



**BCU**

# ¿Es estable la demanda de dinero? Análisis del caso Uruguayo

Ana Inés Arbiza

**N° 009 - 2018**

**Documento de trabajo  
ISSN 1688-7565**



# BCU

## ¿Es estable la demanda de dinero? Análisis del caso Uruguay<sup>☆</sup>

Ana Inés Arbiza<sup>a\*</sup>

*a Banco Central del Uruguay, 777 Diagonal J.P. Fabini 11100 Montevideo, Uruguay*

Documento de trabajo del Banco Central del Uruguay 009-2018

Autorizado por: Jorge Ponce

---

### Abstract

We reestimate the demand for money during 1983.q1 – 2017.q1 for the uruguayan economy taking into account the current estimation carried out by Brum et. al. (2011). However, we introduce changes in how the relative volatility of returns for substitutes for money is modelled. We test for long term stability in the demand for money by using traditional cointegration tests. Furthermore, we analyse whether changes in the monetary policy and the exchange policy, the financial crisis experienced in 2002 as well as other factors not included in the cointegration relation have an impact on the stability of the demand for money.

The long term stability in the demand for money is approached in three different, but complementary, ways. Firstly, we emphasize the use of Markov-switching models for which we define two different states for the demand for money, the probabilities of transition, and their expected duration. This approach is complemented with an analysis of recursive regressions and the study of connectivity between the relevant variables carried out through a vector autorregressive model (VAR) and the analysis of the decomposition of forecast-error variance decompositions using generalized variance decomposition.

Unlike the break analysis or structural change models, the approaches used do not assume ex-ante the existence of change or instability. Furthermore, the approaches used do not assign, a priori, a date to the structural change or break in the series; the estimation carried out by using these approaches provide the date of such breaks or changes.

This paper aims to show through the different methodologies, that although it is possible to find long term relationships through traditional cointegration tests, the data suggest that this relationship is unstable during the analysed period.

*Keywords:* Demand for money, stability, Markov-Switching, Uruguay, VAR

---

<sup>☆</sup>Este documento está basado en el Trabajo de Fin de Máster realizado para obtener el título de Master Universitario en Economía por la Universidad Complutense de Madrid. Las opiniones vertidas en este documento son entera responsabilidad de la autora.

\* Correo electrónico: [arbiza@bcu.gub.uy](mailto:arbiza@bcu.gub.uy)

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>4</b>
1.1. Objetivos y alcance del proyecto . . . . .	5
1.2. Estructura . . . . .	6
<b>2. Breve descripción de la política monetaria en Uruguay y principales antecedentes.</b>	<b>7</b>
<b>3. Marco teórico</b>	<b>10</b>
3.1. Consideraciones sobre la demanda de dinero . . . . .	10
<b>4. Aspectos metodológicos</b>	<b>13</b>
4.1. Datos utilizados . . . . .	13
4.2. La construcción de la variable de volatilidad . . . . .	14
4.3. La estimación de la relación de largo plazo . . . . .	16
4.4. Análisis univariante de las series y tratamiento de la estacionalidad . . . . .	16
4.5. Test de Johansen y el vector cointegrante . . . . .	17
4.6. La ecuación de largo plazo . . . . .	17
4.7. Identificación de Regímenes mediante la metodología Markov-Switching. . . . .	18
4.8. El Modelo Básico . . . . .	18
4.9. Análisis de conectividad a través de la metodología VAR . . . . .	20
<b>5. Principales resultados</b>	<b>21</b>
5.1. Análisis de cointegración . . . . .	21
5.2. La estimación MCO de la relación de largo plazo . . . . .	21
5.3. Estimación recursiva: regresiones recursivas y ventanas recursivas . . . . .	23
5.4. Estimación de cambios de Régimen de Markov . . . . .	27
5.5. Caracterización de los Estados de Markov . . . . .	28
5.5.1. Régimen 1: Relativa estabilidad de la demanda. . . . .	29
5.5.2. Régimen 2: Régimen con alta volatilidad y cambios en la política monetaria . .	30
5.6. Probabilidades de transición y duraciones promedio . . . . .	31
5.7. Análisis de conectividad a través de la metodología VAR . . . . .	31
<b>6. Conclusiones</b>	<b>36</b>
6.1. Resultados . . . . .	36
6.2. Líneas de trabajo futuras . . . . .	37
<b>Referencias</b>	<b>38</b>
<b>I Anexos</b>	<b>41</b>

# 1. Introducción

Analizar cómo evoluciona la relación entre las variables macroeconómicas y verificar si se cumplen los supuestos de la teoría económica es de especial interés en el caso de la demanda de dinero, especialmente desde el ámbito de la política monetaria. En Uruguay, a partir del año 2002, ante el abandono de las políticas de manejo del tipo de cambio, la estimación de la demanda de dinero adquiere mayor relevancia. Particularmente desde el año 2013 se utiliza un régimen de agregados monetarios teniendo como objetivo el agregado M1<sup>1</sup>. Bajo este régimen es especialmente importante estudiar si existe o no estabilidad de la demanda de dinero y qué elementos pueden estar afectándola.

Tanto cuando se utiliza algún objetivo sobre los agregados monetarios como cuando se utiliza la tasa de interés como instrumento de política monetaria es muy importante estimar la demanda de dinero y analizar si es o no estable, pues de su correcta estimación dependerá, en buena parte, el éxito de la política monetaria.

La evidencia empírica, tanto para Uruguay como para varios países del mundo, señala que existe una relación de largo plazo entre la demanda real de dinero, el producto y los tipos de interés. Para el caso de Uruguay, economía pequeña y abierta, también se ha encontrado que hay otras variables relevantes que influyen en dicha relación. En esta línea, destacan los trabajos de Della Mea (1991), Bucacos y Licandro (2002), Bucacos (2005) y Brum, Bucacos y Carballo (2011).

Sin embargo, es objeto de discusión si dicha relación entre las variables es estable a lo largo del tiempo, pues esto implica encontrar “relaciones paramétricas” constantes entre dicha demanda y sus determinantes para el período considerado. En esta línea, numerosos estudios para la Unión Europea y Estados Unidos han encontrado evidencia de inestabilidad de la demanda de dinero: Gelarch (1994), utilizando el agregado monetario M3, no encuentra estabilidad en la demanda de dinero para el período de la reunificación Alemana; por su parte, García-Ferrer y Novales (1994) analizan la estabilidad de la demanda de dinero para Reino Unido y sugieren que el parámetro asociado al ingreso fluctúa ampliamente para diferentes submuestras analizadas; Alves (2007) utilizando el agregado monetario M3 analiza la estabilidad de la demanda de dinero para la zona euro, y señala que con la incorporación de datos más recientes parece deteriorarse la relación de cointegración antes encontrada. Lucas y Nicolini (2015) sugieren que la demanda de dinero de los Estados Unidos se vuelve más inestable desde los años 80, atribuyendo dicha inestabilidad principalmente a cambios regulatorios.

El estudio de la existencia de cambios, tanto para series univariantes como para relaciones de largo plazo, se ha abordado generalmente de dos formas: (1) a través del análisis de cambio estructural y (2) con modelos de cambio de régimen. Dentro del primer enfoque encontramos muchos trabajos a nivel internacional para la demanda de dinero: Goldfeld, S.M. (1973), Martínez (2000), Riera i Prunera (2016), entre otros. En ellos se analiza la presencia de cambio estructural, utilizando submuestras y diferentes tipos de test.

Los modelos de cambio de régimen, desarrollados a partir del modelo propuesto por Hamilton (1989), tienen la ventaja de que permiten que los parámetros cambien a lo largo del tiempo guiados por una variable de estado de Markov no observable. Del mismo modo, permiten estimar la probabilidad de que la economía se encuentre en un régimen determinado. En el plano internacional, entre los trabajos que han aplicado esta metodología para diferentes variables macroeconómicas cabe destacar los de

---

<sup>1</sup>Dicho agregado incluye la emisión en poder del público, los depósitos a la vista y las cajas de ahorro en moneda nacional.

Hamilton (1989) y Kim y Nelson (1998, 1999) para el estudio de los ciclos económicos, Jeanne y Masson (2000) y Abiad (2002) para modelos de crisis cambiarias, entre otros. Para el caso Uruguayo destacan los trabajos de Pena (2004) y Aboal y Fernández (2005). Si bien existe abundante literatura sobre esta metodología, poco se ha investigado para el caso de la demanda de dinero.

Se esperaría encontrar cambios de régimen ante cambios de política monetaria, cambios tecnológicos -como por ejemplo las innovaciones financieras-, shocks externos o crisis económico financieras.

De forma complementaria al análisis de cambio de régimen es interesante evaluar qué tan sensibles son los parámetros de la relación de largo plazo a los cambios muestrales utilizando regresiones recursivas y ventanas móviles. Si existen cambios de régimen, se esperaría encontrar que los parámetros considerados no permanezcan estables en el período analizado.

Por último, el enfoque de Diebold y Yilmaz (2015) permite comprender más globalmente el fenómeno de la estabilidad. Éste es un enfoque relativamente reciente para el estudio de la conectividad entre series macroeconómicas, ya que es un enfoque tradicionalmente aplicado a las finanzas. Las series de tiempo, tanto económicas o financieras, tienden a moverse en conjunto, es decir experimentan co-movimientos. Si existen relaciones de largo plazo estables entre las variables consideradas, la conectividad entre ellas debería permanecer más o menos invariante. Utilizar esta metodología ayudará a detectar la existencia o no de estabilidad en los co-movimientos de las variables involucradas en la demanda de dinero analizada.

## 1.1. Objetivos y alcance del proyecto

Tomando como referencia la actual estimación de la demanda de dinero para la economía uruguaya en base a Brum, *et. al.*(2011), se reestimaré la demanda de dinero para el período 1983.q1-2017-q1.<sup>2</sup>

<sup>3</sup> En este trabajo se incluyen, por un lado, algunos refinamientos para el cálculo de una variable de volatilidad relativa de rendimientos de activos sustitutos. Dicha variable, que ha mostrado ser relevante para la economía en cuestión, se introduce en la demanda de dinero, pero incorporando expectativas racionales para mejorar la medición y el pronóstico de dicha variable explicativa. Por otra parte se estima la demanda de dinero para un período más extenso que el considerado en el trabajo de referencia, incorporando las variables relevantes y probando la existencia de una relación de cointegración mediante los test tradicionales.

Una vez estimada dicha relación, se intenta mostrar que tanto los cambios de política monetaria y cambiaria, las crisis financieras así como otros factores no recogidos en la relación de cointegración pueden afectar la estabilidad de la demanda de dinero.

El análisis de la estabilidad se aborda desde tres puntos de vista distintos pero complementarios: por un lado, se hace énfasis en el análisis de cambios de régimen de Markov; se caracterizan los diferentes estados de la demanda de dinero, sus probabilidades de transición y su duración esperada, brindando una idea de la persistencia de los distintos estados. Además, es interesante observar si esta forma de analizar los datos “anticipa” dichos cambios de régimen; este primer abordaje se complementa con otros dos: el análisis de las regresiones recursivas y el estudio de la conectividad entre las variables.

---

<sup>2</sup>En algunos casos se realiza la estimación para el año 2010 para comparar con el trabajo de referencia, antes mencionado.

<sup>3</sup>Sería interesante analizar la crisis del año 1982 para ver si eso se refleja en cambios de régimen pero no se cuenta con los datos oficiales para la tasa de interés para ese año. Se han encontrado indicios de que las crisis financieras pueden afectar la estabilidad de la demanda de dinero para Uruguay. Para mayor información ver Martínez (2002).

Estos enfoques difieren de los análisis de quiebre o cambio estructural porque no presuponen ex –ante la existencia de cambio o inestabilidad y no asignan, a priori, ninguna fecha de cambio estructural o quiebre en las series. Son los datos, a través de la metodología utilizada, que revelan e identifican tales fechas de cambio de régimen.

Asimismo, los resultados sugieren que, que si bien es posible encontrar relaciones de largo plazo a través de pruebas de cointegración tradicionales, dicha relación parece ser inestable en el tiempo.

## **1.2. Estructura**

Este documento se encuentra estructurado de la siguiente manera. En el capítulo 2 se presenta una caracterización de la demanda de dinero para Uruguay, los principales antecedentes de su estimación y las dificultades encontradas así como una breve descripción de la política monetaria para el período considerado. En el capítulo 3 se presentan las consideraciones más importantes sobre la especificación de la demanda de dinero y la modelización de largo plazo así como los cuestionamientos a la estabilidad. En el capítulo 4 se explica el tratamiento de los datos y se desarrollan los aspectos centrales de la técnicas econométricas utilizadas en la investigación . En el capítulo 5 se analizan los principales resultados obtenidos . En el último capítulo se presenta un resumen junto a las conclusiones de esta investigación.

