



UNIVERSIDAD
DE LA REPÚBLICA
URUGUAY

 **Ciencias Sociales**

UNIVERSIDAD DE LA REPUBLICA
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES - DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Tesis para obtención del título de magister en economía internacional

Agregados monetarios Divisia y demanda de dinero en Uruguay

José Ignacio González Giangrossi

Tutor José Mourelle

Master of Arts en Economía, Université catholique de Louvain, Bélgica
Profesor adjunto (Grado 3) de economía monetaria, FCEyA, UdelaR, Uruguay.

**Montevideo – Uruguay
2016**

Página de aprobación

Autor José Ignacio González

Tutor José Mourelle

Tribunal

A determinar

A determinar

A determinar

Nota de aprobación

Fecha

Agradecimientos

Deseo agradecer a todas las personas que de alguna manera colaboraron para que este trabajo llegara a su fin.

Al inicio del trabajo colegas del Banco Central de Polonia y Banco Central de Israel motivaron respondiendo preguntas sobre sus publicaciones, luego el profesor Barnett incentivó la realización de este trabajo buscando aumentar la cantidad de países que cuentan con agregados monetarios Divisia.

En la elaboración del trabajo varios colegas del Banco Central del Uruguay me aportaron datos, comentarios y sugerencias a lo largo de los doce meses que llevó esta investigación. Algunos de ellos son Adriana Induni, Silvia Cabrera, Patricia Carballo y Conrado Brum.

Especial agradecimiento a mi tutor José Mourelle por haberse embarcado en este proyecto.

RESUMEN

En este trabajo se construyeron agregados monetarios Divisia para Uruguay en el periodo 1998.12- 2015.06 y se lo comparó con los agregados monetarios tradicionales. Las diferencias encontradas van en aumento a medida que se amplían los agregados, siendo muy pequeñas para M1' pero muy significativas para el caso de M2+títulos. Posteriormente, estas medidas se incorporaron en una función de demanda de dinero y utilizando un modelo de corrección de errores se examinó la dinámica de corto plazo, encontrándose un rápido ajuste al desvío de largo plazo, y en los modelos con Divisia una semi-elasticidad al costo de oportunidad del dinero más alta. De los seis candidatos, el modelo con Divisia M2 es el que presenta un mejor ajuste y con el cual resulta adecuado hacer el seguimiento de la demanda de dinero y complementar el análisis de la política monetaria.

ABSTRACT

In this paper Divisia monetary aggregates were built for Uruguay in the period 1998.Q4-2015Q2 and compared with traditional monetary aggregates. The difference increases in broader aggregates, being very small for M1 but significant for the case of M2 + bonds. Then these measures were incorporated into a money demand function and using error correction models short-run dynamics was examined, finding a quick adjustment towards long run equilibrium and with Divisia models a higher semi-elasticity for the opportunity cost of money. Over the six candidates, Divisia M2 model perform better and is the appropriate measure to track money demand and complement monetary policy analysis.

PALABRAS CLAVE: Agregados monetarios, índices Divisia, demanda de dinero, cointegración, Uruguay

KEYWORDS: Monetary aggregates, Divisia index, money demand, cointegration, Uruguay

JEL: C22, C52, E41, E51, N16

Contenido

1. Introducción	1
2. Teoría de la agregación monetaria	3
2.1. Historia y fundamentos	3
2.2. La función de utilidad	4
2.3. El índice Divisia.....	6
3. Agregados monetarios Divisia para Uruguay	8
3.1. Descripción de los datos y metodología para Uruguay	8
3.2. Comparación de Agregados Divisia con Agregados Simples	10
3.3. Costos de uso.....	15
4. Demanda de dinero. Divisia vs Suma simple.....	16
4.1. Fundamentos y antecedentes.....	16
4.2. Especificación y datos.....	17
4.3. Estimación.....	18
4.3.1. Grado de integración	18
4.3.2. Análisis de integración	19
4.3.3. Modelo de largo plazo.....	21
4.3.4. Modelo de corto plazo.....	23
4.3.5. Evaluación de los modelos de corto plazo	25
5. Conclusiones	28
Bibliografía	29
ANEXO.....	32
A.1 Índices Divisia M1, Divisia M2 y Divisia M2T.....	32
A.2 Vector cointegrador normalizado.....	34

1. Introducción

La mayoría de los países utiliza como definición de dinero y para el seguimiento de la política monetaria agregados monetarios convencionales contruidos mediante la suma simple de sus componentes, y Uruguay no es la excepción. Esta definición implícitamente asume que todos los componentes del agregado son perfectos sustitutos entre sí brindando el mismo grado de dinerabilidad, lo cual resulta inconsistente con la teoría microeconómica de decisión del consumidor. Debido a esto se considera que los agregados de suma simple no permiten medir adecuadamente los servicios monetarios que brindan los distintos activos financieros.

Este problema no se encuentra presente en los agregados monetarios ponderados, o agregados monetarios Divisia, originalmente propuestos por Barnett (1980), en los cuales se le asignan pesos distintos a cada componente del agregado según su grado de dinerabilidad o liquidez. De esta manera los activos que comúnmente se usan más para transacciones y pagan una menor tasa de interés (o directamente no pagan) tienen un mayor costo de oportunidad y se les asigna un mayor peso. Del otro lado están los activos usados mayormente con motivo ahorro lo cuales tienen un menor costo de oportunidad y tienen un menor ponderador adentro del agregado, acorde a su menor grado de dinerabilidad. Es así que este agregado logra captar mejor los cambios en la demanda por activos con distinto grado de dinerabilidad, lo cual adquiere mayor relevancia en los años recientes gracias a que los cambios tecnológicos permiten trasladarse con mayor facilidad de un activo a otro.

Varios trabajos sugieren que las conclusiones empíricas sobre cuestiones tales como la elasticidad de la tasa de interés y producto en la demanda de dinero, y la neutralidad del dinero en el largo plazo pueden ser sensibles a la elección del agregado monetario. En otras palabras, las conclusiones empíricas pueden diferir cuando el dinero se mide usando agregados Divisia o agregados monetarios tradicionales, véase Barnett, Offenbacher y Spindt (1984), Barnett, Fisher y Serletis (1992), Belongia (1996), Puah et al (2006), Kelly et al (2010) y Tang et al (2013). Incluso Barnett y Chauvet (2011) argumentan que la política monetaria seguida por Estados Unidos en los últimos años pudo haber sido más expansiva de lo deseado al medirla correctamente.

Es por eso que este trabajo se propone construir agregados monetarios Divisia para Uruguay y utilizar un modelo tradicional de demanda de dinero para comparar su performance respecto a los agregados clásicos que actualmente publica el BCU.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se detalla la historia, fundamentos teóricos y se presenta el índice Divisia que será utilizado en este trabajo. En la sección 3 se describe en detalle los datos y la metodología para la elaboración de agregados monetarios Divisia para el periodo 1998.12 – 2015.06, y se presentan los resultados en comparación a los agregados tradicionales ya publicados. En la sección 4 se ajusta un modelo de corrección de errores para la demanda de dinero buscando determinar cuál de los agregados construidos presenta un mejor ajuste y podría ser un candidato para un mejor seguimiento de la política monetaria. Finalmente las principales conclusiones se presentan en la sección 5.

2. Teoría de la agregación monetaria

2.1. Historia y fundamentos

Los métodos tradicionales de agregación monetaria, también conocidos como de suma simple, son utilizados por la mayoría de los bancos centrales para construir los agregados monetarios como M1 y M2 que se basan en una agrupación arbitraria de los activos financieros en donde los distintos componentes se suman para crear un valor total de la oferta de dinero. Así todos los activos se registran con el supuesto de que los componentes tienen un peso igual a la unidad, lo que lleva implícito la noción de que los componentes son perfectamente sustituibles entre sí. Esto significa que la sustitución de un componente por otro en el agregado no haría ninguna diferencia en la medida global, lo que les ha llevado varias críticas a nivel teórico.

Friedman y Schwartz (1970) argumentan que es poco probable que se pueda construir un agregado monetario apropiado simplemente sumando componentes ya que estos no son idénticos en sus atributos monetarios. A su vez la rápida liberalización financiera y las innovaciones que surgieron en los últimos años hacen que estos atributos sean aún más distintos.

Barnett (1980) fue de los primeros en criticar duramente los agregados monetarios de suma simple en los que no se tiene en cuenta el peso de los componentes. Las críticas generalizadas siguieron a lo largo de la década de 1980 y principios de 1990. La noción de sustituibilidad perfecta entre los distintos componentes se consideró como una falla en el método de agregación siendo una manera inapropiada para medir los activos financieros para obtener una oferta de dinero. (Fisher y Fleissig, 1995).

La idea de que los activos resulten perfectamente sustituibles también se consideró incompatible con las teorías de la función utilidad y números índice. El supuesto de perfecta sustituibilidad se señaló como incompatible con la teoría microeconómica de la demanda. (Dahalan et al., 2005).

Los agregados monetarios Divisia surgieron como una alternativa a los de suma simple a través de los trabajos pioneros de Barnett (1978, 1980), quien propuso su nombre en honor

a François Divisia, y abogó por el uso de índices encadenados para construir una medida de dinero ponderado.

Tanto la teoría microeconómica de agregación y la teoría de números índices superlativos desarrollados por Diewert (1976) fueron la base de los índices Divisia y los agregados monetarios ponderados. El índice Divisia y el método de agregación monetaria tienen el objetivo de medir el flujo de servicios monetarios obtenidos a partir de una serie de activos monetarios no perfectamente sustituibles entre sí (Elger et al., 2006).

Actualmente solo cuatro bancos centrales publican agregados monetarios Divisia, ellos son el Bank of England, Federal Reserve Bank of St. Louis, Bank of Israel y National Bank of Poland, mientras que otros lo tienen disponible para uso interno. A su vez se registran trabajos para más de 40 países en donde se construyen estos agregados¹.

Al analizar la demanda de dinero, no debe perderse de vista que por detrás está la conducta de los agentes que por algún motivo utilizan el dinero, sea como medio de pago, reserva de valor o unidad de cuenta. Por eso resulta fundamental determinar la forma en como estos agentes toman sus decisiones para luego establecer una relación de demanda, para lo cual resulta necesario analizar la teoría del consumidor.

