Mensual. Banco Central de Venezuela. *Serie Documentos de Trabajo*, 6, p. 32.
- Copelman, M. (1996). *Financial Innovation and The Speed of Adjustment of Money Demand: Evidence From Bolivia, Israel, and Venezuela*. Board of Governors of the Federal Reserve System. International Finance Discussion Papers 567, p. 32.
- Chowdhury, A. R. (1989). "Financial Innovations and the Interest Elasticity of Money Demand." *Economic Letters*, 31(1), pp. 43-48.
- Gómez González, J. E. (1999). *Especificación de la demanda por dinero por innovación financiera*: Banco de la República, Borradores de Economía, 128, p. 17.
- Gurley, J. G.; Shaw, E.S. (1960). *Money in a Theory of Finance*. Washington, D.C. The Brookings Institution.
- Hafer, R. W.; Hein, S.E. (1984). "Financial Innovations and the Interest Elasticity of Money Demand: Some Historical Evidence." *Journal of Money, Credit and Banking*, 16(2), pp. 247-252.

- IMF. *International Financial Statistics in CD-ROM*. International Monetary Fund. Washington.
- Moghaddam, M. (1997). "Financial Innovations and the Interest Elasticity of Money Demand: Evidence from an Error Correction Model." *Atlantic Economic Journal* 25(2), pp. 155-163.
- Moore, G. R., R. Porter, y D. H. Small. (1990) "Modelling the Disaggregated Demand for M2 and M1: The U.S. Experience in the 1980s." en Hooper, P. Johnson, K. y Kohn, D. (Eds). *Financial Sectors in Open Economies: Empirical Analysis and Policy Issues*. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Ochs, J. y M. Rush (1983). "The persistence of interest-rate effects on the demand for currency." *Journal of Money Credit and Banking*, pp. 499-505.
- Ramoni, J. y G. Orlandoni (2000). "La demanda de dinero en Venezuela: Un análisis de cointegración (1968-1996)." *Economía*, 16, pp. 103-121.
- Siklos, P. (1993). "Income velocity and institutional change: Some new time series evidence." *Journal of Money, Credit, and Banking*, **25** (August), pp. 377-392.
- Varella, A. (2002). "The Stability of Money Demand Functions: Mexico, 1986-2002." *Revista Brasileira de Economia*, **3**(3), pp. 63-89.

Anexos

Anexo 1

Prueba de cointegración de Johansen

	Variable usada para normalizar: $m2$					
Coefficientes	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)
y	-3,373	-2,695	-3,331	-1,532	-1,715	-3,344
rcd	-8,685	-8,454	-8,750	7,883	8,569	-9,942
i						0,002
if	0,014					-0,016
e	0,644	0,598	0,632			0,645
de		0,056		0,013	0,013	
dp	0,006	0,006	0,005	-0,004	-0,003	0,004
r	0,006	0,001	0,005	0,014	0,015	
c						25,970
Traza	137,496***	197,118***	114,398***	109,361***	114,134***	168,037***
Máx. Valor Propio	53,365***	84,808***	49,824***	53,655***	57,714***	59,603***
Rezagos	2	2	2	4	4	2

$H0: r = 0$ (no existe un vector de cointegración); $H1: r \leq 1$ ($H1: r \leq 2$)

Niveles de significación: *** (1 %), ** (5 %) y * (10 %)

Modelo (1): Sin constante en el vector de cointegración y en el VAR

Modelo (2): Sin constante en el vector de cointegración

Modelo (3): Sin constante en el vector de cointegración y en el VAR

Modelo (4): Tendencia lineal determinística (en la data)

Modelo (5): Tendencia lineal determinística (en la data) y 3 *dummies* estacionales

Modelo (6): Constante en el vector de cointegración

Anexo 2

Pruebas de causalidad de Granger
Muestra: 1984Q1- 2008Q4. Rezagos 4

Hipótesis nula	Obs	F-Statistic	Prob.
LY does not Granger Cause LRM2	96	4,30538	0,0032
LRM2 does not Granger Cause LY		2,78683	0,0313
DLE does not Granger Cause LRM2	92	3,84820	0,0064
LRM2 does not Granger Cause DLE		2,66375	0,0381
RCD does not Granger Cause LRM2	96	1,93419	0,1119
LRM2 does not Granger Cause RCD		0,72946	0,5742
DP does not Granger Cause LRM2	92	1,74426	0,1480
LRM2 does not Granger Cause DP		2,39927	0,0565
RID does not Granger Cause LRM2	92	0,42863	0,7876
LRM2 does not Granger Cause RID		1,29565	0,2785
DLE does not Granger Cause LY	92	2,47803	0,0503
LY does not Granger Cause DLE		0,67106	0,6139
RCD does not Granger Cause LY	96	2,71162	0,0351
LY does not Granger Cause RCD		0,34575	0,8463
DP does not Granger Cause LY	92	1,91244	0,1160
LY does not Granger Cause DP		1,33347	0,2644
RID does not Granger Cause LY	92	2,49553	0,0490
LY does not Granger Cause RID		1,33491	0,2639
RCD does not Granger Cause DLE	92	1,65971	0,1672
DLE does not Granger Cause RCD		0,28113	0,8894
DP does not Granger Cause DLE	92	0,43541	0,7827
DLE does not Granger Cause DP		4,11693	0,0043
RID does not Granger Cause DLE	92	1,35819	0,2555
DLE does not Granger Cause RID		5,35020	0,0007
DP does not Granger Cause RCD	92	0,24189	0,9138
RCD does not Granger Cause DP		0,86704	0,4873
RID does not Granger Cause RCD	92	0,88343	0,4776
RCD does not Granger Cause RID		0,33069	0,8566
RID does not Granger Cause DP	92	0,74927	0,5613
DP does not Granger Cause RID		0,44407	0,7764

Anexo 3

Anexo 3A. Ecuación de cointegración para la sub-muestra 1984:1 – 1995:4

Coeficientes	m1‡		m2‡	
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)
<i>r</i>	-1,042	-1,016	-1,098	-1,102
<i>cd</i>	22,20		20,993	
<i>rcd</i>		12,562		13,461
<i>i</i>				
<i>if</i>				
<i>e</i>				
<i>de</i>	-0,037	-0,026	-0,040	-0,023
<i>dp</i>	0,022	0,021	0,015	0,014
<i>r</i>	0,037	0,024	0,026	0,014
<i>c</i>				
Traza	119,632***	106,35***	116,412***	124,92***
Máx. Valor Propio	62,660***	51,54***	60,205***	62,12***
Rezagos	1	1	1	1

‡: Variable utilizada para normalizar la ecuación
Niveles de significación: *** (1 %), ** (5 %)

Anexo 3B. Ecuación de cointegración para la sub-muestra 1996:1 – 2008:4

Coeficientes	m1‡		m2‡	
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)
<i>y</i>	-0,796	-0,778	-0,894	-0,894
<i>cd</i>				
<i>rcd</i>	-7,980	-7,170	-4,550	-4,550
<i>i</i>		0,017		0,022
<i>if</i>				
<i>e</i>				
<i>de</i>	0,027	0,033	0,025	0,025
<i>dp</i>	-0,008	-0,042	-0,011	-0,034
<i>r</i>	0,029		0,022	
<i>c</i>				
Traza	108,20***	110,90***	98,548***	98,55***
Máx. Valor Propio	44,017***	48,06***	39,032**	39,032***
Rezagos	1	1	1	1

‡: Variable utilizada para normalizar la ecuación
Niveles de significación: *** (1 %), ** (5 %)