## 2. Breve descripción de la política monetaria en Uruguay y principales antecedentes.

Como se ha señalado, varios estudios para Uruguay y para otros países indican que existe una relación de largo plazo entre la demanda real de dinero, el producto y los tipos de interés (cointegración). Para el caso de Uruguay, economía pequeña y abierta, también se ha encontrado que la volatilidad relativa de los rendimientos de activos sustitutos influye en dicha relación. Sin embargo no siempre es posible incorporar todas las variables consideradas relevantes, debido fundamentalmente a la escasez o inexistencia de fuentes adecuadas.<sup>4</sup>

Considerando estas limitaciones, es objeto de discusión si dicha relación entre las variables es estable a lo largo del tiempo; esto implica encontrar, para el período considerado, relaciones paramétricas constantes entre dicha demanda y sus determinantes. La inestabilidad de la demanda podría originarse, porque nuevas variables pueden estar incidiendo o dejan de incidir -por ejemplo, cambios en los instrumentos de política- o porque la propia relación entre las variables no se mantiene estable en el tiempo. Por otra parte, las relaciones de largo plazo son muy sensibles al intervalo muestral que se considere. Finalmente, cuál es el agregado monetario más adecuado que debe incluirse en dicha relación así como qué otras variables pueden estar incidiendo en la demanda de dinero son cuestiones de debate.

Para el caso de la economía uruguaya, existen diversas investigaciones que enfocan de maneras alternativas el estudio de la estabilidad de la demanda de dinero. La mayoría de los estudios se han centrado en encontrar y cuantificar las relaciones de largo plazo así como el ajuste dinámico de corto plazo. Es decir, todos estos trabajos asumen o testean distintos aspectos vinculados a la cointegración. Se destacan como principales antecedentes nacionales, por un lado, el trabajo de Della Mea (1991), que hace foco en la estimación de la demanda de medios de pago para una economía pequeña y abierta y discute la elección del agregado monetario óptimo; en este trabajo se asume como hipótesis de partida la existencia de cointegración entre las variables. Por otra parte Bucacos y Licandro (2002), en un trabajo posterior analizan la estabilidad de la demanda de dinero transaccional y el alcance de la política de agregados monetarios para diferentes períodos, encontrando, mediante técnicas de cointegración, una relación de largo plazo estable para el período 1979.q4-2002.q3.

Bucacos (2005) analiza el componente estacional de la demanda por saldos reales para Uruguay señalando la importancia de determinar si dicha estacionalidad es un fenómeno estocástico o determinístico debido a las estimaciones inconsistentes, errores en la inferencia estadística y sesgos de medición que puede generar. Fried y Trujillo (2006) realizan un nuevo modelo para estimar la demanda de dinero en Uruguay considerando un agregado monetario más amplio que el utilizado en trabajos anteriores, denominado M1'. Al agregado M1, que incluye la emisión en poder del público y los depósitos a la vista, se incorporan las cajas de ahorro en moneda nacional, a medida que las mismas adquieren carácter más transaccional. Esto último se hace a través de un índice de dinerabilidad elaborado por los mismos autores.

Otro antecedente muy relevante para este trabajo es la estimación de la demanda de dinero de Uruguay para el período 1980.Q1- 2010Q1 realizada por Brum, *et. al.* (2011). Dicho modelo hace especial hincapié en la importancia de la dolarización para la economía uruguaya e introduce en la estimación de la demanda de dinero una variable que intenta cuantificar la volatilidad relativa de los rendimientos

---

<sup>4</sup>Algunos estudios sugieren la importancia explicativa de la riqueza de los hogares en el comportamiento de la demanda de dinero. Sería interesante incorporar esta variable en el futuro pero aún no existen datos suficientes.

reales de activos sustitutos (un activo nominado en dólares versus el dinero). En dicho trabajo se modela la volatilidad antes mencionada utilizando un mecanismo de expectativas adaptativas.

Es importante mencionar un estudio de Martínez (2002) que analiza para un conjunto de países, incluido Uruguay, si las crisis bancarias ponen en riesgo la estabilidad de la demanda de dinero mediante análisis de cointegración y mecanismos de corrección del error, concluyendo que únicamente en el caso uruguayo hay evidencia suficiente de inestabilidad de la demanda de dinero ante crisis bancarias.

Sin embargo la mayoría de los trabajos señalados han asumido o encontrado estabilidad de la demanda de dinero para Uruguay, estableciendo relaciones de largo plazo así como modelos de ajuste de corto plazo. Esto implica suponer que la relación entre algún agregado monetario y las variables relevantes para la demanda de dinero se ha mantenido estables a pesar de las crisis financieras, de los cambios tecnológicos, de política monetaria, etc. Pocos estudios utilizan otras técnicas para el análisis de la estabilidad en el largo plazo. La idea de cambio de régimen se ha utilizado para el caso uruguayo para analizar el comportamiento de variables macroeconómicas o políticas cambiarias, por ejemplo para caracterizar el ciclo económico mediante 3 estados como es el caso de Pena y Sánchez (2004) o el análisis de la política cambiaria de Aboal, *et. al.* (2005). El enfoque de conectividad macroeconómica, más reciente, tampoco se ha utilizado en nuestro país para abordar el estudio de la demanda de dinero. La novedad de este trabajo es que caracteriza la relación de largo plazo para la demanda de dinero, que se ha supuesto o encontrado casi siempre estable hasta ahora, y observa mediante otras técnicas poco utilizadas, si admite cambios en la relación de las variables ante cambios de instrumentos de política, crisis financieras o episodios de alta volatilidad. Difiere de los análisis de quiebre o cambio estructural porque no presupone ex ante la existencia de cambio y no asigna, a priori, ninguna fecha de cambio estructural o quiebre en las series.

En el período considerado en este estudio (1983q1-2017q1) Uruguay ha atravesado diferentes ciclos económicos, un episodio de crisis financiera y ha sido objeto de diversas políticas monetarias y cambios institucionales; ha utilizado distintos instrumentos de política monetaria y cambiaria atendiendo a varios objetivos como el manejo de la volatilidad cambiaria y la consecución de metas de inflación. Así, ha pasado de políticas basadas en la estabilización de la inflación vía control del tipo de cambio a regímenes de metas de inflación basados tanto en el control de agregados monetarios o de tasas de interés. Todos estos aspectos pueden alterar las relaciones entre las variables que conforman la demanda de dinero.

Los primeros años de la década de los ochenta se caracterizan por un enfoque orientado a flexibilizar y liberalizar el mercado de capitales y cambiario, lo que bajo el enfoque monetario de la balanza de pagos, y una política cambiaria orientada a fomentar las exportaciones, deja poco espacio para realizar política monetaria. La cantidad de dinero queda determinada, entonces, por la cantidad de reservas en manos de la autoridad monetaria. Esta etapa llega a su fin cuando se instala una recesión económica en 1981 que mina la confianza sobre el régimen cambiario y culmina en 1983 con una gran devaluación e inflación elevada.

A partir de 1985 se retoma una orientación monetaria-cambiaria que tiene como objetivo el incremento del tipo de cambio real en busca de aumentar la competitividad. Dicha política restringe la capacidad de la autoridad monetaria para controlar los instrumentos tradicionales: agregados monetarios o tasa de interés, lo que conlleva a grandes incrementos de la inflación.

Entre 1990 y 2002 Uruguay aplica un régimen de bandas cambiarias teniendo como objetivo principal

preservar el nivel de reservas internacionales y de forma secundaria, reducir la volatilidad del tipo de cambio. A mediados de 2002, como resultado de la mayor crisis financiera de la historia de la economía uruguaya, los bajos niveles de reservas internacionales obligan a salir del sistema de bandas cambiarias y pasar a un sistema de flotación. En un comienzo, se decide utilizar la base monetaria como objetivo operativo para pasar, más adelante, a un régimen de objetivos de inflación.

De 2005 a 2007 se establece un objetivo de crecimiento sobre el agregado M1 y se utiliza la base monetaria como objetivo operacional. En septiembre de 2007 se vira hacia un régimen de control de tasas de interés de corto plazo en un esfuerzo por tratar de contener la inflación. En julio de 2013 se pasa nuevamente de un objetivo operacional de tasas de interés a uno de agregados monetarios; concretamente se anuncian objetivos para el M1'.

Como se ha señalado, para el período de estudio se han aplicado diferentes regímenes de política monetaria así como también diversos instrumentos. A partir del año 2002, año en que se pasa a un sistema de flotación cambiaria, la estimación de la demanda de dinero adquiere mayor relevancia. Particularmente, desde el año 2013 se utiliza un régimen de agregados monetarios, teniendo como objetivo el agregado M1'. Especialmente bajo este régimen es muy importante estudiar si existe estabilidad en la demanda de dinero y que elementos pueden estar afectando dicha relación.

### 3. Marco teórico

#### 3.1. Consideraciones sobre la demanda de dinero

Tomando como referencia diferentes antecedentes nacionales e internacionales, en este trabajo se utiliza una especificación de la demanda real de dinero de largo plazo que introduce algunos de los determinantes “clásicos” considerados en la literatura y además incorpora una variable de volatilidad relativa de rendimientos de activos sustitutos que es particularmente relevante para la economía objeto de estudio.

Los aportes relevantes sobre la demanda de dinero en el marco de la teoría cuantitativa se remontan a Fisher (1896) y Pigou (1917). Sin embargo, recién a mediados de 1950 se desarrollan modelos en los cuales la demanda de dinero se determina a través de las decisiones de optimización de los agentes que buscan satisfacer algún objetivo (mayor utilidad, menor costo de transacción, etc.) sujetos a ciertas restricciones (ingreso, riqueza, costos de búsqueda, etc.).

La teoría cuantitativa junto con los aportes de la escuela de Cambridge señalan los determinantes más importantes de la demanda de dinero: el nivel de ingresos (renta) y la riqueza, alguna medida del costo de oportunidad de mantener dinero -generalmente representada por la tasa de interés de los activos financieros- y los factores institucionales.

Keynes (1936) analiza con más detalle que sus predecesores las razones que impulsan a los individuos a mantener dinero, distinguiendo tres motivos: realizar transacciones, la precaución frente a episodios no previstos y la especulación financiera. El motivo transacción deriva de la necesidad de los individuos de cubrir el desfase temporal entre los ingresos y los gastos. Por su parte, el motivo de precaución proviene del deseo de las personas de mantener dinero para afrontar desembolsos inesperados. Estos dos motivos están principalmente afectados positivamente por el nivel de renta; a mayor nivel de actividad tiende a incrementarse la demanda de saldos reales por estos motivos (por lo que la teoría sugiere que el coeficiente asociado al nivel de actividad, en adelante  $\beta_1$ , es positivo).

Por otra parte, la tasa de interés es más importante para explicar la demanda de dinero por motivo especulación, es decir, los saldos reales que se demandan debido a la incertidumbre acerca de la evolución de las variables macroeconómicas. La tenencia de saldos reales varía de forma inversa a la tasa de interés nominal que pagan otros activos financieros, es decir, cuando sube la tasa de interés se incrementa el costo de oportunidad de mantener dinero. Por tanto, es plausible que el coeficiente asociado a la demanda de dinero, en adelante  $\beta_2$ , tenga signo negativo.

Las teorías modernas de la demanda de dinero que se basan en modelos de equilibrio general se han desarrollado tanto para justificar la existencia del dinero como para describir las condiciones en que éste es demandado en equilibrio. La literatura se ha centrado básicamente en tres enfoques: 1. introducir directamente el dinero en la función de utilidad del agente económico, asumiendo que éste deriva una utilidad directa del mismo (Sidrauski, (1967)), 2. asumir que existen costos de transacción no despreciables que justifican la tenencia de dinero y, por tanto, la existencia de una demanda por dinero (Clower (1967), Lucas (1980) y Svensson (1985), Cooley y Hansen (1989)), 3. tratar al dinero como un activo utilizado para transferir recursos intertemporalmente en modelos de generaciones solapadas sin producción (Samuelson (1958)).

Tomando todo esto en cuenta, una primera aproximación a una demanda de dinero general es:

$$M^d/P = \beta_0 Y^{\beta_1} e^{\beta_2 i}. \quad (1)$$

Y en términos logarítmicos:

$$m_t^d - p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 i_t. \quad (2)$$

Donde  $m_t^d$  es la cantidad de dinero en logaritmos,  $p_t$  son los precios expresados en logaritmos,  $y_t$  es el producto en términos reales expresado en logaritmos e  $i_t$  la tasa de interés nominal.

Es importante señalar que se hace referencia a la tasa de interés nominal ( $i$ ), lo cual es particularmente importante en economías inflacionarias. Si se asume que se cumple la paridad de Fisher de tasas de interés entonces se puede afirmar que:

$$i \simeq r + \pi_{+1}^e. \quad (3)$$

Donde  $r$  es la tasa de interés real y  $\pi_{+1}^e$  la inflación esperada en  $t$  para el período  $t + 1$ . Por sencillez, se puede asumir que hay dos grandes tipos de activos financieros, el dinero, cuyo rendimiento nominal es cero (en adelante  $i_M$ ) y otros activos financieros que tienen rendimientos distintos a cero ( $i$ ). En principio ambos están nominados en moneda nacional. Si se denominan  $r_{MY}$  y  $r_{OA}$  a sus rendimientos reales, y  $\pi_{+1}^e$  a la inflación esperada, entonces:

$$\left. \begin{array}{l} i_M \simeq r_M + \pi_{+1}^e \\ i \simeq r_{OA} + \pi_{+1}^e \end{array} \right\} \rightarrow r_{OA} - r_M = i - \pi_{+1}^e + \pi_{+1}^e = i \quad (i_M = 0)$$

El diferencial del rendimiento real de los activos financieros viene dado por la tasa de interés nominal y por tanto, este será el costo de oportunidad de mantener dinero. Si se cumple además la paridad abierta (descubierta) de tasas de interés ( $i \simeq r + \pi_{+1}^e + \delta_{+1}^e$ ) se puede asumir que, el valor de la tasa de interés nominal también dependerá de lo que pase con la devaluación esperada ( $\delta_{+1}^e$ ).