2.2. La función de utilidad

“La teoría microeconómica demuestra que cuando los tomadores de decisiones (consumidores o firmas) racionales están asignando recursos entre activos que son sustitutos perfectos terminan eligiendo soluciones de esquina. Por lo tanto, los agregados de suma simple sólo son consistentes con la teoría microeconómica en el caso en que los tomadores de decisiones tengan sólo un activo monetario”. (Anderson, Jones & Nesmith 1997b, pág. 3)

Los agregados Divisia se basan en modelos de toma de decisiones microeconómicas que no hacen supuestos sobre las elasticidades de sustitución entre activos los monetarios.

Siguiendo a Barnett & Chauvet (2011) una forma simple de representarlo es con una función de utilidad del consumidor al estilo neoclásico, en el cual es tomador de precios².

¹ En <http://www.centerforfinancialstability.org> se puede encontrar una larga lista de publicaciones.

² Anderson, Jones & Nesmith (1997c) desarrollan una versión intertemporal del modelo con activos monetarios y reales, en el cual demuestran que se obtiene el mismo resultado.

Se define el vector de saldos reales en activos monetarios en el periodo t ; $m_t = (m_{1t}, m_{2t}, \dots, m_{nt})$ y el vector de rendimiento nominal de dichos activos $r_t = (r_{1t}, r_{2t}, \dots, r_{nt})$. R_t se define como el rendimiento de un activo de referencia o *benchmark* libre de riesgo el cual es usado puramente para invertir y transferir riqueza de un periodo a otro, no brindando ningún servicio monetario. Y_t es el gasto total del hogar en activos monetarios.

El consumidor maximiza la función de utilidad:

$$\text{Máx } \mu(m_{1t}, m_{2t}, \dots, m_{nt}) \quad (1)$$

Sujeto a la restricción presupuestal: $\sum_{i=1}^n \pi_{it} m_{it} = Y_t$

En donde $\pi_t = (\pi_{1t}, \pi_{2t}, \dots, \pi_{nt})$ es el vector de costo real de oportunidad de los activos monetarios m_t .

El costo real de oportunidad del activo monetario i se define como:

$$\pi_{it} = \frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t} \quad (2)$$

lo cual es el interés descontado no percibido por el hogar como resultado de la elección de mantener dicho activo, el cual surge de la diferencia entre la tasa de retorno del activo *benchmark* R_t y el propio rendimiento del activo monetario r_{it} .

Con el supuesto habitual de que la función de utilidad es estrictamente cóncava y monótona creciente, y siendo $m_t^* = (m_{1t}^*, m_{2t}^*, \dots, m_{nt}^*)$ la solución al problema de maximización anterior en donde el consumidor selecciona las existencias reales de los activos monetarios m_i que proporcionarán las mayores cantidades posibles de servicios monetarios, el agregado monetario exacto de la teoría económica es el nivel de utilidad asociado a dicha tenencia, y por lo tanto es el valor óptimo de la función objetivo:

$$M_t = \mu(m_t^*) \quad (3)$$

Pero incluso con este resultado, permanece una dificultad: la forma funcional específica del agregado monetario depende de la función de utilidad del consumidor la cual es desconocida.

2.3. El índice Divisia

Gracias a los avances teóricos de Diewert (1976) y Barnett (1980), el agregado monetario M_t puede aproximarse de manera exacta por un número índice estadístico sin necesidad de estimar la función desconocida μ .

Los números índices estadísticos son aproximaciones a las funciones de agregación que no contienen parámetros desconocidos, sino que utilizan los datos observados de precios y cantidades para su construcción. Un número índice estadístico se dice que es exacto para una función de agregación si hace el seguimiento de la misma sin error.

El índice de cantidades Divisia resulta exacto³ para medir la cantidad de agregados monetarios en tiempo continuo, $M_t = \mu(m_t^*)$ y se define para activos monetarios según la ecuación diferencial:

$$\frac{d \ln(M_t)}{dt} = \sum_{i=1}^n S_{it} \frac{d \ln(m_{it}^*)}{dt} \quad (4)$$

En donde la participación en el gasto total de cada activo i en el óptimo se define como:

$$S_{it} = \frac{m_{it}^* \pi_{it}}{\sum_{i=1}^n m_{it}^* \pi_{it}} \quad (5)$$

Esta ecuación diferencial (4) indica la tasa de crecimiento del índice de cantidades Divisia, y es una consecuencia directa de la teoría económica.

Del dual al programa de maximización surge el costo de uso del agregado, $\Pi_t = (\pi_t)$ que puede seguirse de manera exacta con el índice de precios Divisia, según la ecuación diferencial:

$$\frac{d \ln(\Pi_t)}{dt} = \sum_{i=1}^n S_{it} \frac{d \ln(\pi_t)}{dt} \quad (6)$$

Aunque bajo los supuestos neoclásicos habituales el índice de cantidades Divisia es exacto para agregados monetarios en tiempo continuo, en tiempo discreto no hay un número índice que resulte exacto para funciones de agregados arbitrarios. Diewert (1976) demostró

³ Una demostración de esto puede encontrarse en Anderson, Jones & Nesmith (1997c) pág. 20

que existe una clase de números índices, que llamó superlativos, que son exactos para formas funcionales flexibles y pueden proporcionar aproximaciones de segundo orden a funciones de agregación arbitrarias desconocidas en tiempo discreto.

Un índice superlativo ampliamente utilizado es la aproximación discreta de Törnqvist-Theil al índice continuo de cantidades Divisia, el cual Diewert (1976) demostró que es exacto para la transformación logarítmica y permite seguir al verdadero e inobservable agregado monetario sin error hasta el segundo orden. El mismo se define en tasas de crecimiento (cambio logarítmico) para agregados monetarios como:

$$\Delta \ln(M_t^{TT}) = \sum_{i=1}^n \bar{s}_{it} \Delta \ln(m_{it}^*) \quad (7)$$

Con $\bar{s}_{i,t} = \frac{1}{2}(s_{it} + s_{i,t-1})$ siendo el gasto promedio en el activo i en el periodo actual e inmediato anterior.⁴

De esta manera la ecuación (7) es lo que simplemente se llama índice Divisia, y como puede observarse su tasa de crecimiento es el promedio ponderado por la participación de las tasas de crecimiento de sus componentes.

Esta ecuación indica el índice de agregados monetarios Divisia que será utilizado en este trabajo, siendo m_{it}^* los respectivos componentes observados de cada agregado.

⁴ Esto se debe a que es un índice encadenado, lo que permite una mejor aproximación de segundo orden, dado que los cambios en periodos adyacentes son menores a los cambios respecto al periodo base.

3. Agregados monetarios Divisia para Uruguay

3.1. Descripción de los datos y metodología para Uruguay

La fuente de datos para este trabajo son las publicaciones del Banco Central del Uruguay, en particular la publicación “*Principales agregados monetarios*” la cual presenta datos mensuales fin de mes a partir de dic-1998 desagregado en los principales componentes.

A fin de permitir una adecuada comparabilidad lo agregados monetarios Divisia que se construirán respetan ese mismo formato de agregación.

De esta manera el agregado M1' y su correspondiente agregado Divisia (DM1) incluye el circulante fuera del sistema bancario, los depósitos a la vista en cuenta corriente (MN) y los depósitos en caja de ahorro (MN)⁵.

El agregado M2 y su correspondiente (DM2) suma al anterior los depósitos a plazo (MN) y certificados de depósito (MN). Se optó por no utilizar el agregado M2' dado que posterior a la crisis de 2002 el BHU no permite abrir más cuentas en el formato ahorro previo en unidades reajustables, y por lo tanto en la mayor parte del periodo de estudio los consumidores no podrían haber elegido dicha opción de ahorro.

El agregado M2+títulos no está publicado por el BCU, pero se construye sumando al M2 la tenencia de títulos públicos en MN y UI de residentes excluyendo la tenencia en poder de instituciones bancarias como cartera propia. Su correspondiente Divisia es DM2T. Previo al abandono del régimen de tipo de cambio fijo a mediados del año 2002 prácticamente no se registraban emisiones en moneda nacional, por lo que hasta ene-2003 M2 y M2+títulos son los mismos.

Para la construcción de cada agregado Divisia se sigue la formula (7), en donde M_t^{TT} será DM1, DM2 o DM2T según cual se esté calculando, con sus respectivos componentes m_{it}^* .

Para calcular el costo de oportunidad es necesario encontrar un activo *benchmark*, el cual es un activo libre de riesgo que no brinda servicios monetarios o transaccionales y es utilizado solamente para transferir riqueza de un periodo a otro. Encontrar dicho activo en

⁵ Al igual que en la publicación del BCU por moneda nacional se entiende pesos uruguayos y unidades indexadas expresadas en pesos uruguayos.

la realidad no es tarea sencilla pero dado que los consumidores optimizan su portafolio en cada periodo es aceptable que dicho activo cambie a lo largo del tiempo, es por eso que se sigue la misma estrategia de las publicaciones Divisia de Bank of England y Federal Reserve Bank of St. Louis las cuales utilizan un enfoque envolvente de manera tal que la tasa más alta entre los activos que componen el agregado más amplio en cada momento sirve como la tasa de referencia.

Con esto para Uruguay R_t será la máxima tasa pagada por alguno de los componentes que integran el agregado M2+títulos y que tienen una tasa distinta a cero.

$$R_t = \text{Tasa máx (Caja de ahorro, Depósitos a plazo, Títulos)} \quad (8)$$

Respecto al rendimiento de cada activo, el circulante en poder del público es visto como dinero totalmente transaccional y por lo tanto se le asigna una tasa cero.

A los depósitos en cuenta corriente también se le asigna una tasa cero dado que es lo habitual en Uruguay. La Superintendencia del BCU no publica estos datos pero la información procesada internamente indica que esta tasa tiende a cero, a no ser en contadas excepciones en donde dicha tasa fue distorsionada por operaciones que no se consideran de mercado.

La tasa de las cajas de ahorros tampoco es publicada por la Superintendencia del BCU pero se encuentra disponible internamente y por lo tanto fue utilizada. Sus valores tienden a cero en los últimos años en la medida que estas son usadas cada vez más con motivo transacción.

La tasa de los depósitos a plazo es la publicada por la Superintendencia del BCU. A pesar de que de manera creciente estos depósitos incluyen depósitos en UI, dicha desagregación no es publicada y por lo tanto su rendimiento fue tratado como si estuvieran en pesos.

La tasa de los títulos es la promedio mensual en pesos para cada uno de los plazos de los títulos. Se utilizaron datos internos pero los mismos pueden replicarse con información de las bolsas de valores. Los títulos nominados en UI se los trató con la misma tasa en pesos, dado que en el mercado existe cierto arbitraje estable entre las tasas de los títulos en pesos y en UI, y asumiendo que si la inflación que espera el mercado resulta ser la efectiva el rendimiento de ambos debería ser muy similar.

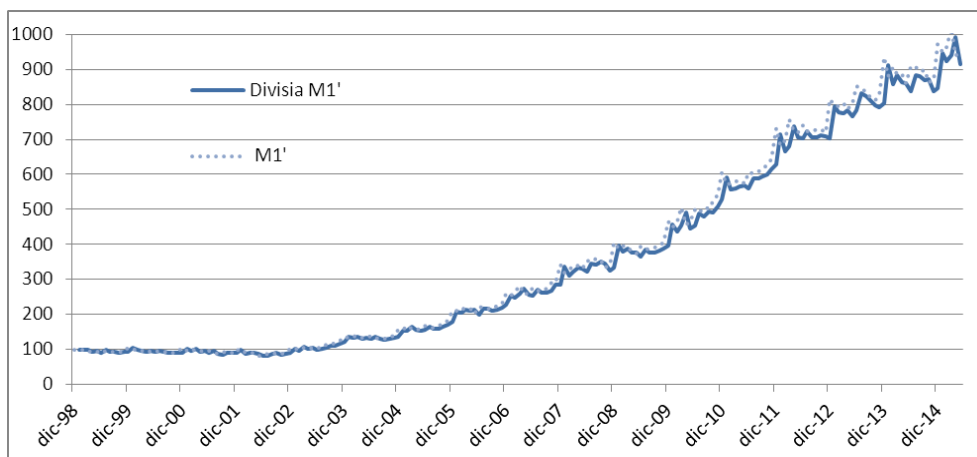
Es así que de acuerdo a los datos procesados, la tasa de referencia R_t termina siendo la máxima tasa pagada por los depósitos a plazo entre dic-98 y dic-02, y desde ene-03 en casi todos los casos es la máxima tasa pagada por los títulos en pesos. Dado el enfoque envolvente utilizado la misma puede cambiar todos los meses según en qué plazo se encuentre la tasa máxima, siendo lo habitual cuando la curva de rendimientos tiene pendiente positiva que sea el plazo más largo.

3.2. Comparación de Agregados Divisia con Agregados Simples

A los efectos de una correcta comparación se normalizaron en base 100 al inicio del periodo de estudio, siempre trabajando en términos nominales dado que es la forma en que el BCU publica sus datos.

Gráfico 1

Divisia M1 y M1' (Índices base Dic-1998=100)



Como era esperable el comportamiento de los indicadores más líquidos no difiere sustancialmente a lo largo del periodo, encontrándose DM1 unos puntos por debajo de su contraparte de suma simple. La explicación a esto se encuentra en que tanto el circulante en poder del público como los depósitos en cuenta corriente no pagan intereses, mientras que las cajas de ahorro lo hacen de manera mínima, de esta manera el costo de oportunidad

es muy parecido en los tres componentes, haciendo que los ponderadores de participación en el total no difieran sustancialmente entre los dos indicadores.

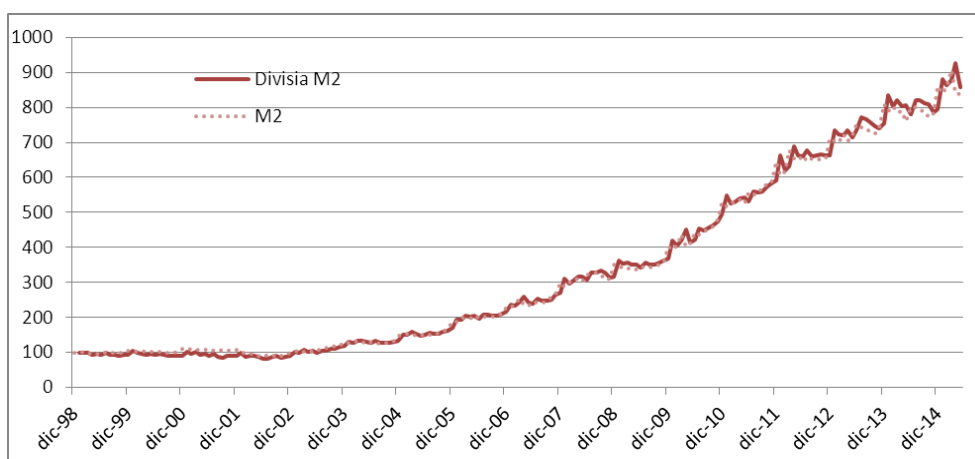
Otros trabajos, Dahalan et al (2005), Khainga (2014) asumen que aunque no se pague un interés explícito las cuentas corrientes tienen un retorno gracias al uso de cheques, tarjetas de débito, etc. y le asignan una tasa implícita siguiendo la propuesta de Klein (1974) $R_{CC} = (1-R/D)*R_p$ en donde R_{CC} es la tasa implícita calculada, R/D es el ratio reservas bancarias sobre depósitos, y R_p es la tasa promedio de los préstamos. Este cálculo se hizo para Uruguay pero el resultado es una tasa que supera la tasa de los depósitos a plazo lo cual no tiene sentido económico y por lo tanto se descartó esa posibilidad.

Dos antecedentes de Uruguay ya habían dado cuenta de esta situación para periodos anteriores al considerado aquí. Della Mea (1990) aunque no detalla los cálculos realizados ni muestra datos comparativos, menciona que ambas medidas muestran un comportamiento análogo.

Licandro (1992), con datos de 1985 a 1991 tampoco encuentra diferencias para el caso de M1, explicando que seguramente los agentes utilicen este agregado solo con motivo transacción. Para M2 sucede lo mismo, salvo en el año 1987 donde se aprecian algunas diferencias. Para el agregado M3 que incluye moneda extranjera considera que los resultados del índice no son buenos dado que el comportamiento del mismo resultó completamente diferente al que cabía esperar.

Gráfico 2

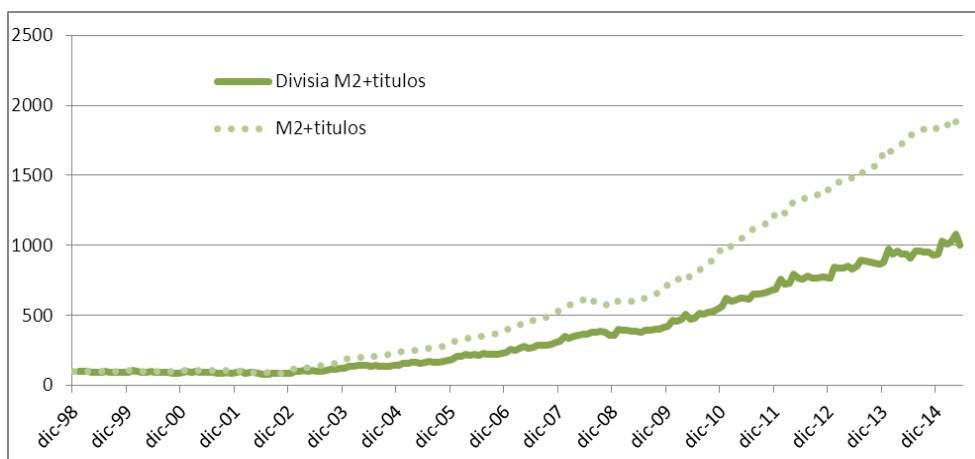
Divisia M2 y M2 (Índices base Dic-1998=100)



En el caso de DM2 y M2 suma simple nuevamente las diferencias son muy pequeñas, pero en este caso es M2 simple el que se encuentra unos puntos por debajo de Divisia. La explicación aquí es la evolución que tuvieron los depósitos a plazo, lo cuales crecieron a una tasa menor que el resto de los componentes, lo que implicó que su participación dentro de M2 se redujo de 27% al inicio a 18% al final de la serie. Seguramente las bajas tasas de interés pagadas por los depósitos a plazo en los últimos años hicieron que los agentes transfirieran su riqueza a activos más líquidos dado que no encontraban una compensación adecuada por la pérdida de liquidez. En la medida que su costo de oportunidad es menor que el resto de los componentes (estos depósitos reciben interés durante todo el periodo lo cual está asociado a su menor grado de dinerabilidad), esto implicó que Divisia M2 creciera algo más que M2 simple.

Gráfico 3

Divisia M2T y M2+títulos (Índices base Dic-1998=100)



Finalmente es en el agregado más amplio donde las diferencias resultan notorias a partir de la incorporación⁶ de los títulos en enero 2003, cuando ambas series comienzan a separarse

⁶ Se demuestra que el índice Divisia (en realidad es una característica de Törnqvist-Theil) no resulta bien definido cuando se incorpora un nuevo activo. A diferencia del caso de suma simple en donde no se requieren cambios aunque la serie puede presentar un salto, el segundo momento de Divisia resulta indefinido (al estar basado en cambios logarítmicos, la tasa de crecimiento sería infinito al incorporar un

con DM2T creciendo notoriamente más lento que el agregado de suma simple. La colocación de letras de regulación monetaria y de títulos del gobierno central en el mercado local se hace creciente durante el periodo, dando a los agentes una opción de inversión que antes no tenían.

Es en este agregado en donde las virtudes de Divisia se destacan para el caso uruguayo, en la medida que los títulos tienen un grado de dinerabilidad claramente menor que los demás componentes, su costo de oportunidad es menor y por lo tanto tienen un menor peso a la hora de contribuir al crecimiento del índice. A diferencia de M2+títulos suma simple que agrega los componentes asumiendo que son perfectos sustitutos, Divisia recoge las diferencias entre ellos dándole mayor ponderación a los que tienen mayor grado de dinerabilidad.

Finalmente el cuadro 1 y el gráfico 4 se muestran las variaciones interanuales y algunas estadísticas resumen de los indicadores, en donde se comprueba lo mencionado en los párrafos anteriores, los índices que más difieren entre sí son DM2T y M2T.