No obstante, siguiendo la notación de Brum *et. al.* (2011), más allá del efecto directo de las tasas de interés sobre la demanda de saldos reales, existe otro efecto que opera a través de la incertidumbre implícita en los rendimientos reales del dinero y los activos competitivos. Esto surge de aplicar la Teoría del portafolio a la demanda de dinero (Markowitz (1952), Tobin(1958)).

Como señala Della Mea (1991), en economías inflacionarias y abiertas como la economía uruguaya, es particularmente importante señalar otro motivo adicional que influye en la tenencia de saldos reales: la sustitución de monedas. En este modelo el individuo asigna su riqueza entre un activo libre de riesgo (el dinero) y un activo riesgoso (bonos), cuyo retorno esperado supera el del dinero ( $r_{U\$S} > 0$ ). Si las personas son aversas al riesgo, ellas deciden que resulta óptimo mantener dinero aún cuando su retorno sea cero ( $r_M = 0$ ), porque ello diversifica el riesgo de su portafolio. Sin perder generalidad se asume que los dos únicos activos para el caso uruguayo son el dinero y un activo (bono) en dólares (U\\$S).

Dicho portafolio tiene asociado un rendimiento :

$$R_q = \alpha r_M + (1 - \alpha) r_{U\$S}. \quad (4)$$

Donde  $\alpha$  es la participación del dinero en el portafolio y  $r_M$  y  $r_{U\$S}$  son las tasas de interés reales del dinero y del activo en dólares.

Además dicho portafolio tiene un riesgo real asociado que puede expresarse como:

$$\sigma_q^2 = \alpha^2 \sigma_M^2 + (1 - \alpha)^2 \sigma_{U\$S}^2 + 2\alpha(1 - \alpha)\sigma_M \sigma_{U\$S} \rho_{M,U\$S}. \quad (5)$$

Donde  $\sigma_q$ ,  $\sigma_M$ , y  $\sigma_{U\$S}$ , son las desviaciones típicas de los rendimientos reales del portafolio, del dinero y del activo en dólares, respectivamente y  $\rho$  el coeficiente de correlación entre los rendimientos de ambos activos. Operando y haciendo algunos supuestos (ver desarrollo completo en Anexo A) se obtiene un diferencial de volatilidades,  $v$ , de los rendimientos del activo sustituto y del dinero:

$$v = \sigma_{\delta_{+1}^e}^2 - 2cov(\Pi_{+1}^e, \delta_{+1}^e). \quad (6)$$

Si el diferencial se incrementa, es de esperar que los agentes aumenten su demanda de dinero.

Al incorporar esta variable en la ecuación (2) de la demanda de dinero se llega a la siguiente especificación de la demanda de dinero:

$$m_t^d - p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 i_t + \beta_3 \nu_t. \quad (7)$$

Siendo  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 < 0$  y  $\beta_3 > 0$

Por tanto, partiendo de una demanda de dinero con los determinantes tradicionales, se incorpora dicha variable de volatilidad, siguiendo la metodología de Brum *et.al.* (2011), pero a diferencia de estos, se suponen expectativas racionales en su cálculo (en adelante ER) en lugar de expectativas adaptativas (en adelante EA). Modelizar dicha variable bajo ER implica considerar que los individuos incorporan toda la información relevante disponible al momento  $t$ . Con la incorporación de la variable  $\nu_t$  en la especificación final del modelo de demanda de dinero intenta captar incrementos y caídas en la demanda de saldos reales que van más allá de las oscilaciones del producto y la tasa de interés.

Estas consideraciones constituyen la base para la estimación de una demanda de dinero de largo plazo, la identificación de relaciones de cointegración y luego testear la estabilidad de dichas relaciones.

## 4. Aspectos metodológicos

En esta sección se describen las fuentes y los datos a utilizar con especial hincapié en los aspectos básicos de la variable de volatilidad -que se construye como se indica en el capítulo anterior- y se fundamenta la elección del agregado monetario M1'. Por otra parte se explica brevemente cómo se realiza el análisis univariado de las series y se determina su orden de integración; cómo se realiza la estimación de la relación de largo plazo propuesta en apartados anteriores y finalmente algunos aspectos metodológicos del análisis de cambio de régimen de Markov y del análisis de conectividad a través de la metodología VAR.

### 4.1. Datos utilizados

Los datos utilizados en este trabajo son principalmente de frecuencia trimestral y corresponden al período 1983.q1- 2017.q1 para la cantidad real de dinero ( $m_t - p_t$ ), el nivel de actividad ( $y_t$ ), la tasa de interés nominal ( $i_t$ ) y la volatilidad relativa de los rendimientos reales del dinero y un activo sustituto ( $v_t$ ). Cabe recordar que tanto la cantidad real de dinero como el nivel de actividad se utilizan en logaritmos, mientras que la tasa de interés nominal se utiliza en niveles.

Para la construcción de la variable cantidad real de dinero se utiliza el agregado monetario M1', que incluye emisión en poder del público, depósitos a la vista y cajas de ahorro cuya fuente es el Banco Central del Uruguay (BCU) y el Índice de Precios al Consumo (IPC) que elabora el Instituto Nacional de Estadística (INE).

La elección del agregado M1' tiene razones operativas y teóricas. Por un lado, como señala Barnett (1980,1982,1984) existen dificultades para trabajar con las definiciones tradicionales, que utilizan índices aditivos de agregados heterogéneos (M2 o superiores)<sup>5</sup> y por otro lado, se ha encontrado en trabajos anteriores para Uruguay (ver Della Mea (1991), González (2016)) que para el caso del agregado M1' los agregados tradicionales y los agregados Divisia (que desde el punto de vista teórico son más correctos) tienen un comportamiento similar.

Con respecto al nivel de actividad económica, se utiliza el Índice de Volumen Físico del Producto Interno Bruto base 2005 (IVF), empalmando hacia atrás con la serie base 1983 (fuente BCU). La tasa de interés nominal utilizada es la pasiva promedio para plazos de 1 a 89 días, representativa del costo de oportunidad del dinero.<sup>6</sup> A continuación se presentan gráficamente las series antes mencionadas: se destaca a simple vista la fuerte correlación positiva entre el logaritmo del producto y la cantidad real de dinero y la correlación negativa entre cantidad real de dinero y tasa de interés, aunque esta última presenta elevada volatilidad, lo que hace menos clara dicha relación. Otro aspecto relevante es la notoria estacionalidad que presenta la cantidad real de dinero y el logaritmo del producto.

Únicamente para la construcción de la variable de volatilidad se utilizan datos mensuales: IPC y tipo de cambio interbancario fondo BCU (fuente BCU).

---

<sup>5</sup>La introducción de agregados monetarios Divisia, basados en la utilización de índices superlativos que permitan consolidar agregados heterogéneos se plantea como posible ampliación del presente trabajo.

<sup>6</sup>En este caso los datos no se encuentran disponibles de forma pública, sino que se utiliza una extrapolación realizada por Bucacos (2010). Datos proporcionados por ésta autora.

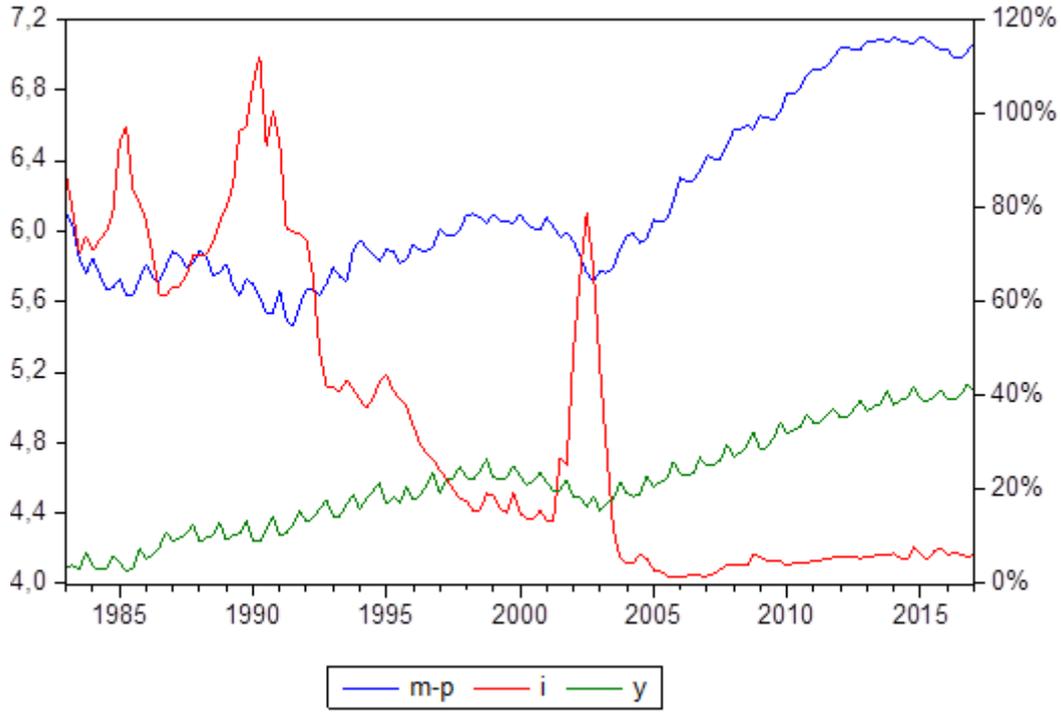


Figura 1: Series involucradas

## 4.2. La construcción de la variable de volatilidad

Para la estimación de la variable de volatilidad se utilizan datos mensuales del tipo de cambio y la inflación para el período 1978m1-2016m12 y 1978m1-2017m3.<sup>78</sup>

Primero se modelizan bajo la metodología de BOX-JENKINS las variables inflación y devaluación mensual en primeras diferencias.<sup>9</sup> Una vez estimado el modelo, se obtienen las previsiones a un período, es decir sus valores esperados en el período  $t$  para  $t+1$  y se calculan promedios trimestrales para incorporarlos al cálculo de la demanda de dinero.

Para el caso de la inflación se plantean 3 modelos distintos con la misma especificación para la media y distinta especificación para la varianza. Se encuentra evidencia, tanto mediante observación gráfica como del análisis de los test de diagnóstico de los residuos, de que la varianza muestral presenta heterocedasticidad condicional y que su estimación mejora si se modela su varianza. Se encuentra evidencia de que dicha varianza puede modelarse adecuadamente con un GARCH Integrado en varianza (I-GARCH), ya que se observa que la modelización GARCH no es estacionaria (Ver Anexo B, Cuadro 9). Engle y Bollerslev (1986) proponen este tipo de modelos cuando existe persistencia en la varianza condicional heterocedástica.

En el caso de la primera diferencia de la inflación (es decir, su tasa de variación) el modelo completo puede escribirse como:<sup>10</sup>

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \phi_3 L^3) \nabla \nabla_{12} \pi_t + \psi_i \sum_{i=1}^n D_i = (1 - \theta_1 L)(1 - \Theta_{12} L^{12}) \varepsilon_t \quad (8)$$

<sup>7</sup>La estimación para el año 2016 se utiliza para ver la capacidad predictiva del modelo.

<sup>8</sup>Se utiliza una muestra más grande que para el resto de las variables debido a la pérdida de observaciones que ocurre en la estimación. De este modo se puede contar con una serie completa para el período 1983.q1-2017.q1.

<sup>9</sup>Se encuentra que las variables inflación y devaluación son integradas de orden 1. Ver Anexo B, Cuadro 8 .

<sup>10</sup>Las dummies captan los principales outliers detectados en la serie.

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad {}^{11}$$

Es decir, para la variable inflación en el período considerado se propone un modelo  $SARIMA(3, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{12} - IGARCH(1, 1)$  (Modelo 3- Cuadro 10).

Para el caso de la primera diferencia de la devaluación (es decir, su tasa de variación) se proponen 2 modelos alternativos, eligiéndose el Modelo 2 ya que presenta menor AIC y mejor comportamiento de los residuos para todos los indicadores analizados. Si bien en algunos casos se rechaza la existencia de homocedasticidad de los residuos, sugiriendo la posibilidad de utilizar un modelo ARCH/GARCH, esto es muy sensible a la selección de rezagos utilizados.