A su vez puede destacarse que las mayores diferencias en las variaciones se presentan en los momentos de mayor incertidumbre económica, en línea con lo encontrado por Barnett & Chauvet (2011) para la economía norteamericana, indicando que es en estos momentos en donde se le debe prestar especial atención a los agregados Divisia.

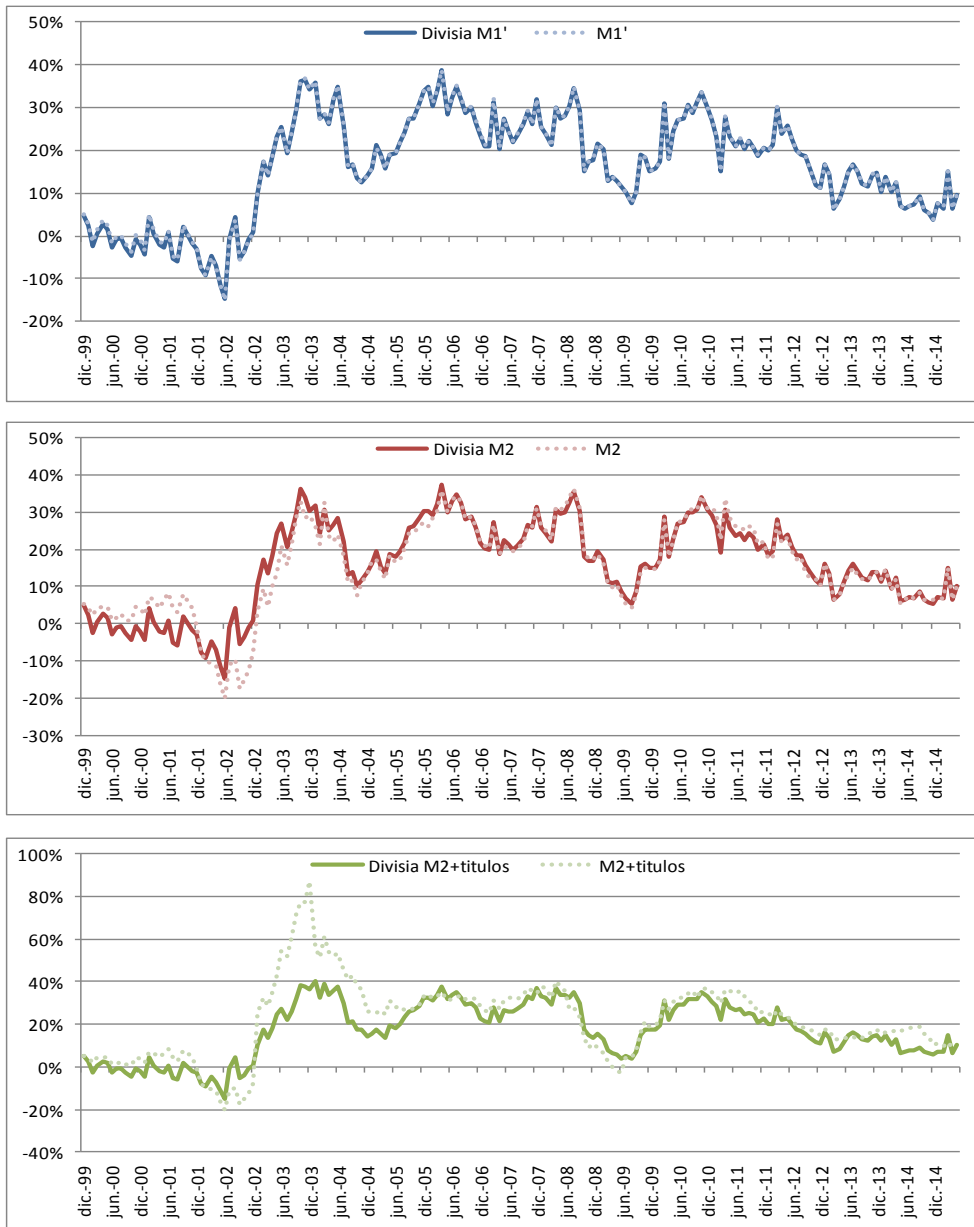
Cuadro 1

Estadísticas resumen de los índices

	DM1	M1'	DM2	M2	DM2T	M2T
Crec. Anual Promedio	16,3%	16,4%	15,7%	15,3%	17,0%	22,0%
Desvío estándar	12,0%	12,0%	11,8%	11,9%	13,1%	18,1%
Correlación	99,96%		95,47%		87,57%	

nuevo activo). Es así que siguiendo a Anderson, Jones & Nesmith (1997c) en ene-03 se corrige el índice Divisia utilizando el índice ideal de Fisher, lo cual es la metodología habitual en esta materia.

Gráfico 4
 Tasas de crecimiento interanual
 Índices Divisia y suma simple



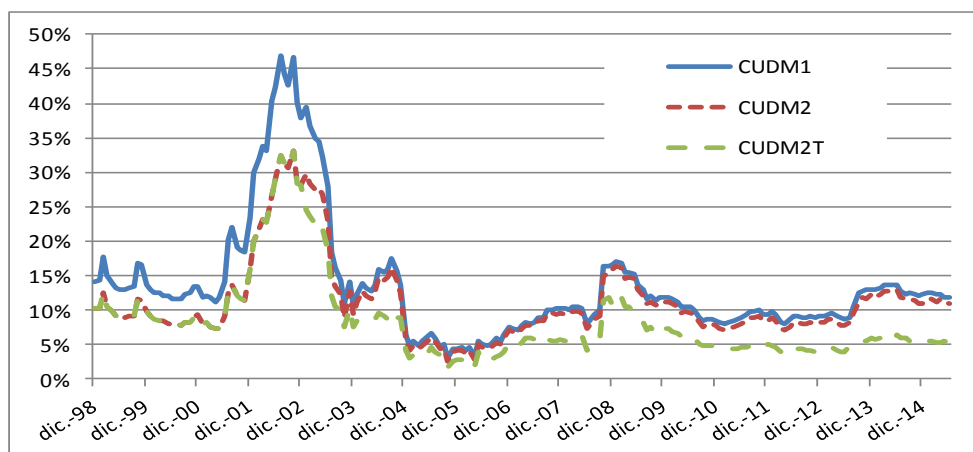
3.3. Costos de uso

Naturalmente cada componente del agregado tendrá su respectivo costo de uso, el cual depende de la tasa *benchmark* y de la tasa rendimiento del propio componente, y por lo tanto mide el costo de oportunidad. Los componentes más transaccionales o más líquidos tendrán un rendimiento más bajo dado que habitualmente no reciben ningún tipo de compensación o la misma es muy baja, haciendo que el costo de oportunidad sea más alto.

De esta manera es esperable que el agregado monetario que tenga mayor participación de activos transaccionales sea el que tenga el mayor costo de oportunidad, lo cual puede observarse en el gráfico 5.

Gráfico 5

Costos de uso de los índices Divisia



Durante todo el periodo el costo de uso de DM1 es el más alto, pasando a estar más cercano a CUDM2 posterior a la crisis 2002. CUDM2T se encuentra un escalón más abajo particularmente desde el año 2008, asociado al mayor rendimiento que tuvieron los títulos en ese periodo en comparación a los depósitos.

En los tres casos, los movimientos de las variables reflejan los movimientos de las tasas de interés registrados en Uruguay asociados a episodios ya conocidos como ser crisis financiera del 2002, crisis financiera internacional en 2008, y el abandono de la tasa de interés como instrumento de la política monetaria a mediados de 2013.

4. Demanda de dinero. Divisia vs Suma simple

4.1. Fundamentos y antecedentes

En los últimos años Uruguay ha llevado adelante un régimen de metas de inflación, ya sea utilizando la tasa de interés como instrumento o los agregados monetarios como se hace actualmente, pero de acuerdo a la teoría económica los mecanismos de transmisión son los mismos. Por esta razón, antes de tomar cualquier decisión sobre la cantidad de dinero que se suministrará al mercado, el banco central necesita saber acerca de la cantidad de dinero demandada por la economía.

Mediante la estimación de una ecuación de demanda de dinero, la autoridad monetaria puede obtener información útil sobre que agregado monetario resulta más adecuado para hacer el seguimiento de la política monetaria, en el caso particular de este trabajo innovando a partir de las nuevas medidas de dinero construidas y su costo de oportunidad.

Dentro de los antecedentes más cercanos y relevantes para este trabajo se encuentra el de Bucacos y Licandro (2002) cuya estimación de demanda de dinero ajustada con un modelo de corrección de errores comenzó a ser utilizada como referencia en el régimen de agregados monetarios vigente en aquella época. Bucacos (2005) realizó mejoras al trabajo anterior con un modelo de cointegración periódica.

La actual referencia utilizada por el BCU es el trabajo de Brum, Bucacos y Carballo (2011) en donde ajustan un modelo para la demanda de dinero que, a los factores explicativos tradicionales, incorpora una variable que mide la volatilidad relativa de los rendimientos reales de un activo sustituto -nominado en dólares y de renta fija- y del propio dinero. A partir de la relación de cointegración encontrada especifican un modelo de corrección de errores que cumple con los requisitos habituales de estabilidad.

4.2. Especificación y datos

Una función estándar de demanda de dinero relaciona la cantidad demandada de dinero con un set de variables macroeconómicas fundamentales, siendo las más relevantes una variable de escala que mide el ingreso (PBI) y una variable de costo de oportunidad del dinero (tasa de interés o diferencia de tasas entre rendimiento de un activo alternativo y el rendimiento del propio dinero).

Es así que siguiendo los antecedentes nacionales consultados y atento a que el propósito de este trabajo es indagar sobre la información relevante que aportan los agregados monetarios Divisia, se trabajará con una función de demanda real de dinero que parte de la siguiente forma:

$$\ln \frac{M_t^d}{P_t} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 i_t + \epsilon_t \quad (9)$$

En donde M_t^d será según corresponda M1, M2, M2T, DM1, DM2, DM2T, los cuales son deflactados⁷ usando el índice de precios al consumo para obtener la variables reales.

y_t es el PIB Índice de volumen físico base 2005 empalmado que publica el BCU.

i_t es el costo de oportunidad de dinero. Para DM1, DM2 y DM2T surge de la ecuación (6) y su evolución fue presentada en el gráfico 4, mientras que para los agregados suma simple se mide como la tasa *benchmark* R_t menos la tasa de retorno de M1, M2 y M2T respectivamente, lo que equivale a una media ponderada de los rendimientos de los componentes del agregado monetario (Herrmann, Reimers, y Toedter, 2000).

ϵ_t es el residuo de la ecuación.

⁷ (Anderson, Jones & Nesmith 1997a, Pag.10) demuestran y afirman “Por lo tanto, podemos producir el índice de servicios monetarios de Törnqvist-Theil real mediante la agregación sobre las existencias nominales para producir el índice de servicios monetarios de Törnqvist-Theil nominal y luego deflactar este agregado”. De aquí en adelante las referidas variables ya pasan a estar expresadas en términos reales.

Naturalmente de acuerdo a la teoría económica es esperable $\beta_1 > 0$ dado que la necesidad de saldos reales aumenta cuando se incrementa la actividad económica y $\beta_2 < 0$ dado que la demanda por un activo disminuye cuando se incrementa su costo. De encontrarse alguna contradicción con los signos esperados sería indicio de una incorrecta especificación.

El periodo de estudio es el mismo para el cual se construyeron los agregados Divisia, 1998Q4 -2015Q2, se hizo el promedio trimestral a los datos mensuales, por lo que se tiene 67 observaciones⁸.

4.3. Estimación

La estrategia de estimación consiste en analizar la presencia de una relación de largo plazo entre la demanda real de dinero y sus determinantes para lo que se usa el test de cointegración de Johansen-Juselius (Johansen, 1988; Johansen y Juselius, 1990); luego se aplica el método de Engle y Granger (1987) en dos etapas para analizar la dinámica de corto plazo mediante un modelo de corrección de errores.

4.3.1. Grado de integración

El primer paso al buscar una relación de integración es determinar el orden de integración de las variables involucradas, siendo un requisito que tengan el mismo orden de integración para proceder a realizar el test de cointegración de Johansen.

Para esto se utilizaron dos conocidos test atento a las virtudes y debilidades de cada uno de ellos. Se usó el tradicional test Augmented Dickey-Fuller (ADF), en niveles y luego en diferencias, y lo mismo para el test de Phillips-Perron (PP) el cual tiene la misma hipótesis nula de raíz unitaria.

Ambos test permiten concluir que las series son estacionarias luego de hacer una primer diferencia⁹ (Cuadro 2), por lo que las series resultan ser integradas de orden 1. Estos resultados se encuentran alineados con los antecedentes de Uruguay e internacionales

⁸ Notar que el periodo de estudio difiere sustancialmente respecto a los antecedentes mencionados, lo cuales inician en 1981.

⁹ Los resultados en niveles no se presentan a fin de conservar espacio, en todos los casos no se rechazó la hipótesis nula de raíz unitaria.

como el de (Nelson y Plosser 1982) en donde argumentan que la mayoría de las variables macroeconómicas son no estacionarias.

Cuadro 2
Test de raíces unitarias en diferencias

Variables	ADF				PP			
	Intercept	sign	Intercept y trend	sign	Intercept	sign	Intercept y trend	sign
DM1	- 3,43	**	- 7,14	***	- 6,25	***	- 6,42	***
DM2	- 3,38	**	- 6,82	***	- 6,17	***	- 6,21	***
DM2T	- 3,17	**	- 5,79	***	- 5,45	***	- 5,46	***
M1	- 3,41	**	- 7,01	***	- 6,25	***	- 6,39	***
M2	- 3,06	**	- 5,97	***	- 5,43	***	- 5,45	***
M2T	- 5,21	***	- 5,18	***	- 5,18	***	- 5,15	***
CUDM1	- 5,29	***	- 5,25	***	- 5,27	***	- 5,23	***
CUDM2	- 5,67	***	- 5,62	***	- 5,67	***	- 5,62	***
CUDM2T	- 5,57	***	- 5,53	***	- 5,63	***	- 5,59	***
CUM1	- 5,33	***	- 5,28	***	- 4,10	***	- 4,06	***
CUM2	- 5,42	***	- 5,38	***	- 4,03	***	- 3,99	***
CUM2T	- 5,31	***	- 5,27	***	- 4,28	***	- 4,22	***
PBI	- 11,41	***	- 13,02	***	- 11,00	***	- 13,10	***
1%	- 3,53		- 4,12		- 3,53		- 4,12	
5%	- 2,90		- 3,48		- 2,90		- 3,48	
10%	- 2,59		- 3,17		- 2,59		- 3,17	

Notas: *, **, *** denota significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente.
Las variables DM y M ya se encuentran en términos reales, las variables CU indican costo de uso de la respectiva variable.

Siendo así se podría encontrar una combinación lineal de las variables en niveles que presente residuos estacionarios.

4.3.2. Análisis de integración

La relación de largo plazo entre el dinero y sus determinantes es estudiada con el test de cointegración de Johansen.

Los resultados de los test para los seis casos posibles se presentan en la Cuadro 3, en donde varía la definición de dinero utilizada y el costo de oportunidad asociado al mismo, mientras que mantienen el mismo PIB.

Cuadro 3

Test de cointegración de Johansen

Series: DIVM1 PBI CUDM1							
Hypothesized		Trace	0.01		Max-Eigen	0.01	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.458571	57.58334	35.45817	0.0000	38.65320	25.86121	0.0001
At most 1	0.200481	18.93014	19.93711	0.0146	14.09595	18.52001	0.0531
At most 2	0.073863	4.834186	6.634897	0.0279	4.834186	6.634897	0.0279
Series: DIVM2 PBI CUDM2							
None *	0.402723	47.92011	35.45817	0.0002	32.46860	25.86121	0.0009
At most 1	0.162969	15.45152	19.93711	0.0508	11.20730	18.52001	0.1441
At most 2	0.065149	4.244217	6.634897	0.0394	4.244217	6.634897	0.0394
Series: DIVM2T PBI CUDM2T							
None *	0.447849	55.37219	35.45817	0.0000	36.82390	25.86121	0.0002
At most 1	0.197022	18.54828	19.93711	0.0168	13.60456	18.52001	0.0634
At most 2	0.076641	4.943719	6.634897	0.0262	4.943719	6.634897	0.0262
Series: M1 PBI CUM1							
None *	0.465203	58.13528	35.45817	0.0000	38.80381	25.86121	0.0001
At most 1	0.192711	19.33147	19.93711	0.0125	13.27259	18.52001	0.0713
At most 2	0.093101	6.058881	6.634897	0.0138	6.058881	6.634897	0.0138
Series: M2 PBI CUM2							
None *	0.305346	36.46256	35.45817	0.0074	22.58918	25.86121	0.0310
At most 1	0.172766	13.87338	19.93711	0.0865	11.75938	18.52001	0.1200
At most 2	0.033522	2.113994	6.634897	0.1460	2.113994	6.634897	0.1460
Series: M2T PBI CUM2T							
None	0.272008	31.56301	35.45817	0.0310	19.68283	25.86121	0.0787
At most 1	0.119036	11.88019	19.93711	0.1628	7.857799	18.52001	0.3933
At most 2	0.062817	4.022388	6.634897	0.0449	4.022388	6.634897	0.0449
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.01 level							
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values							
Exogenous series: D1 D2 D3 Remonet							
Lags interval (in first differences): 1 to 4							
Trend assumption: Linear deterministic trend							

En los seis test se incorporan las mismas variables exógenas, que en este caso son dummies estacionales y la variable remonet siguiendo el trabajo de (Brum et al 2011) que incorporan esta variable para captar el fuerte proceso de remonetización ocurrido a partir del año 2006 y que no logra ser captado solo con los factores explicativos tradicionales de la demanda

de dinero. Cambios en las pautas de consumo e innovaciones tecnológicas son algunas de las causas que se mencionan habitualmente en la literatura para explicar estos cambios.

Se trabajó con un mayor nivel de exigencia teniendo en cuenta que los estadísticos no toman en cuenta la presencia de variables exógenas, de esta manera se encontró una relación de cointegración al 1% utilizando el estadístico traza para todos los modelos menos M2T. Lo mismo ocurre con el estadístico máximo valor propio salvo para M2 y M2T.

Al analizar el vector cointegrador normalizado los signos son los correctos de acuerdo a la teoría económica, esto es positivo y cercano a uno con el PIB y negativo con el costo de oportunidad del dinero, siendo casi todas las variables significativas. (Ver anexo A.2). Nuevamente la excepción está en M2T donde el costo de oportunidad resulta no significativo y además no presenta el signo correcto, lo que unido a la falta de relación de cointegración lleva a no seguir trabajando con esta variable.