El modelo queda expresado adecuadamente por:

$$(1 - \phi_1 L) \nabla \nabla_{12} \delta_t + \psi_i \sum_{i=1}^n Di = (1 - \theta_1 L)(1 - \Theta_{12} L^{12}) \varepsilon_t \quad (9)$$

Es decir, para la variable devaluación se propone un modelo  $SARIMA(1, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{12}$  (Modelo 2-Cuadro 12).

Todos los resultados sobre los residuos y comportamiento predictivo de las variables se presentan en el Anexo B.

Para observar el comportamiento predictivo de las series se realizan predicciones extramuestrales para los siguientes 3 meses posteriores (Ver Anexo B, Cuadro 13). Como se observa, la raíz del error cuadrático medio (RMSE) para los modelos seleccionados es bajo.<sup>12</sup>

Una vez seleccionados los modelos se pronostican los valores esperados para las series en niveles a un paso (en  $t+1$ ) y a continuación se trimestralizan las variables mediante promedios simples. Finalmente se construye la variable de volatilidad como se señala en la ecuación (6).

Como se observa en la figura 2, la variable de volatilidad estimada mediante ER tienen un comportamiento similar a la variable de volatilidad estimada bajo EA, aunque esta última presenta saltos más abruptos y un comportamiento retardado, ya que los agentes bajo este mecanismo no incorporan toda la información relevante en  $t$ .

---

<sup>11</sup>En el modelo  $IGARCH$  se impone la siguiente restricción:  $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ .

<sup>12</sup>En el caso del pronóstico para la devaluación, el error de pronóstico del Modelo 2 es levemente superior al del modelo 1, pero aún así razonable.

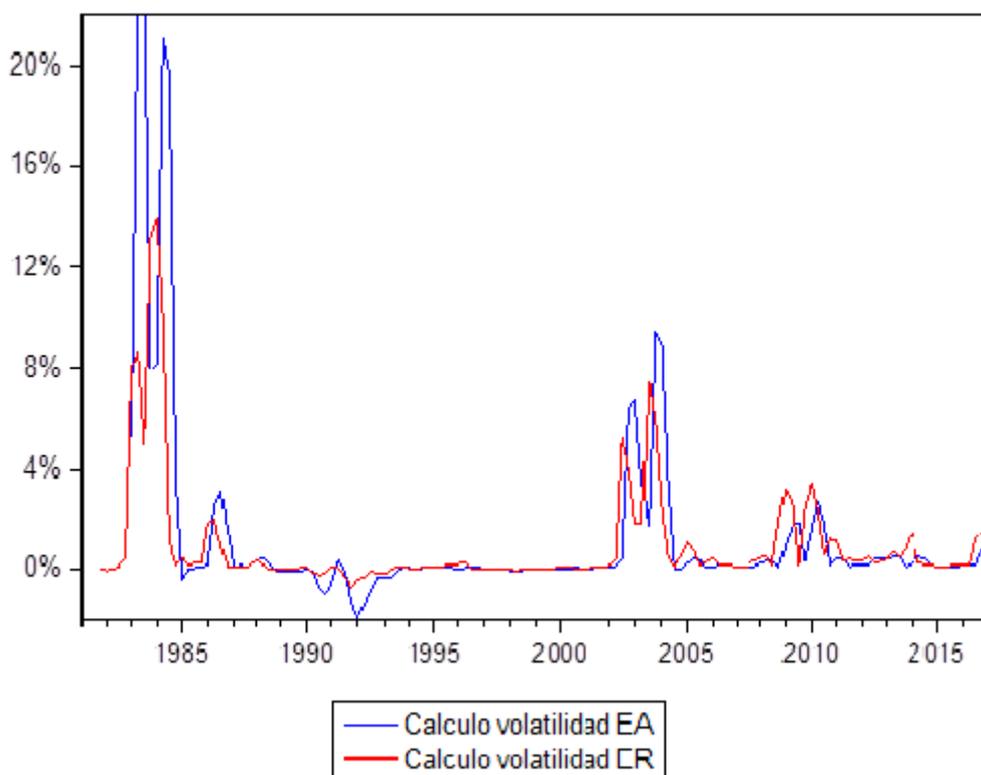


Figura 2: Comparación de volatilidades estimadas

### 4.3. La estimación de la relación de largo plazo

En esta sección se procede a estimar la demanda de dinero de largo plazo y se analiza su estabilidad. Un paso previo es el análisis de la estacionariedad o no de las series involucradas. Como señalan Nelson y Plosser (1982) muchas variables económicas no son estacionarias, sino que se comportan como paseos aleatorios. Además de que esto puede llevar a encontrar relaciones espurias, la no estacionariedad inhabilita el uso de los test convencionales porque ya no es válido asumir distribuciones normales para las variables aleatorias.

### 4.4. Análisis univariante de las series y tratamiento de la estacionalidad

Para establecer el orden de integración de las series se analizan sus funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial en niveles y en diferencias<sup>13</sup> y se realizan tests ADF para cada una de ellas. Únicamente para el caso de la variable volatilidad se rechaza la existencia de raíz unitaria en niveles. Para el resto de las series no se puede rechazar la existencia de raíz unitaria en niveles. En cambio, sí se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria para el caso de primeras diferencias al 95 % para todas las variables (ver Cuadro 4.4). Por tanto, hay evidencia de que la variable volatilidad es integrada de orden cero  $I(0)$  y el resto de las series integradas de orden uno (en adelante  $I(1)$ ).

Por otra parte se detecta estacionalidad en la cantidad real de dinero ( $m - p$ ) como en el logaritmo del IVF ( $y_t$ ), tanto en términos gráficos como a través de los métodos de ajuste estacional tramo/seats y Census X-12 Arima.<sup>14</sup> Como ha señalado Bucacos (2005), la presencia de estacionalidad, que muchas

<sup>13</sup>Los resultados se encuentran disponibles bajo solicitud de los interesados.

<sup>14</sup>Resultados de los filtros tramo/seats y Census X-12 Arima disponibles bajo petición.

Análisis de estacionariedad: 1983:1-2017:1. Datos promedio trimestrales							
Serie	Estadístico ADF	Estadístico DW	Número de rezagos	Criterio	Incluye constante	Incluye tendencia	Orden de integración
m - p	-2.106139	1.867973	8	AIC	Si	Si	1
y	-2.428354	2.000219	8	AIC	Si	Si	1
i	-2.618472	1.978642	4	AIC	Si	Si	1
v	-4.804904***	2.061556	6	AIC	Si	No	0
d(m-p)	-2.785612***	2.057299	9	AIC	No	No	0
d(y)	-2.943144**	1.960341	7	AIC	Si	No	0
d(i)	-6.420310***	2.004766	3	AIC	No	No	0
d(v)	-6.547429***	2.221300	5	AIC	No	No	0
Notas: (1) La cantidad real de dinero y el nivel de actividad están en logaritmos, no así el resto de las variables de la ecuación.							
(2) MacKinnon (1996) one-sided p-values. (3)*, **, *** denota niveles de significación del 10 %, 5 % y 1 % respectivamente.							

Cuadro 1: Test Dickey–Fuller Aumentado

veces es tratada como un fenómeno puramente determinístico puede estar alterando las relaciones de largo plazo. Si bien en este trabajo, se supone la estacionalidad como de tipo determinístico y se captura mediante dummies estacionales, este aspecto no debe dejar de analizarse ya que puede afectar la relación de cointegración.<sup>15</sup>

#### 4.5. Test de Johansen y el vector cointegrante

Debido a que las series no son estacionarias en niveles, solo pueden realizarse estimaciones de ecuaciones lineales si existe entre ellas alguna relación de cointegración. Se testea la existencia de una relación de cointegración mediante el test de Johansen. Si dicha relación existe, existe una combinación lineal de variables  $I(k)$  tal que su error es  $I(k-1)$ . El error estructural identificado en la ecuación de largo plazo representa las desviaciones del equilibrio contemporáneo del valor observado de la serie. Para que el vector cointegrante pueda ser estimado de forma consistente se necesita que dicho error estructural sea estacionario. Una vez encontrada la relación de largo plazo se procede a testear su estabilidad mediante los tres abordajes ya menciona. En el capítulo siguiente se presentan los resultados obtenidos.

#### 4.6. La ecuación de largo plazo

La ecuación (7) se estima para dos muestras distintas: 1983.q1-2010.q1 y 1983.q1-2017.q1. En el primer caso, se busca obtener una estimación comparable -aunque no de manera totalmente exacta- a la última estimación disponible para el caso uruguayo (Brum, *et. al.*(2011)). En el segundo caso, se busca obtener estimaciones más recientes que incorporen los últimos cambios registrados en las series, así como incorporar el máximo número posible de observaciones y mejorar con ello las estimaciones. Con el objetivo de obtener residuos estacionarios se incluyen además variables deterministas: dummies estacionales ( $DUM_i$ ), un cambio de nivel para el tercer trimestre de 1990 (FE90Q3) y una rampa a

<sup>15</sup>Todos estos aspectos exceden el objetivo de este trabajo. Puede encontrarse más información en Bucacos (2005).

partir del segundo trimestre de 2006<sup>16</sup>. Primero se estima la ecuación de largo plazo mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y luego a través de la metodología de cambio de régimen de Markov.

$$m_t^d - p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 i_t + \beta_3 v_t + \beta_4 RAMPA + \beta_5 FE90Q3 + \sum_{j=1}^{j=4} \beta_j DUMi \quad (10)$$

Las variables  $y$  y  $m - p$  están expresadas en logaritmos.

#### 4.7. Identificación de Regímenes mediante la metodología Markov-Switching.

Los modelos de cambio de régimen son modelos de series temporales en los que se permite que los parámetros tomen valores diferentes para un cierto número fijo de "regímenes". Se asume que un proceso estocástico, que se incluye como parte del modelo, ha generado los cambios de régimen. Esto permite hacer previsiones basadas en modelos que incorporan la posibilidad de futuros cambios de régimen. La mayoría de las veces, el régimen no es directamente observable y es el investigador el que debe inferir sobre qué régimen estaba en el pasado. El uso primario de estos modelos en la literatura de econometría aplicada ha sido describir cambios en el comportamiento dinámico de las series temporales macroeconómicas y financieras. La metodología de cambio de régimen difiere de los análisis de quiebre o cambio estructural porque no presupone ex-ante la existencia de cambio y no asigna ninguna fecha de cambio estructural o quiebre en las series, pero permite identificar dichos quiebres en caso de que existan.

Se supondrá que la relación entre las variables sigue un proceso estacionario pero no lineal. La no linealidad proviene del hecho que el proceso estocástico está sujeto a cambios discretos de estado ó régimen, estados en los cuales la relación entre las variables cambia. La no linealidad antes definida tendrá como consecuencia que la predicción óptima ya no será una función lineal de los valores que la variable haya tomado en el pasado. El número de estados en este tipo de modelos es una variable exógena al modelo, si bien tradicionalmente se trabaja con dos o tres estados (ver por ejemplo, Hamilton (1994)).

#### 4.8. El Modelo Básico

Como señala Hamilton (1994), muchas variables macroeconómicas atraviesan episodios como crisis financieras, cambios de política o períodos de gran volatilidad que parecen alterar el comportamiento de las series que observamos. La propuesta de Hamilton supone que la variable aleatoria de interés, en este caso la demanda real de dinero, sigue un proceso generador de datos (PGD) que depende del valor de una variable de estado discreta no observada ( $s_t$ ).

De forma general, se puede asumir que hay  $M$  estados o regímenes posibles, y que estamos en el estado o régimen  $m$  en el período  $t$  cuando  $s_t = m$ , para  $m = 1, \dots, M$ .

El modelo de cambio de régimen asume que hay un modelo de regresión diferente asociado con cada régimen. Se supone que la especificación del modelo de regresión lineal en cada régimen  $m$  es:

---

<sup>16</sup>Esta variable busca captar el crecimiento de la demanda de dinero no captado por la variable  $v$ . Para más información ver Brum, *et. al.* (2011)

$$m_t^d - p_t = \underbrace{\beta_{0,st} + \beta_{1,st}y_t + \beta_{2,st}i_t + \beta_{3,st}v_t}_{\mu_{st}} \varepsilon_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

Donde  $\varepsilon_t \sim i.i.d N(0, \sigma_{s_t}^2)$  y la desviación estándar puede depender del régimen.

Tomando esto en cuenta se define la función máximo verosímil o función de densidad condicional de  $m_t^d - p_t$  como:

$$f(s_t = j \mid \Psi_{t-1}; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp \left\{ \frac{-(m_t^d - p_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2} \right\}, \quad (12)$$

$\forall j = 1, 2, \dots, N$ . Siendo  $\Psi_{t-1}$  los valores pasados de las variables  $\{m_t^d - p_t, y_t, i_t, v_t\}$  y  $\theta$  el vector de parámetros poblacionales  $[\beta_{0j}, \beta_{1j}, \beta_{2j}, \beta_{3j}, \sigma_j^2]$ ,  $j = 1, 2, \dots, M$ .