4.3.3. Modelo de largo plazo

Para las cinco relaciones de cointegración encontradas se estimó en una primera etapa la relación de largo plazo siguiendo el procedimiento en dos etapas a la Engle y Granger, incorporando respecto a la función presentada (9) las tres variables estacionales y remonet, como se comentó tres párrafos arriba, de acuerdo a la ecuación:

$$\ln \frac{M_t^d}{P_t} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 i_t + \beta_3 d1_t + \beta_4 d2_t + \beta_5 d3_t + \beta_6 remonet_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

El siguiente cuadro presenta los resultados obtenidos para los cinco modelos:

Cuadro 4

Estimación de relaciones de largo plazo

L(DIVM1)		L(DIVM2)		L(DIVM2T)		L(M1)		L(M2)	
Cons	-2.038602 (0.0000)	Cons	-2.102256 (0.0000)	Cons	-1.872717 (0.0000)	Cons	-1.945314 (0.0000)	Cons	-2.712253 (0.0000)
L(PBI)	1.416302 (0.0000)	L(PBI)	1.425658 (0.0000)	L(PBI)	1.385361 (0.0000)	L(PBI)	1.394319 (0.0000)	L(PBI)	1.557166 (0.0000)
CUDM1	-0.356228 (0.0000)	CUDM2	-0.413514 (0.0000)	CUDM2T	-0.637129 (0.0000)	CUM1	-0.131291 (0.0000)	CUM2	-0.052105 (0.1546)
D1	0.130017 (0.0000)	D1	0.132524 (0.0000)	D1	0.125507 (0.0000)	D1	0.127102 (0.0000)	D1	0.143398 (0.0000)
D2	0.095666 (0.0000)	D2	0.100623 (0.0000)	D2	0.098874 (0.0000)	D2	0.092208 (0.0000)	D2	0.117934 (0.0000)
D3	0.050516 (0.0000)	D3	0.056145 (0.0000)	D3	0.056934 (0.0000)	D3	0.049334 (0.0001)	D3	0.076884 (0.0001)
Remonet	0.310475 (0.0000)	Remonet	0.270452 (0.0000)	Remonet	0.358069 (0.0000)	Remonet	0.327246 (0.0000)	Remonet	0.181721 (0.0000)
Adj R-sq	0.996335	Adj R-sq	0.996180	Adj R-sq	0.995899	Adj R-sq	0.995854	Adj R-sq	0.986004
SER	0.028796	SER	0.027738	SER	0.032373	SER	0.030952	SER	0.049915
SSR	0.049754	SSR	0.046165	SSR	0.062879	SSR	0.057483	SSR	0.149493
DW	1.852858	DW	1.857159	DW	1.411050	DW	1.713061	DW	0.624884
AIC	-4.158519	AIC	-4.003049	AIC	-3.924398	AIC	-3.783793	AIC	-3.058364
Parametros estimados y p-valor correspondiente entre parentesis									
Sample: 12/01/1998 6/01/2015 Included observations: 67									
DIVM1, DIVM2 y DIVM2T son los respectivos indices divisia, M1 y M2 son los agregados suma simple.									
L indica el logaritmo de la variable. CU son los costos de uso de cada variable									
D son dummies estacionales y Remonet ayuda a captar el fuerte proceso de remonetización que no logra ser explicado por los factores tradicionales.									

En todos los casos la elasticidad al PIB concuerda con lo esperable, aunque algo mayor a la unidad, lo que puede estar influenciado por el periodo de estudio que comprende casi 13 años consecutivos de crecimiento económico.

La semielasticidad al costo de oportunidad del dinero tiene valores negativos en todos los casos, destacándose que para los modelos con Divisia la sensibilidad es notoriamente mayor, en particular para el caso de DIVM2T, mientras que no resulta significativo para el modelo con M2. Esto último unido a que los residuos presentan una gran correlación (a diferencia del resto que resultaron estacionarios) indica que no sería adecuado seguir trabajando con el modelo M2.

En todos los casos las variables estacionales resultan significativas, en línea con trabajos anteriores que demostraron que la demanda de dinero tiene un patrón estacional, lo mismo sucede con la variable remonet.

4.3.4. Modelo de corto plazo

Los resultados de la estimación de largo plazo permiten especificar un modelo de corrección de errores que incorpora el residuo dicha estimación con el que captura los cambios de corto plazo en las variables cointegradas y subsecuentemente transmite dichos ajustes para corregir el desequilibrio en la relación de largo plazo.

De esta manera para los cuatro modelos que presentaron residuos estacionarios la dinámica de corto plazo se especifica en la ecuación (11).

$$\Delta \ln \frac{M_t^d}{P_t} = \beta_0 + \beta_1 \text{ResidLP}_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln y_t + \beta_3 \Delta i_t + \beta_4 \Delta \text{remonet} + \sum_{i=5}^7 \beta_i \text{estac} + \beta_8 \text{out2006.01} + u_t \quad (11)$$

En donde ResidLP_{t-1} es el residuo de la relación de largo plazo del periodo anterior del modelo que corresponda, estac son 3 dummies estacionales y out representa un outlier en 2006.Q1 el cual se incorpora debido a que en el COPOM de diciembre 2005 el BCU decidió no anunciar más metas sobre base monetaria, pasando a hacer referencias indicativas sobre el crecimiento de M1, lo cual posiblemente afectó la dinámica del siguiente trimestre.

Los coeficientes de ajuste encontrados para las variables relevantes se presentan en el cuadro 5.

Cuadro 5
Dinámica de corto plazo

$\Delta L(DVM1)$		$\Delta L(DVM2)$		$\Delta L(DVM2T)$		$\Delta L(M1)$	
RESIDDM1(-1)	-0.843509 (0.0000)	RESIDDM2(-1)	-0.811521 (0.0000)	RESIDDM2T(-1)	-0.528414 (0.0000)	RESIDM1(-1)	-0.817303 (0.0000)
D(LOG(PBI))	0.720794 (0.0000)	D(LOG(PBI))	0.647457 (0.0000)	D(LOG(PBI))	0.635935 (0.0000)	D(LOG(PBI))	0.721326 (0.0000)
D(CUDM1)	-0.358518 (0.0000)	D(CUDM2)	-0.507557 (0.0000)	D(CUDM2T)	-0.682959 (0.0000)	D(CUM1)	-0.124235 (0.0004)
D(Remonet)	0.318749 (0.0000)	D(Remonet)	0.274054 (0.0000)	D(Remonet)	0.270891 (0.0000)	D(Remonet)	0.351191 (0.0000)
E1	0.077766 (0.0000)	E1	0.075544 (0.0000)	E1	0.071169 (0.0000)	E1	0.075520 (0.0000)
E2	-0.032389 (0.0000)	E2	-0.029668 (0.0000)	E2	-0.02869 (0.0004)	E2	-0.033193 (0.0000)
E3	-0.033079 (0.0000)	E3	-0.030963 (0.0000)	E3	-0.026439 (0.0001)	E3	-0.031668 (0.0000)
D(OUT>=200601)	0.066841 (0.0048)	D(OUT>=200601)	0.052543 (0.0161)	D(OUT>=200601)	0.066300 (0.0137)	D(OUT>=200601)	0.078889 (0.0026)
Adj R-sq	0.823708	Adj R-sq	0.833222	Adj R-sq	0.729121	Adj R-sq	0.787133
SER	0.02185	SER	0.020209	SER	0.024947	SER	0.023830
SSR	0.027576	SSR	0.023688	SSR	0.036097	SSR	0.032936
DW	1.685630	DW	1.667152	DW	1.421129	DW	1.694080
AIC	-4.700173	AIC	-4.852123	AIC	-4.430907	AIC	-4.522540
Parametros estimados y p-valor correspondiente entre parentesis							
Sample (adjusted): 3/01/1999 6/01/2015							
Included observations: 66 after adjustments							
Las variables son las mismas que las del cuadro 4, a lo que se agrega							
RESID es el residuo de la relacion de largo plazo para el modelo que corresponda							
E son dummies estacionales y OUT es un outlier asociado al abandono de la base monetaria como referencia							

Los modelos presentan coeficientes significativos y con el signo apropiado, destacándose que para tres modelos la corrección en el siguiente trimestre al desvío del equilibrio de largo plazo supera el 80%, lo cual resulta sumamente rápido. La elasticidad ingreso de corto plazo ronda 0,7 según DIVM1 y M1 mientras que resulta algo menor para el caso DIVM2.

La semi-elasticidad del costo de oportunidad del dinero presenta un valor muy bajo para el modelo M1 (al igual que había ocurrido en la relación de largo plazo) sugiriendo una relación débil entre estas variables.

Por el contrario, los modelos Divisia nuevamente presentan una semi-elasticidad más alta, lo que haría que movimientos en la tasas de interés, y consecuentemente en el costo de oportunidad del dinero, tengan mayor impacto en la demanda de dinero.

4.3.5. Evaluación de los modelos de corto plazo

El comportamiento de los residuos de todos los modelos fue evaluado con el correspondiente correlograma y test LM para la autocorrelación, test de White y ARCH para heteroscedasticidad, y Jarque-Bera para normalidad.

Cuadro 6
Evaluación de los residuos

	$\Delta L(DVM1)$		$\Delta L(DVM2)$		$\Delta L(DVM2T)$		$\Delta L(M1)$	
	estad	p-valor	estad	p-valor	estad	p-valor	estad	p-valor
Autocorrelación								
LM(2)	2,1794	0,1216	1,9157	0,1568	12,4064	0,0000	2,1151	0,1302
Obs*R-sq	4,7663	0,0923	4,2266	0,1208	20,2647	0,0000	4,6355	0,0985
Heterocedasticidad								
White	0,81373	0,7063	1,1557	0,3713	0,6044	0,9101	0,5937	0,9176
ARCH(1)	1,0423	0,3112	0,3691	0,5456	0,1175	0,7328	0,7927	0,3767
ARCH(2)	0,9340	0,3985	0,6364	0,5337	0,5852	0,5601	1,1485	0,3131
Normalidad								
Jarque-Bera	0,2557	0,8799	0,0533	0,973674	0,3241	0,8503	0,0091	0,9954

El modelo DIVM2T es el único que no presenta un buen ajuste, dado una fuerte presencia de autocorrelación en los residuos, por lo que no se lo considera como válido. En los restantes tres modelos no se rechaza la incorrelación, la homoscedasticidad y la normalidad por lo que puede decirse que tienen un buen comportamiento.

La especificación de los modelos fue analizada utilizando el test Reset de Ramsey, la estabilidad se evaluó con estimaciones recursivas y su test asociados, mientras que con el

test de Chow se evaluó la posibilidad de un cambio estructural en fechas relevantes. Los resultados de los test y de la inspección gráfica de los mismos se presentan resumidos en el siguiente cuadro.

Cuadro 7
Evaluación de la especificación y estabilidad

	$\Delta L(DIVM1)$		$\Delta L(DIVM2)$		$\Delta L(M1)$	
	estad	p-valor	estad	p-valor	estad	p-valor
RESET (1)						
F	0,2374	0,6279	1,1454	0,2890	0,1626	0,6882
LR	0,2743	0,6004	1,3113	0,2518	0,1807	0,6645
RESET (2)						
F	0,1724	0,8420	0,9736	0,3840	0,3298	0,7204
LR	0,4052	0,8166	2,2560	0,3237	0,7733	0,6794
Estimacion Recursiva						
CUSUM	estable		estable		estable	
CUSUMQ	estable		estable		inestable	
Res recursivos	Ok		Ok		Ok	
Coef recursivos	Ok		Ok		Ok	
One-step forcast	4 afuera		5 afuera		5 afuera	
Test de chow						
2002Q3	Rechazo		No rechazo		Rechazo	
2006.Q1	No rechazo		No rechazo		No rechazo	
2008.Q4	No rechazo		No rechazo		No rechazo	

Los resultados indican que no habría problemas de especificación en los tres modelos estudiados, la estabilidad es en general buena salvo en el caso del modelo M1 que sale de las bandas de confianza en el indicador CUSUMQ, mientras que el test de bondad de ajuste indica que el mismo no ha sido bueno en solo 4 o 5 ocasiones en los últimos 10 años. Se estaría ante la presencia de un cambio estructural en el periodo asociado a la crisis de 2002, esto se detecta en los modelos DIVM1 y M1.

Finalmente la exogeneidad de las variables se evaluó con el ya conocido test de causalidad en el sentido de Granger, cuyos resultados se presentan en el cuadro 8.

Cuadro 8

Evaluación de la causalidad

Modelo con Divisia M1			
Causa a →	DLOG(DIVM1)	D(LOG(PBI))	D(CUDM1)
DLOG(DIVM1)	-	NO	NO
D(LOG(PBI))	SI	-	NO
D(CUDM1)	SI	NO	-
Modelo con Divisia M2			
Causa a →	DLOG(DIVM2)	D(LOG(PBI))	D(CUDM2)
DLOG(DIVM2)	-	NO	NO
D(LOG(PBI))	SI	-	NO
D(CUDM2)	SI	NO	-
Modelo con M1			
Causa a →	DLOG(M1)	D(LOG(PBI))	D(CUM1)
DLOG(M1)	-	NO	NO
D(LOG(PBI))	SI	-	NO
D(CUM1)	SI	SI	-
Nivel de significacion 5%			
Rezagos 2			

En los tres modelos nos fue posible rechazar la hipótesis de que el PBI y el costo de oportunidad del dinero no causan en sentido de Granger a cada uno de los agregados monetarios correspondientes, lo opuesto ocurre cuando se busca la dirección en sentido contrario, en este caso se encontró que los agregados monetarios no causan en sentido de Granger al PBI o al costo de oportunidad del dinero.

Resumiendo el resultado de todas las evaluaciones realizadas, en varios aspectos los tres modelos DM1, DM2 y M1 coinciden en las evaluaciones y diagnósticos, pero en algunos ítems son los modelos con Divisia los que presentan mejor ajuste, en particular Divisia M2 que además es el modelo que tiene la semielasticidad al costo de oportunidad del dinero más alta, tanto en el corto como en el largo plazo, haciendo del mismo un modelo sumamente atractivo para un mejor seguimiento de la política monetaria.

5. Conclusiones

En este trabajo se construyeron tres nuevas medidas de dinero basadas en los agregados monetarios Divisia, los cuales tienen una sólida fundamentación teórica, y se los comparó con los que actualmente elabora el BCU. Las diferencias fueron mínimas en el agregado más restringido M1 pero fueron en aumento a medida que se ampliaba el nivel de agregación, obteniéndose grandes diferencias tanto en niveles como en tasas de crecimiento en el caso de M2+títulos.

Al incorporar estos agregados en un modelo de corrección de errores para la demanda de dinero y compararlos con los de suma simple se encontró que los modelos con agregados Divisia presentan un ajuste al desvío de largo plazo cercano al 80% en el siguiente trimestre, lo cual resulta sumamente rápido. A su vez la semi-elasticidad al costo de uso del dinero resulta en todos los casos más elevada cuando se utilizan los agregados Divisia, indicando que estas medidas resultan más adecuadas en comparación a la utilización de alguna tasa de interés en particular. El agregado Divisia M2 es el que finalmente presenta un mejor ajuste, siendo teórica y empíricamente válido utilizarlo para hacer seguimiento de la demanda de dinero y complementar el análisis de la política monetaria.

Los cambios tecnológicos recientes que hacen más fácil trasladarse de un activo monetario a otro, junto a las innovaciones tanto en los métodos de ahorro como en la forma de realizar transacciones aumentan la necesidad de contar con una adecuada medida de dinero, por eso sería deseable que el BCU se uniera al grupo de países que publican estos indicadores, lo que a su vez facilitaría la investigación en la materia.

Bibliografía

- Acharya, D., & Kamaiah, B. (2001). Simple Sum vs Divisia Monetary Aggregates: An Empirical Evaluation. *Economic and Political Weekly*, 317-326.
- Anderson, R. G., Jones, B., & Nesmith, T. (1997). Building new monetary services indexes: concepts data and methods. *Review*, 79.
- Anderson, R. G., Jones, B. E., & Nesmith, T. D. (1997). Introduction to the St. Louis monetary services index project. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 79, 25-30.
- Anderson, R. G., Jones, B. E., & Nesmith, T. D. (1997). Theory and Statistical Index Numbers. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 79
- Anderson, R. G., & Jones, B. E. (2011). A comprehensive revision of the US monetary services (Divisia) indexes. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 93(5), 235-59.
- Barnett, W. A. (1978). The user cost of money. *Economics letters*, 1(2), 145-149.
- Barnett, W. A. (1980). Economic monetary aggregates an application of index number and aggregation theory. *Journal of econometrics*, 14(1), 11-48.
- Barnett, W. A., Offenbacher, E. K., & Spindt, P. A. (1984). The new divisia monetary aggregates. *The Journal of Political Economy*, 1049-1085.
- Barnett, W. A., Fisher, D., & Serletis, A. (1992). Consumer theory and the demand for money. *Journal of Economic Literature*, 30(4), 2086-2119.
- Barnett, W. A. (2003). Aggregation-theoretic monetary aggregation over the euro area, when countries are heterogeneous. ECB Working paper 260
- Barnett, W. A., & Chauvet, M. (2011). How better monetary statistics could have signaled the financial crisis. *Journal of Econometrics*, 161(1), 6-23.
- Barnett, W. A. (2012). *Getting it Wrong: How Faulty Monetary Statistics Undermine the Fed, the Financial System, and the Economy*. MIT Press Books.
- Belongia, M. T. (1996). Measurement matters: Recent results from monetary economics reexamined. *Journal of Political Economy*, 1065-1083.
- Brum, C., Bucacos, E., & Carballo, P. (2011). La demanda de dinero en una economía dolarizada: Una estimación para Uruguay. *Revista de economía*, 18(2), 101-127.
- Bucacos, E. (2005). Acerca de la estacionalidad estocástica una aplicación para la demanda real de dinero en Uruguay. *Segunda Época*, 20.
- Bucacos, E., & Licandro, G. (2003). La demanda de dinero en Uruguay: 1980.1-2002.4. *Revista de economía*, 10(2), 59-96.
- Chen, W., & Nautz, D. (2015). The information content of monetary statistics for the Great Recession: Evidence from Germany (No. 2015-027). *SFB 649 Discussion Paper*.

- Dahalan, J., Sharma, S. C., & Sylwester, K. (2005). Divisia monetary aggregates and money demand for Malaysia. *Journal of Asian Economics*, 15(6), 1137-1153.
- Darvas, Z. (2015). Does money matter in the euro area? *Evidence from a new Divisia index. Economics Letters*, 133, 123-126.
- Della Mea, U. (1990). La demanda por medios de pago, revisitada. *Revista de Economía*, 5(2-3).
- Diewert, W. E. (1976). Exact and superlative index numbers. *Journal of econometrics*, 4(2), 115-145.
- Elger, T., Jones, B. E., & Nilsson, B. (2006). Forecasting with monetary aggregates: recent evidence for the United States. *Journal of Economics and Business*, 58(5), 428-446.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Fisher, D., & Fleisseg, A. (1995). *Monetary Aggregates and the P* Model of Inflation in the United States* (No. 03).
- Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1970). Monetary statistics of the United States: Estimates, sources, methods. *NBER Books*.
- Hancock, M. (2005). Divisia money. *Bank of England Quarterly Bulletin*, Spring.
- Herrmann, H., Reimers, H. E., & Toedter, K. H. (2000). Weighted monetary aggregates for Germany. In *Divisia Monetary Aggregates* (pp. 79-101). Palgrave Macmillan UK.
- Janssen, N. (1996). The Demand for Divisia money by the personal sector and by industrial and commercial companies. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 36(4), 405-11.
- Johansen, S. (1992). Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of econometrics*, 52(3), 389-402.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.
- Kelly, L. J., Barnett, W. A., & Keating, J. W. (2011). Rethinking the liquidity puzzle: Application of a new measure of the economic money stock. *Journal of Banking & Finance*, 35(4), 768-774.
- Khainga, D. (2014) Divisia Monetary Aggregates and Demand for Money in Kenya. *African growth initiative. Working paper 13*
- Klein, B. (1974). Competitive interest payments on bank deposits and the long-run demand for money. *The American Economic Review*, 931-949.

- Leong, C. M., Puah, C. H., Mansor, S. A., & Lau, E. (2010). Testing the effectiveness of monetary policy in Malaysia using alternative monetary aggregation. *The Journal of Applied Economic Research*, 4(3), 321-338.
- Licandro, G. (1992). Índices de servicios monetarios: una aplicación al caso de Uruguay para 1985-1991. *Séptimas jornadas anuales de economía*
- Offenbacher, A., & Shachar, S. (2011). Divisia monetary aggregates for Israel: background note and metadata. *Bank of Israel, Research Department: Monetary/Finance Division*.
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of monetary economics*, 10(2), 139-162.
- Puah, C. H., Habibullah, M. S., Lau, E., & Mansor, S. A. (2006). Testing long-run monetary neutrality in Malaysia: Revisiting divisia money. *Journal of International Business and Economics*, 6(1), 110-115.
- Rotemberg, J. J., Driscoll, J. C., & Poterba, J. M. (1995). Money, output, and prices: evidence from a new monetary aggregate. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(1), 67-83.
- Stracca, L. (2004). Does Liquidity Matter? Properties of a Divisia Monetary Aggregate in the Euro Area*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66(3), 309-331.
- Tang, M. M. J., Puah, C. H., & Marikan, D. A. (2013). Empirical Evidence on the Long-Run Neutrality Hypothesis Using Divisia Money. *Munich: MPRA Paper, 50020*.