Se supone además que la transición entre los estados estará gobernada por una cadena de Markov de orden 1, es decir que la probabilidad de que la variable aleatoria no observada  $s_t$  tome algún valor  $j$  particular depende sólo del pasado más reciente,  $s_{t-1}$ , o sea del valor que haya tomado esa variable en  $t-1$  :

$$P \{s_t = j \mid s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = P \{s_t = j \mid s_{t-1} = i\} = p_{ij} \quad (13)$$

Tal proceso presenta probabilidades de transición  $\{p_{ij}\}_{i,j=1,2,\dots,N}$  donde la probabilidad de transición  $p_{ij}$  es la probabilidad de que el estado  $i$  sea seguido por el estado  $j$ . Las probabilidades de transición deben satisfacer que:

$$\sum_{j=1}^N p_{ij} \quad (14)$$

Considerando lo anterior, para un modelo de dos regímenes, la matriz de transición será:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Donde los elementos de la diagonal principal,  $p_{11}$  y  $p_{22}$  representan la probabilidad de *permanecer* en el estado 1 ó 2 dado que la economía se encuentra en el estado 1 ó 2 respectivamente. Mientras que  $1 - p_{11}$  y  $1 - p_{22}$  miden la probabilidad de que el estado 1 sea antecedido por el estado 2 y que el estado 2 sea antecedido del estado 1, respectivamente.

El tiempo de duración esperado para los 2 regímenes pueden ser determinados por  $(1 - p_{11})^{-1} = \frac{1}{1 - p_{11}}$  y  $(1 - p_{22})^{-1} = \frac{1}{1 - p_{22}}$  respectivamente.

Para estimar los parámetros del modelo se maximiza la función de verosimilitud propuesta en 12 sujeta a la restricción 14 y luego se usan esos parámetros para obtener las inferencias filtradas y suavizadas para los estados no observados. Todos los modelos se estiman utilizando el algoritmo iterativo BFGS (Broyden, Fletcher, Goldfarb y Shanno) que sirve para resolver problemas de optimización no lineales.

<sup>17</sup> La variable  $S_t = 1, 2$  indica en qué régimen se encuentra la economía en el periodo  $t$ .

<sup>17</sup>En todos los casos se utilizan 10.000 iteraciones

Dicha estimación permite obtener además las probabilidades de transición y las duraciones promedio esperadas para cada período señaladas en 4.8.

#### 4.9. Análisis de conectividad a través de la metodología VAR

El análisis de conectividad se centra en evaluar las proporciones de la varianza del error de predicción de las variables de interés debidos a los shocks que surgen en otras variables. Esto se vincula estrechamente con la noción de descomposición de la varianza: la proporción del error de predicción  $H$ -períodos hacia adelante ( $d_{ij}$ ) es la fracción de la varianza del error de predicción  $H$ -períodos hacia adelante de la variable  $i$  que se debe a shocks en la variable  $j$ . El conjunto completo de descomposiciones de la varianza del error de predicción produce el núcleo de lo que llamamos la tabla de conectividad. La estimación de tales descomposiciones de la varianza se hace utilizando la estimación de un VAR bajo una identificación generalizada de los shocks.

En primer lugar, el grado de conectividad entre variables macroeconómicas puede variar con el tiempo. Debido a esto, es conveniente estimar la conectividad en diferentes momentos y examinar su comportamiento durante episodios específicos de alta relevancia, tales como crisis financieras y recesiones o cambios de política. En segundo lugar, a partir de conectividades bilaterales, se pueden obtener medidas agregadas de conectividad. Dichas medidas agregadas pueden usarse para cuantificar el grado de exposición, por ejemplo, de la demanda de dinero a sus determinantes tradicionales, o para medir el nivel de conectividad a nivel global. Es importante destacar que si bien la conectividad no señala relaciones de causalidad entre las series de tiempo, puede utilizarse como un instrumento para detectar cambios en las relaciones entre las variables en el tiempo.

## 5. Principales resultados

### 5.1. Análisis de cointegración

Todos los resultados se presentan para el período 1983.q1-2017.q1. a excepción de algunos casos donde se compara con la muestra restringida a 2010.q1.<sup>18</sup>

El Cuadro 2 presenta la prueba de cointegración de Johansen. Se observa que tanto el estadístico de la traza como el del máximo valor propio señalan la existencia de una relación de cointegración al 5 % de significación. Por otra parte, según el test Jarque-Bera (Ver Anexo C, Cuadro 14), no puede rechazarse la hipótesis de normalidad de los residuos de la relación de cointegración, y se rechaza la existencia de raíces unitarias mediante el Test ADF (Ver Anexo C, Cuadro 16). Si bien dichos residuos presentan cierta autocorrelación serial, podemos afirmar que son estacionarios ( $I(0)$ ).<sup>19</sup>

TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN				
Muestra ajustada: 1983.q1-2017.q1				
Número de observaciones incluidas:135 después de ajustes				
Series: m-p y i				
Variables exógenas: dum1. dum2. volatilidad. rampa. fe90q3				
TEST DE LA TRAZA	Valor	Estadístico	0.05	Prob.**
Hipótesis No. de ecuaciones cointegradas	Propio	Max VP	Critical Value	
Ninguna*	0.234923	43.91577	29.79707	0.0007
Como máximo 1	0.038105	7.765686	15.49471	0.4908
Como máximo 2	0.018500	2.520949	3.841466	0.1123
Prueba de la traza indica 1 ec (s) cointegrada al nivel 0.05 * denota el rechazo de la hipótesis en el nivel 0.05				
TEST DEL MÁXIMO VALOR PROPIO	Valor	Estadístico	0.05	Prob.**
Hipótesis No. de ecuaciones cointegradas	Propio	traza	Critical Value	
Ninguna*	0.234923	36.15008	21.13162	0.0002
Como máximo 1	0.038105	5.244736	14.26460	0.7107
Como máximo 2	0.018500	2.520949	3.841466	0.1123
Prueba de la traza indica 1 ec (s) cointegrada al nivel 0.05 * denota el rechazo de la hipótesis en el nivel 0.05				
** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Cuadro 2: Test de Johansen. Especificación con constante y sin tendencia

### 5.2. La estimación MCO de la relación de largo plazo

Si existe una relación de cointegración entre un grupo de variables, aunque ellas no sean estacionarias por separado, si lo será alguna combinación de las mismas y por tanto puede estimarse dicha relación

<sup>18</sup>Con ello se pretende comparar los resultados obtenidos con otros trabajos similares para Uruguay y observar los cambios en las elasticidades de los parámetros.

<sup>19</sup>El análisis de la dinámica de corto plazo excede los objetivos de este estudio.

por MCO. En el cuadro 3 se presentan los resultados de la ecuación (10) de largo plazo estimada por MCO para dos muestras distintas: 1983.q1-2010.q1 y 1983.q1-2017.q1.

RELACIÓN DE LARGO PLAZO						
Variable dependiente : $m - p$ . Datos promedio trimestrales						
Variable	Muestra 1983.q1-2010.q1			Muestra 1983.q1-2017.q1		
	Coefficiente	Desv. Típ	Prob.	Coefficiente	Desv. Típ	Prob
<i>Constante</i>	3.037375***	0.573644	0.0000	0.612487	0.672328	0.3640
<i>y</i>	0.711240***	0.127834	0.0000	1.268234***	0.148915	0.0000
<i>i</i>	-0.403631***	0.052091	0.0000	-0.325606***	0.066788	0.0000
<i>v</i>	0.841990**	0.341547	0.0154	1.549829***	0.431853	0.0005
<i>Rampa</i>	0.033305***	0.003373	0.0000	0.011245***	0.002097	0.0000
<i>Fe90q3</i>	-0.258088***	0.032400	0.0000	-0.362613***	0.040173	0.0000
<i>Dum1</i>	0.120713***	0.019312	0.0000	0.130224***	0.022645	0.0000
<i>Dum2</i>	0.065173***	0.019538	0.0012	0.084178***	0.022808	0.0003
	<i>AdjustedR – squared</i> = 0,924091 <i>S.E.of regression</i> = 0,079218 <i>DW</i> = 0,433657 <i>AIC</i> = -2,162669			<i>AdjustedR – squared</i> = 0,958905 <i>S.E.of regression</i> = 0,104078 <i>DW</i> = 0,449393 <i>AIC</i> = -1,630738		
Nota: *. **, *** denota niveles de significación del 10%. 5% y 1% respectivamente.						

Cuadro 3: Estimación de la relación de largo plazo por MCO

La estimación de los parámetros muestra que todos ellos tienen los signos esperados por la teoría y son significativos al 95 % para ambas muestras (a excepción de la constante que no resulta significativa para la muestra ampliada).

Sin embargo, se destacan las siguientes diferencias: la elasticidad ingreso es superior para la muestra ampliada pasando de 0.71 a 1.26. En ambos casos no puede rechazarse que el parámetro sea estadísticamente diferente de la unidad, al 95 % en el caso de la muestra restringida y al 90 % en caso de la muestra ampliada (VerAnexo C Cuadros 9.3 y 9.4). Este resultado parece señalar, por un lado que la elasticidad ingreso se ha incrementado y que está en línea con la teoría económica que sugiere elasticidades ingreso de la demanda de dinero entorno a la unidad.

Por otra parte, la semielasticidad de la tasa de interés decrece levemente de -0.40 a -0.32. Esto es consistente con los datos que se incorporan en la muestra ampliada, donde la variabilidad de la tasa de interés ha sido menor. La variable volatilidad incide positivamente en la demanda real de dinero en ambos casos, aunque el efecto marginal es superior cuando se considera la muestra ampliada (0.84 vs 1.54).

El cuadro 15 resume el análisis de los residuos de las regresiones MCO. El test de multiplicadores de Lagrange sugiere autocorrelación serial y los test White y Arch sugieren heteroscedasticidad de la varianza para ambas muestras. El test Jarque Bera arroja que dichos residuos no se distribuyen normales para la muestra hasta 2010 pero sí para la muestra hasta 2017. Todo esto señala que aún existe cierta estructura en los datos, pero parecen ser estacionarios alrededor de cero y no presentan raíces unitarias.

Por otra parte, en relación a las estimaciones previas hechas para Uruguay, los resultados encontrados

	Muestra 2010	Muestra 2017
<b>Test de autocorrelación serial</b>		
<b>LM (2 REZAGOS)</b>	F-statistic 56.56125	F-statistic 70.18314
	Prob. 0.0000	Prob. 0.0000
<b>Test de heterocedasticidad</b>		
<b>White</b>	F-statistic 6.465995	F-statistic 4.480735
	Prob. 0.0000	Prob. 0.0000
<b>ARCH (1 REZAGO)</b>	F-statistic 238.3781	F-statistic 103.7592
	Prob. 0.0000	Prob. 0.0000
<b>Test de normalidad</b>		
<b>Simetría</b>	0.851993	0.187509
<b>Curtosis</b>	5.514255	3.284602
<b>Jarque-Bera</b>	41.89707	1.265175
	Prob. 0.0000	Prob. 0.531215

Cuadro 4: Comportamiento de los residuos de la regresión MCO

para la muestra 2010 son muy similares a los encontrados por Brum. *et. al.*(2011).<sup>20</sup>

### 5.3. Estimación recursiva: regresiones recursivas y ventanas recursivas

Siguiendo con el análisis de estabilidad, de forma complementaria, se plantea la estimación dinámica de la ecuación de largo plazo de dos formas alternativas: por un lado se realizan las regresiones recursivas que parten de una muestra inicial y actualizan las estimaciones, incorporando sucesivamente una nueva observación hasta cubrir la totalidad de los datos. En el primer caso, las estimaciones más recientes de los coeficientes  $\beta$  están afectadas por la historia lejana de la serie lo cual, en presencia de cambios estructurales, puede sesgarlas. Por otra parte, se plantean ventanas recursivas (Rolling windows), donde simultáneamente se agregan observaciones al final y se eliminan al inicio; esto puede corregir el sesgo, pero las estimaciones poseen mayor error estándar.

A continuación, en las figuras 3 a 5, se presenta la estimación de los parámetros de la ecuación de largo plazo a través de regresiones recursivas. Se parte de una muestra de tamaño  $k=48$  observaciones, es decir 12 años, y se añade una a una todas las observaciones restantes hasta abarcar el total de datos :  $k + 1, k + 2, \dots, k + (n - k)$ , siendo  $n=137$ , el tamaño muestral.

<sup>20</sup>Cabe recordar que la muestra de este trabajo es más reducida, comenzando en 1983.q1 mientras que el trabajo mencionado lo hace en 1980.q1.

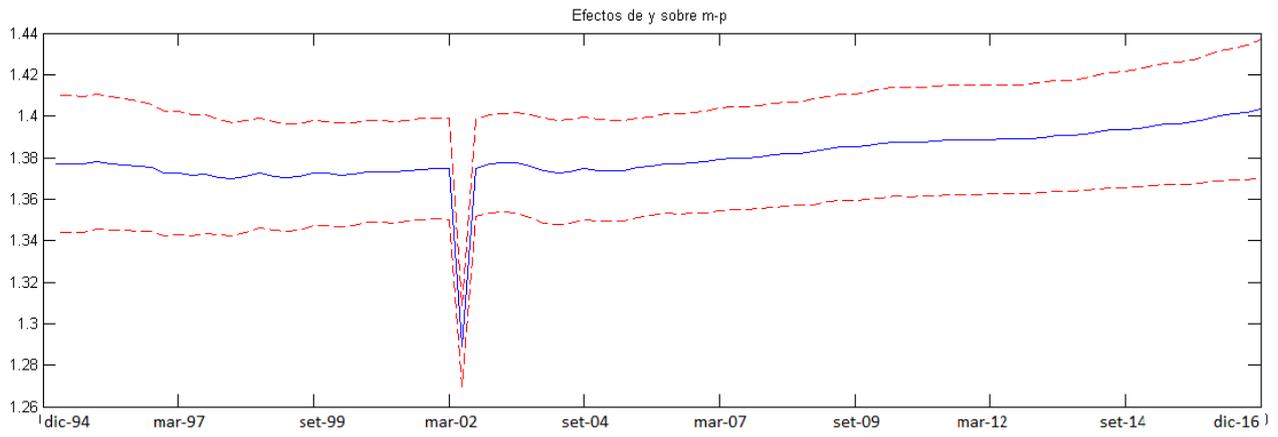


Figura 3: Regresión recursiva: estimación del parámetro  $\beta_1$ .

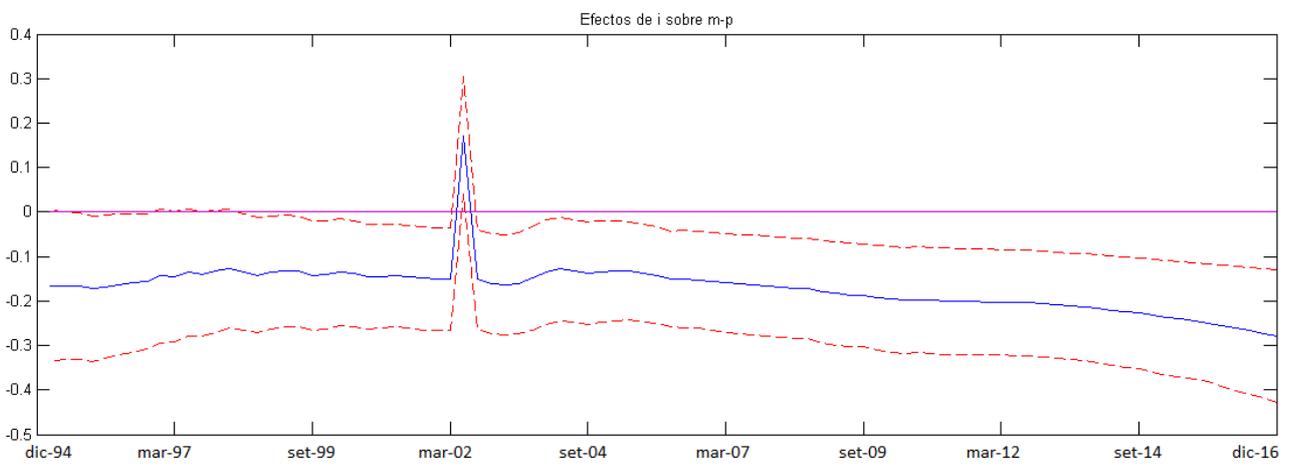


Figura 4: Regresión recursiva: estimación del parámetro  $\beta_2$

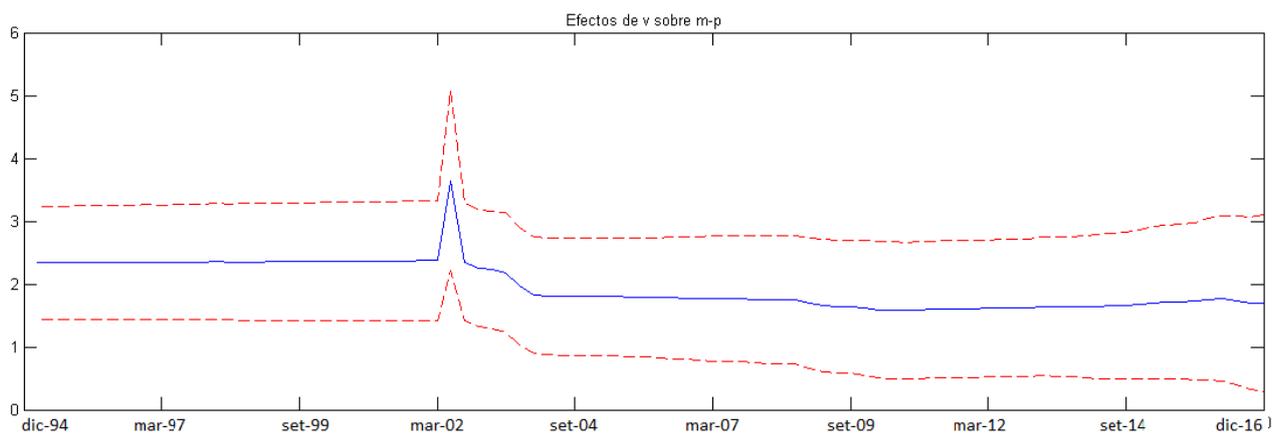


Figura 5: Regresión recursiva: estimación del parámetro  $\beta_3$

Se destaca que:

- todos los parámetros presentan bastante oscilación y son significativos a lo largo del período considerado.
- se observa una marcada inestabilidad en todos los parámetros durante los años 2002 y 2003, fechas en que se produce una profunda crisis económico-financiera, con una fuerte devaluación y crecimiento inflacionario.
- por otra parte, se observa una tendencia levemente creciente del coeficiente asociado al logaritmo del producto (es decir, la elasticidad del ingreso). Este coeficiente presenta las bandas de confianza más estrechas a lo largo de la muestra, lo que indicaría mayor precisión en su estimación.
- el coeficiente asociado a la variable tasa de interés parece volverse ligeramente más negativo, aunque con mayores bandas de confianza, a partir del año 2008, año donde se empieza a utilizar la tasa de interés como instrumento para la política monetaria.
- para la variable de volatilidad, el parámetro asociado también parece sufrir un cambio de nivel durante los años 2002-2003. La volatilidad de la inflación y devaluación esperada se disparan en estos años. Las bandas de confianza de dicha variable parecen incrementarse a partir del año 2012.

Para el caso de las ventanas recursivas donde se mantiene constante el tamaño de la muestra (48 observaciones), se presenta, a continuación, en las figuras 6 a 8 los principales resultados de la estimación de largo plazo.

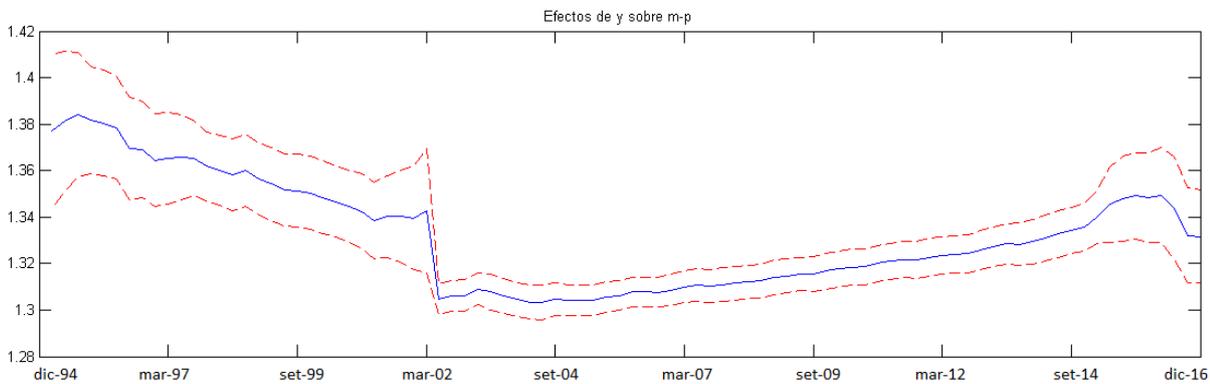


Figura 6: Ventanas recursivas: estimación del parámetro  $\beta_1$

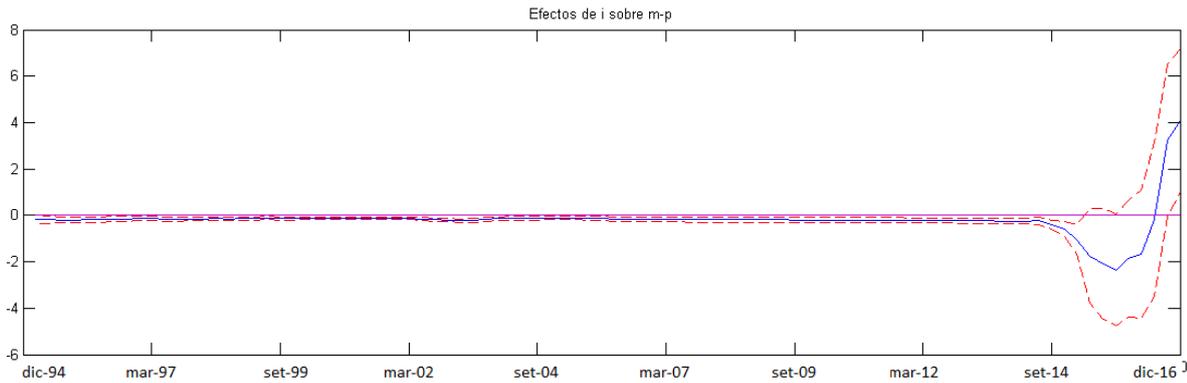


Figura 7: Ventanas recursivas: estimación del parámetro  $\beta_2$

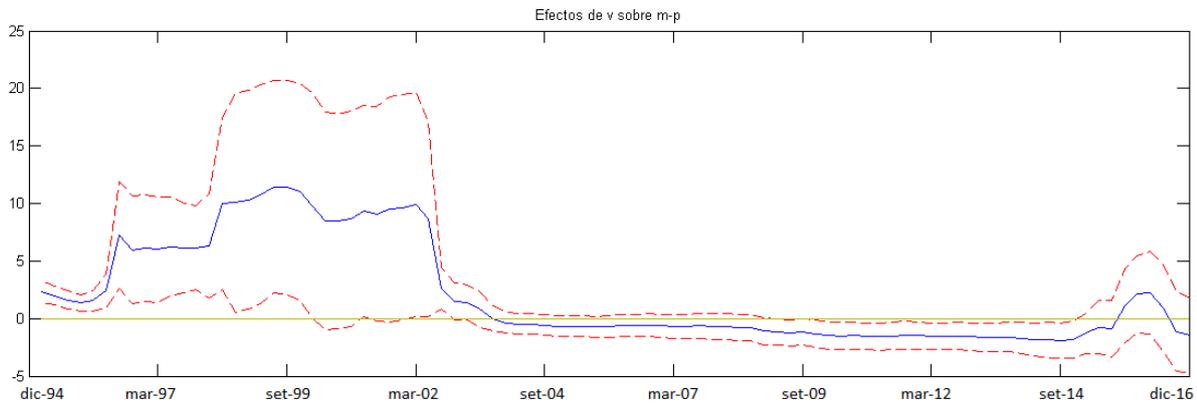


Figura 8: Ventanas recursivas: estimación del parámetro  $\beta_3$

Se remarcan los siguientes hechos:

- parece aún más evidente que la estabilidad de los parámetros estimados se deteriora para los últimos 10 trimestres (3 años).
- la elasticidad del ingreso parece sufrir un quiebre alrededor del año 2001-2002; coincidiendo con la recesión económica iniciada en 2001 y la crisis del año 2002.
- la semielasticidad de la tasa de interés muestra el comportamiento más estable, aunque su valor es cercano a cero para toda la muestra, a excepción de los últimos 10 trimestres donde parece volverse mucho más inestable.
- el parámetro de la variable volatilidad parece no ser significativo para varios trimestres del intervalo central de la muestra considerada -desde 2004 hasta 2009-, mientras que resulta muy significativa para los primeros años de la muestra así como para los últimos 5 trimestres.

El análisis de la estimaciones puntuales por MCO así como las regresiones dinámicas sugieren que los parámetros de la demanda de dinero no se han mantenido estables a lo largo del tiempo: la elasticidad del ingreso parece haber aumentado, especialmente a partir del año 2002, la semi-elasticidad de la tasa de interés parece comportarse de forma bastante estable hasta los últimos años de la muestra. El parámetro asociado a la variable de volatilidad presenta gran oscilación tanto al principio como al final de la muestra. La crisis del año 2002 parece afectar la estabilidad de todos los parámetros.