ANEXO

A.1 Índices Divisia M1, Divisia M2 y Divisia M2T

date	Divisia M1'	Divisia M2	Divisia M2+titulos	date	Divisia M1'	Divisia M2	Divisia M2+titulos
31/12/1998	100,0	100,0	100,0	31/01/2003	97,0	97,5	97,5
31/01/1999	97,8	97,8	97,8	28/02/2003	106,6	106,6	106,6
28/02/1999	98,5	98,5	98,5	31/03/2003	102,4	101,8	101,8
31/03/1999	93,4	93,4	93,4	30/04/2003	104,6	104,6	104,6
30/04/1999	94,6	94,6	94,6	31/05/2003	98,8	99,9	100,2
31/05/1999	91,6	91,7	91,7	30/06/2003	101,8	103,1	103,7
30/06/1999	97,4	97,4	97,4	31/07/2003	104,2	105,4	106,6
31/07/1999	93,9	93,9	93,9	31/08/2003	110,9	111,4	112,9
31/08/1999	91,8	91,9	91,9	30/09/2003	110,8	111,2	112,9
30/09/1999	91,3	91,3	91,3	31/10/2003	116,9	117,1	118,8
31/10/1999	93,3	93,3	93,3	30/11/2003	121,4	119,4	122,5
30/11/1999	92,2	92,3	92,3	31/12/2003	134,8	131,0	137,0
31/12/1999	104,8	104,9	104,9	31/01/2004	131,7	128,5	136,8
31/01/2000	100,1	100,1	100,1	29/02/2004	135,6	132,5	141,1
29/02/2000	96,1	96,1	96,1	31/03/2004	131,5	133,1	141,5
31/03/2000	93,7	93,8	93,8	30/04/2004	132,0	130,7	140,0
30/04/2000	97,1	97,1	97,1	31/05/2004	130,2	126,3	136,0
31/05/2000	93,1	93,2	93,2	30/06/2004	137,2	132,6	142,9
30/06/2000	94,6	94,7	94,7	31/07/2004	130,9	128,6	138,7
31/07/2000	93,0	93,1	93,1	31/08/2004	128,7	126,1	136,4
31/08/2000	91,3	91,3	91,3	30/09/2004	129,3	126,9	137,2
30/09/2000	88,9	88,9	88,9	31/10/2004	132,6	129,0	139,6
31/10/2000	89,0	89,1	89,1	30/11/2004	136,5	133,2	143,7
30/11/2000	91,4	91,5	91,5	31/12/2004	154,0	149,1	156,8
31/12/2000	102,7	102,8	102,8	31/01/2005	152,4	149,1	157,7
31/01/2001	95,6	95,7	95,7	28/02/2005	164,3	158,0	166,1
28/02/2001	100,2	100,3	100,3	31/03/2005	156,4	153,6	163,3
31/03/2001	94,1	94,2	94,2	30/04/2005	153,0	148,3	159,1
30/04/2001	95,0	95,1	95,1	31/05/2005	155,0	150,2	162,2
31/05/2001	90,6	90,7	90,7	30/06/2005	163,9	156,4	168,9
30/06/2001	95,2	95,4	95,4	31/07/2005	159,7	153,4	167,0
31/07/2001	88,2	88,3	88,3	31/08/2005	159,8	153,7	168,2
31/08/2001	85,7	85,8	85,8	30/09/2005	164,8	159,7	173,2
30/09/2001	90,6	90,8	90,8	31/10/2005	169,1	162,8	176,6
31/10/2001	89,1	89,2	89,2	30/11/2005	179,0	171,3	185,1
30/11/2001	89,8	89,9	89,9	31/12/2005	206,4	194,2	207,7
31/12/2001	99,6	99,8	99,8	31/01/2006	205,6	194,4	208,6
31/01/2002	88,2	88,3	88,3	28/02/2006	214,4	204,2	218,5
28/02/2002	90,8	90,9	90,9	31/03/2006	209,3	203,1	218,1
31/03/2002	89,7	89,8	89,8	30/04/2006	212,1	204,0	219,2
30/04/2002	88,2	88,4	88,4	31/05/2006	199,1	195,0	213,5
31/05/2002	80,3	80,4	80,4	30/06/2006	216,8	208,1	226,2
30/06/2002	81,2	81,3	81,3	31/07/2006	215,5	206,8	225,2
31/07/2002	87,4	87,5	87,5	31/08/2006	211,0	203,9	223,0
31/08/2002	89,4	89,5	89,5	30/09/2006	212,0	204,8	224,3
30/09/2002	85,7	85,8	85,8	31/10/2006	219,8	209,8	229,8
31/10/2002	85,9	86,0	86,0	30/11/2006	226,5	215,4	236,5
30/11/2002	88,9	89,0	89,0	31/12/2006	254,8	236,0	255,6
31/12/2002	100,4	100,5	100,5				

date	Divisia M1'	Divisia M2	Divisia M2+titulos	date	Divisia M1'	Divisia M2	Divisia M2+titulos
31/01/2007	248,4	234,1	253,7	30/04/2011	569,4	541,7	625,8
28/02/2007	259,6	244,7	263,8	31/05/2011	558,8	530,9	619,1
31/03/2007	274,8	258,6	278,4	30/06/2011	589,7	560,6	650,4
30/04/2007	255,0	242,3	266,4	31/07/2011	588,3	556,8	649,5
31/05/2007	253,5	238,8	270,4	31/08/2011	593,1	561,2	655,8
30/06/2007	269,6	252,6	285,2	30/09/2011	599,3	574,6	669,1
31/07/2007	262,7	247,9	283,4	31/10/2011	612,9	583,5	679,2
31/08/2007	260,8	246,9	284,2	30/11/2011	628,0	592,1	688,6
30/09/2007	267,4	251,6	290,5	31/12/2011	714,4	663,4	761,7
31/10/2007	283,6	265,9	306,3	31/01/2012	666,6	621,2	720,3
30/11/2007	285,5	271,2	312,0	29/02/2012	678,6	632,7	732,9
31/12/2007	336,1	310,4	350,4	31/03/2012	736,0	689,5	794,8
31/01/2008	311,3	295,0	337,8	30/04/2012	705,0	663,1	765,6
29/02/2008	321,4	304,7	348,8	31/05/2012	702,1	658,9	761,3
31/03/2008	332,8	315,4	359,6	30/06/2012	722,3	676,3	780,9
30/04/2008	331,5	316,8	364,7	31/07/2012	705,6	659,4	763,7
31/05/2008	323,2	309,0	361,6	31/08/2012	705,5	663,4	768,6
30/06/2008	344,9	328,5	381,2	30/09/2012	710,9	664,4	771,4
31/07/2008	341,9	328,6	375,9	31/10/2012	709,3	663,7	771,4
31/08/2008	351,0	334,7	383,3	30/11/2012	703,0	662,1	768,9
30/09/2008	345,9	328,3	377,3	31/12/2012	793,8	733,4	848,2
31/10/2008	326,2	313,2	361,0	31/01/2013	777,2	722,1	836,4
30/11/2008	334,6	317,3	357,6	28/02/2013	775,7	719,3	835,2
31/12/2008	395,8	363,4	398,0	31/03/2013	782,5	734,2	851,2
31/01/2009	378,0	353,0	390,9	30/04/2013	765,0	715,8	832,1
28/02/2009	386,7	357,0	394,8	31/05/2013	783,0	733,8	852,1
31/03/2009	375,7	350,6	388,0	30/06/2013	831,1	772,5	895,8
30/04/2009	377,3	351,2	389,1	31/07/2013	823,8	764,6	888,0
31/05/2009	364,1	343,6	382,1	31/08/2013	811,9	758,0	882,5
30/06/2009	384,6	357,1	396,9	30/09/2013	798,5	745,8	870,2
31/07/2009	376,7	351,4	394,5	31/10/2013	790,5	740,6	865,0
31/08/2009	377,9	352,0	397,7	30/11/2013	803,1	753,3	879,7
30/09/2009	381,2	356,5	404,2	31/12/2013	911,8	835,9	975,0
31/10/2009	387,7	361,9	414,1	31/01/2014	857,7	804,3	938,4
30/11/2009	396,3	368,3	421,2	28/02/2014	881,9	821,1	958,0
31/12/2009	455,6	418,3	467,7	31/03/2014	862,0	804,3	938,7
31/01/2010	437,6	406,0	458,6	30/04/2014	861,6	805,3	939,9
28/02/2010	453,6	418,3	472,8	31/05/2014	836,6	778,9	909,5
31/03/2010	492,2	451,9	508,0	30/06/2014	884,0	821,2	957,1
30/04/2010	445,6	414,2	474,0	31/07/2014	881,7	819,9	956,1
31/05/2010	453,2	422,1	482,8	31/08/2014	870,0	810,6	950,5
30/06/2010	488,2	454,0	513,9	30/09/2014	873,0	809,5	951,4
31/07/2010	479,8	448,0	510,9	31/10/2014	838,9	787,2	927,9
31/08/2010	493,1	457,8	524,7	30/11/2014	845,2	795,6	936,3
30/09/2010	490,4	462,6	532,9	31/12/2014	945,0	881,8	1.029,5
31/10/2010	508,7	473,1	545,4	31/01/2015	923,1	861,9	1.006,9
30/11/2010	528,9	493,4	568,8	28/02/2015	939,2	877,2	1.024,7
31/12/2010	592,1	546,9	621,9	31/03/2015	991,8	926,3	1.081,2
31/01/2011	556,4	524,7	600,1	30/04/2015	915,4	857,9	1.003,7
28/02/2011	559,5	530,0	608,7	31/05/2015	918,1	857,7	1.003,5
31/03/2011	566,7	538,6	620,4	30/06/2015	963,8	897,8	1.047,0

A.2 Vector cointegrador normalizado

LDIVM1	LPBI	CUDM1
1.000	-1.501	0.279234
	(0.06501)	(0.06074)
LDIVM2	LPBI	CUDM2
1.000	-1.414	0.417429
	(0.07492)	(0.08522)
LDIVM2T	LPBI	CUDM2T
1.000	-1.590	0.296507
	(0.10230)	(0.12743)
LM1	LPBI	CUM1
1.000	-1.465	0.116954
	(0.06957)	(0.02960)
LM2	LPBI	CUM2
1.000	-1.055	0.383673
	(0.19212)	(0.12733)
LM2T	LPBI	CUM2T
1.000	-2.731	-0.309923
	(0.37057)	(0.19218)
Errores estandar entre parentesis		