#### 5.4. Estimación de cambios de Régimen de Markov

En el cuadro 5 se exponen los resultados de la estimación de la ecuación de largo plazo mediante la regresión de cambio de régimen de Markov. Se han supuesto dos estados de la variable inobservable ( $s_t = 1, 2$ ) que se caracterizan en la siguiente sección. Se realizan tests de Wald para testear si los coeficientes son estadísticamente distintos en uno y otro régimen.<sup>21</sup> Todas las variables arrojan coeficientes estadísticamente distintos entre uno y otro régimen, aunque con el mismo signo. Esto, aunque resulte extraño para las variables determinísticas (dummies estacionales y quiebres), podría explicarse porque éstas tienen una incidencia distinta en uno u otro régimen. Por ejemplo, la incidencia de la estacionalidad en el período de menor varianza, parece ser más acentuada que en el de mayor varianza. Es importante resaltar que la muestra restringida a 2010 arroja resultados similares a la muestra 2017; este resultado encontrado es relevante porque refleja la estabilidad del método para la caracterización de los regímenes a medida que se incrementa el tamaño muestral en 28 observaciones (7 años). Esto estaría indicando que la metodología de cambio de régimen de Markov identifica los mismos regímenes aunque cambie el tamaño de la muestra.

---

<sup>21</sup>Resultados disponibles bajo petición.

Variable dependiente: $m - p$ .						
	Muestra 1983q1-2010q1			Muestra 1983q1-2017q1		
	Coefficiente	Desv. Típ	Prob.	Coefficiente	Desv. Típ	Prob.
<b>Régimen 1</b>						
<i>Constante</i>	4.019192***	0.155942	0.0000	3.750972***	0.271257	0.0000
<i>y</i>	0.473782 ***	0.034872	0.0000	0.533313***	0.060214	0.0000
<i>i</i>	-0.394127***	0.023053	0.0000	-0.371338***	0.029121	0.0000
<i>volatilidad</i>	0.480677 ***	0.165948	0.0038	0.555544***	0.181348	0.0022
<i>Dum1</i>	0.100531 ***	0.009877	0.0000	0.096902***	0.010001	0.0000
<i>Dum2</i>	0.049185 ***	0.010207	0.0000	0.045886***	0.009975	0.0000
<i>Fe90q3</i>	-0.134570 ***	0.015619	0.0000	-0.146213***	0.017780	0.0000
<i>Rampa</i>	-0.134570***	0.001376	0.0000	0.031622***	0.001095	0.0000
<i>log(<math>\sigma_1</math>)</i>	-3.494967***	0.099735	0.0000	-3.410952***	0.088389	0.0000
<b>Régimen 2</b>						
<i>Constante</i>	-0.361497	1.029734	0.7255	-3.840174***	0.598787	0.0000
<i>y</i>	1.593514***	0.234633	0.0000	2.428008***	0.132491	0.0000
<i>i</i>	-0.229744***	0.084209	0.0064	-0.096028	0.073941	0.1924
<i>volatilidad</i>	-1.065277*	0.567844	0.0607	-1.756278**	0.727677	0.0158
<i>Dum1</i>	0.163017***	0.023436	0.0000	0.162920***	0.024428	0.0000
<i>Dum2</i>	0.106007***	0.023717	0.0000	0.128670***	0.024851	0.0000
<i>Fe90q3</i>	-0.918135***	0.075838	0.0000	-1.187624***	0.075753	0.0000
<i>Rampa</i>	0.026301***	0.006562	0.0001	-0.007148**	0.001874	0.0001
<i>log(<math>\sigma_2</math>)</i>	-3.008123***	0.131599	0.0000	-2.771955***	0.126195	0.0000
<i>p<sub>11</sub></i>	0.956179			0.945905		
<i>p<sub>22</sub></i>	0.925479			0.928643		
Log likelihood	188.3342			214.3925		
<b>Nota: *. **. *** denota niveles de significación del 10 %. 5 % y 1 % respectivamente.</b>						

Cuadro 5: Estimación de regímenes de Markov por máxima Verosimilitud

### 5.5. Caracterización de los Estados de Markov

A continuación, en la figura 9 se presentan las probabilidades filtradas para el Régimen 1, que son inferencias sobre  $s_t$ , es decir sobre el estado en que se encuentra la economía, utilizando la información disponible en el período  $t$  y las probabilidades suavizadas, que son inferencias sobre la variable  $s_t$  usando toda la información disponible en la muestra. Ambas aparecen representadas en la figura 9 para el régimen 1 ( $P(S(t) = 1)$ ), siendo su complemento el régimen 2.

Como se observa, el período de estudio puede caracterizarse adecuadamente en dos regímenes o estados bien reconocibles. Ambos se observan, con probabilidades cercanas al 100 %. El régimen 1 ( $P(S(t) = 1)$ )

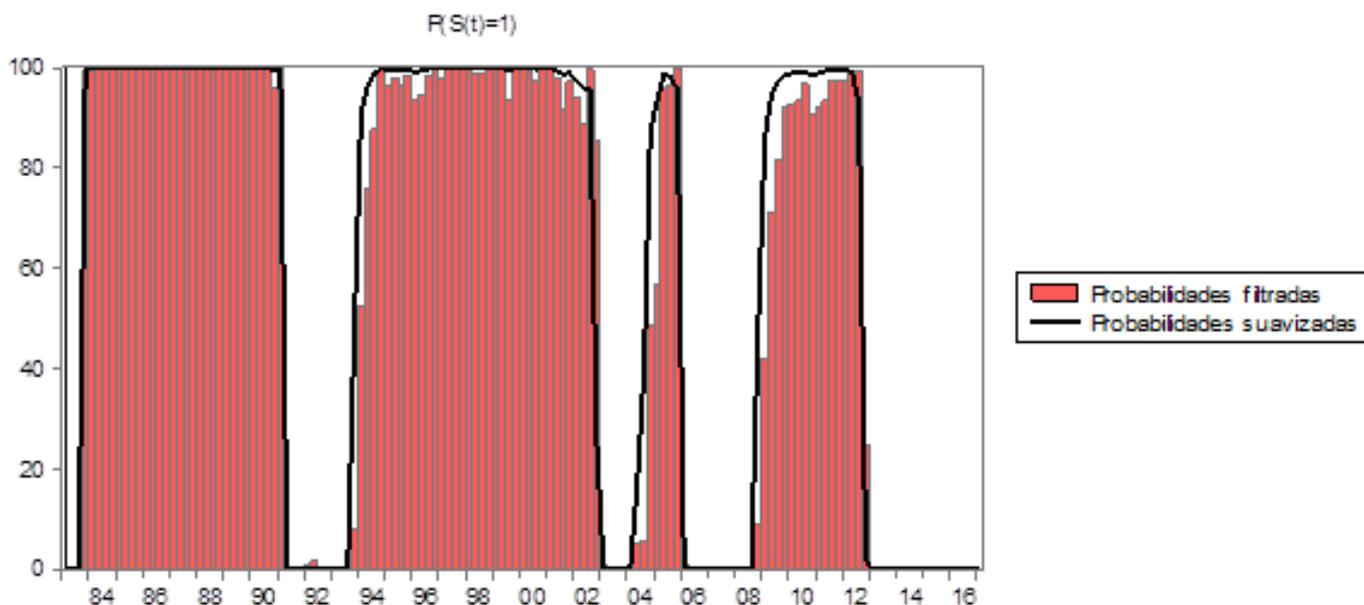


Figura 9: Probabilidades filtradas y suavizadas

se observa para 4 períodos: 1983.q4-1991.q1., 1994.q1-2002.q3., 2004.q4-2005.q4. y finalmente para el período 2009.q1-2012.q3. Por otra parte el régimen 2 ( $P(S(t) = 2)$ ) se observa para los períodos 1983.q1-1983-q3., 1991.q2-1993.q4., 2002.q4- 2004.q3 y por último 2012.q4-2017.q1.

El régimen 1 en comparación con el régimen 2, refleja mayor sensibilidad de la demanda a la tasa de interés y menor sensibilidad al producto. El coeficiente asociado a la variable volatilidad resulta significativo y positivo, es decir, la mayor volatilidad relativa de los rendimientos entre activos sustitutos incrementa la demanda de dinero (signo que coincide con lo previsto en la teoría).

El régimen 2 se caracteriza por menor sensibilidad de la demanda de dinero a la tasa de interés, mayor sensibilidad al producto y con la volatilidad relativa de los rendimientos entre activos sustitutos influyendo de forma negativa en la demanda de dinero aunque de forma no significativa (al 99%). Es el régimen “más inestable” en términos de comportamientos de la demanda de dinero ya que en estos períodos se registran los principales cambios de política monetaria o los epicentros de las crisis financieras.

Este hallazgo, estaría señalando que existen “2 demandas” con diferentes parámetros y varianzas asociadas: una demanda más estable bajo la cual se aplica un único plan de estabilización y sin grandes cambios en términos de política monetaria y una demanda más inestable, donde se identifican cambios de política monetaria y las crisis económico financieras.

### 5.5.1. Régimen 1: Relativa estabilidad de la demanda.

Como se señaló, el Estado 1 se observa en 4 sub-períodos que se describen brevemente a continuación:

- 1983.q4 -1991.q1. Si bien el período se caracteriza por alta inflación, es menos inestable que los trimestres anteriores (donde estalla una profunda crisis económico-financiera marcada por el abandono del ancla cambiaria seguida hasta ese momento). Este período se centra en el manejo de la política cambiaria para evitar el deterioro del tipo de cambio real lo que restringe el manejo de los agregados monetarios o los tipos de interés, resultando en una política monetaria básicamente

“pasiva”. Este período se extiende hasta 1991, fecha en que se pone en práctica un plan de estabilización.

- 1994.q1-2002.q3. Durante este período se aplica un plan de estabilización de la inflación que utiliza el tipo de cambio como ancla nominal a través de un sistema de bandas de flotación.
- 2004.q4-2005.q4. Estos años coinciden con la primera etapa de una política monetaria basada en el control de agregados monetarios. En primera instancia se utilizan objetivos sobre la base monetaria.
- 2009.q1-2012.q3. Durante este período se aplica una política monetaria basada en el control de la tasa de interés de corto plazo.

### **5.5.2. Régimen 2: Régimen con alta volatilidad y cambios en la política monetaria**

Este régimen podría denominarse de mayor inestabilidad de la demanda de dinero, porque abarca tanto los períodos de crisis económico-financiera como los cambios en los instrumentos de política; se observa para 5 períodos:

- 1983.q1-1983.q3. Es el período más corto de todos los identificados; cabe recordar que a partir de 1981 se instala en el país una recesión económica que mina la confianza en el régimen cambiario, culminando en 1983 en una crisis económico financiera que implica entre otras cosas una devaluación de 148 % y una inflación cercana al 50 %. Por tanto, las primeras observaciones de las series consideradas se caracterizan por una gran volatilidad .
- 1991.q2-1993.q4. En un esfuerzo por contener la inflación se establecen bandas de flotación para el tipo de cambio cuyo objetivo es actuar como ancla nominal. Este sistema permanece hasta la crisis económico financiera de 2002 que obliga a una nueva devaluación.
- 20002.q4- 2004.q3. Esta etapa va desde la crisis financiera y el abandono del régimen cambiario que actúa como ancla nominal, a un sistema de flotación sucia de tipo de cambio. Abarca la crisis económico financiera del año 2002, año donde se abandona el ancla nominal sobre el tipo de cambio y se pasa al control de agregados monetarios.
- 2006.q1-2008.q4. A partir de octubre de 2007 la política monetaria vira de objetivos sobre agregados monetarios hacia el control de la tasa de interés de corto plazo -también denominada Tasa de Política Monetaria (TPM) .
- 2012.q4 a 2017.q1. En el tercer trimestre de 2013 se da otro giro a la política monetaria, pasando de un régimen de control de tasa de interés a un objetivo de agregados monetarios: M1'. A partir del 1 de julio de 2013, el BCU abandona la fijación de la tasa de interés de corto plazo como instrumento para controlar la inflación.

En resumen, el régimen 1 parece captar períodos de relativa estabilidad de la demanda de dinero, mientras que el régimen 2 registra los cambios en los instrumentos de política y aquellos períodos de mayor volatilidad de las variables macroeconómicas, capturando los epicentros de las crisis económicas y financieras. Estas cuestiones están claramente relacionadas, ya que el abandono de los planes de

estabilización tiene muchas veces carácter forzoso, como por ejemplo, la imposibilidad de mantener el compromiso sobre el tipo de cambio, como sucede en las crisis de 1983 y 2002.

Las transiciones del régimen 1 al régimen 2 por tanto, están marcadas por cambios en las relaciones entre las variables de la ecuación, con grandes oscilaciones del producto y en el tipo de cambio o cambios en los instrumentos de política monetaria. En algunos casos, el cambio de régimen del estado 1 al 2, se produce trimestres antes del cambio efectivo de instrumento de política, por lo que la metodología de cambio de régimen podría estar “anticipando” los fenómenos. Así, la primera transición del estado 1 al 2 coincide con la aplicación del plan de estabilización iniciado en marzo de 1991, si bien los anuncios oficiales sobre las bandas de flotación a utilizar se hacen oficialmente al año siguiente. La tercera transición (2006.q1) se produce varios trimestres antes del anuncio sobre la utilización de la TPM como instrumento de política monetaria. La cuarta transición que se observa en 2012.q4 ocurre poco antes del cambio de política monetaria, donde se pasa del control de la tasa de interés al control sobre agregados monetarios en el año 2013.

## 5.6. Probabilidades de transición y duraciones promedio

Podemos señalar que ambos regímenes (relativa estabilidad y alta volatilidad con cambio de política) son altamente persistentes como puede observarse en la matriz de probabilidades de transición (16).

$$P^T = \begin{bmatrix} 0,9459 & 0,0540 \\ 0,0713 & 0,9286 \end{bmatrix} \quad (16)$$

Las probabilidades de transición son de 94.59 % para el régimen de menor volatilidad y de 92.86 % para el régimen de mayor volatilidad. Lo que significa que si nos encontramos en un trimestre “estable”, la probabilidad de que el trimestre siguiente sea estable es de 94.59 %. De igual forma, la probabilidad de continuar en un régimen de alta volatilidad (si nos encontramos en él) es de 92.86 %, lo que demuestra la altísima persistencia de ambos regímenes.

La duración esperada para ambos regímenes que son calculadas desde las probabilidades de transición (16) son 18.48 trimestres para los períodos de estabilidad (4 años y medio aproximadamente) y 14.01 trimestres para los períodos de mayor inestabilidad (3 años y medio aproximadamente). Es decir, los períodos de mayor estabilidad de la demanda de dinero tienen mayor duración esperada que los más inestables. Que los períodos inestables sean casi tan prolongados como los estables, parece bastante razonable debido a que los mecanismos de transmisión de la política monetaria no son inmediatos y además existen factores estructurales de inercia propios de la economía uruguaya.

## 5.7. Análisis de conectividad a través de la metodología VAR

En esta sección se analizan los principales resultados de los aspectos señalados en la Sección 4.9. Para dicho análisis se estima un VAR para las variables  $m - p$ ,  $y$ ,  $i$ ,  $v$  y se computa la matriz de varianzas y covarianzas del error de previsión a horizonte 4 ( $H=4$ ). El cuadro 6 presenta un resumen de la conectividad direccional y total entre las variables que conforman la demanda de dinero. Dicho cuadro se obtiene de la matriz de varianzas y covarianzas del error de previsión de un VAR bajo identificación generalizada de los shocks.

	<i>m - p</i>	<i>v</i>	<i>i</i>	<i>y</i>	<b>Conectividad direccional total de otros a i</b>
<i>m - p</i>	59.9623	1.0757	3.2964	35.6655	<b>40.03767</b>
<i>v</i>	1.1757	96.9012	0.4893	1.4338	<b>3.0988</b>
<i>i</i>	2.4840	2.5044	94.4428	0.5687	<b>5.5572</b>
<i>y</i>	13.6327	1.8055	3.6446	80.9171	<b>19.0829</b>
<b>Conectividad direccional total de j hacia otros</b>	<b>17.2925</b>	<b>5.3857</b>	<b>7.4303</b>	<b>37.6679</b>	<b>16.9441</b>

Cuadro 6: Tabla de conectividad total entre las variables.

Cada fila nos enseña qué porcentaje de la varianza del error de predicción de la variable *i* es explicada por la variable *j*, mientras que cada columna nos muestra qué porcentaje de la varianza del resto de las variables *i* es explicado por la variable *j*. Por tanto, los elementos de la diagonal principal señalan el porcentaje de la varianza del error de predicción explicada por la propia variable.

Se destaca que la variabilidad explicada por la propia variable es alta en todos los casos. Así, casi el 60 % de la varianza de la cantidad real de dinero se explica por dicha variable. El resto de las variables explican a la demanda de dinero en un 40.03 %, y de estas, la que más explica la varianza de la cantidad de dinero es el producto (35.66 %). En el caso del producto, 80.91 % de su varianza se explica por sí misma, mientras que el resto explican el 19.08 %: 13.63 % está explicado por la cantidad real de dinero y 3.64 % y 1.80 % por la tasa de interés y la volatilidad de los rendimientos de los activos sustitutos respectivamente. Para el caso de la volatilidad y de la tasa de interés, más de un 90 % de la varianza del error de predicción se explica por sí mismas. En otras palabras, la cantidad real de dinero es la variable más explicada en términos de las otras variables consideradas.

Si se realiza una lectura por columnas, se observa que el producto es la variable que más explica a las demás (37.66 %), seguido por la cantidad real de dinero (17.29 %), mientras que la variable de volatilidad solo explica a las demás en 5.38 %.

Finalmente, cabe resaltar que la conectividad total entre las variables que surge de hacer el promedio simple tanto por filas o por columnas de las conectividades direccionales es de casi 17 %.

El cuadro 7 puede derivarse del anterior y muestra las conectividades netas entre las variables (es decir si la variable explica más o menos a las otras de lo que las otras la explican a ella). Nuevamente, si se mira por filas, la cantidad real de dinero es explicada en términos netos en un 22.74 % por el resto de las variables (por ese motivo aparece con signo negativo). Esto surge de restar lo que la cantidad real de dinero explica a las demás variables (17.29 %) menos lo que las demás variables explican a ella (40.03 %).

El producto por otra parte explica más a las demás variables, un 18.58 % en términos netos, de lo que éstas explican el producto. En cuanto a la tasa de interés, y la variable de volatilidad, éstas explican poco a las demás y son explicadas aún en menor medida.

	$m - p$	$v$	$i$	$y$	<b>Conectividad direccional neta total de i a otros</b>
$m - p$	0	0.1000	-0.8123	-22.0328	<b>-22.7451</b>
$v$	-0.1000	0	2.0151	0.3718	<b>2.2869</b>
$i$	0.8123	-2.0151	0	3.0759	<b>1.8732</b>
$y$	22.0328	-0.3718	-3.0759	0	<b>18.5851</b>
<b>Conectividad direccional total de otros hacia j</b>	<b>22.7451</b>	<b>-2.2869</b>	<b>-1.8732</b>	<b>-18.5851</b>	<b>0</b>

Cuadro 7: Tabla de conectividad neta entre variables.

Este cuadro de conectividades netas, si bien no permite establecer relaciones de causalidad -ya que no impone dichas restricciones en el VAR- da una idea de la dirección de la causalidad de las variables.

Estos cuadros, describen la conectividad media entre las variables para el período considerado, pero ocultan detrás del promedio la dinámica ocurrida a lo largo del período. Para poder observar esto, se calcula la descomposición de la varianza a horizonte 4 mediante ventanas móviles de 48 observaciones. Los siguientes gráficos complementan el análisis, mostrando cómo varía dicha conectividad a lo largo del tiempo. En primer lugar se observa, en la figura 10, la evolución de la conectividad total entre las variables que componen la demanda de dinero. Se destaca por un lado, el gran incremento de la conectividad en el año 2002, que alcanza un 63%. Por otro lado, parece observarse un ligero incremento de la conectividad total en los últimos 10 años.

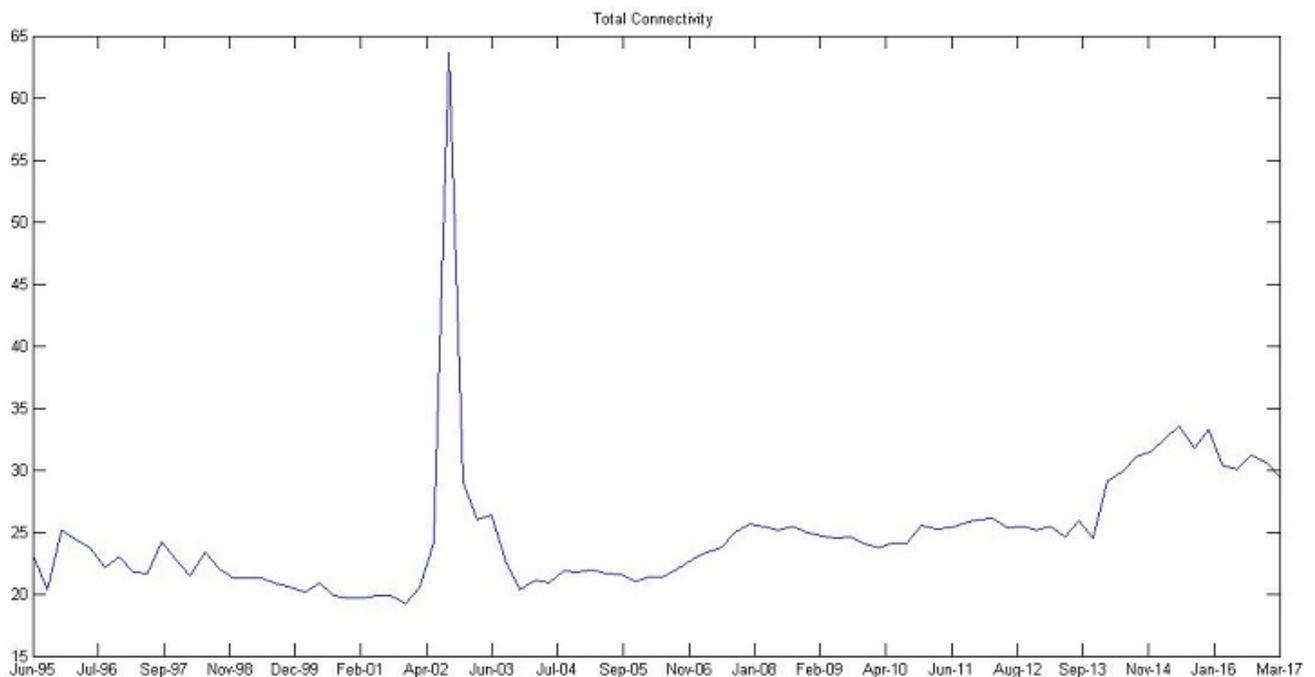


Figura 10: Conectividad total entre variables

En la siguiente figura (11) se observa de forma dinámica la conectividad direccional de cada una de las variables que conforman la demanda de dinero hacia el resto. Brinda una idea de cómo varía el grado

en que cada variable explica a las demás, En todos los casos destaca el incremento de la conexión para el año 2002, salvo para el caso del producto, donde éste explica menos a las demás que para el resto del período. Por otra parte se destaca que el producto explica una mayor parte del comportamiento del resto de las variables para los últimos años del período analizado y en particular a la cantidad real de dinero (Ver también Anexo D Figuras 14 y 15 ).

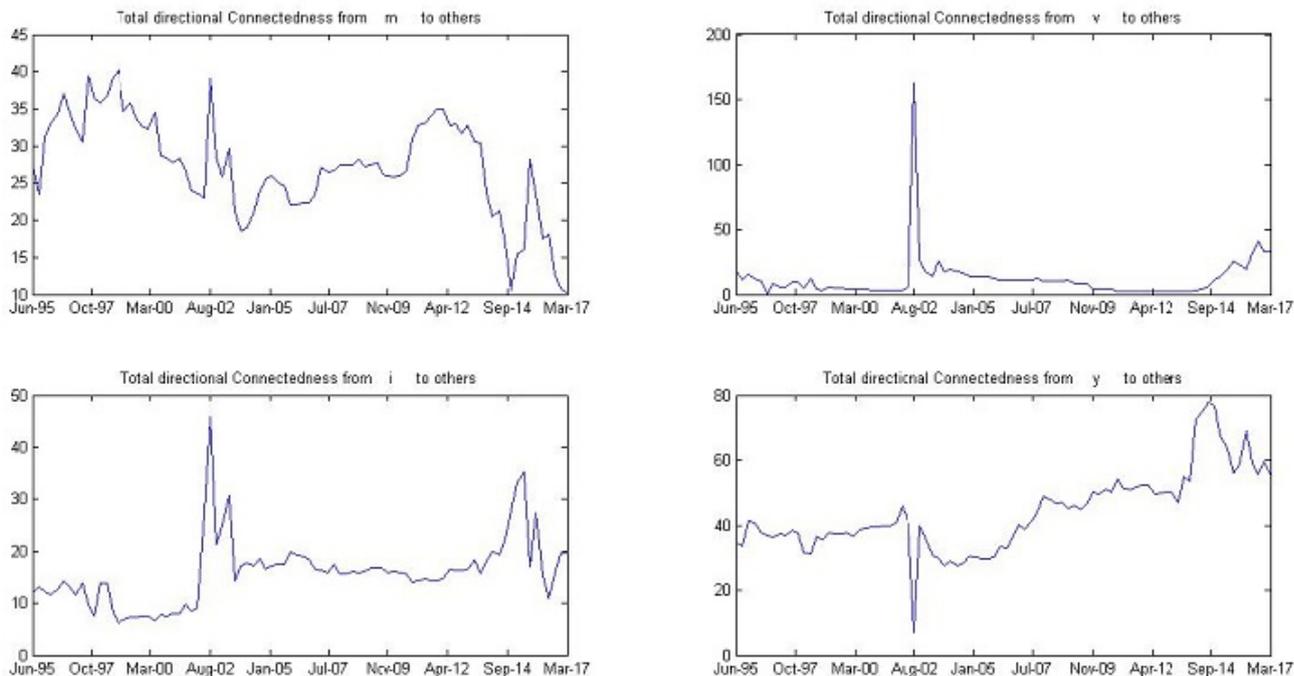


Figura 11: Conectividad direccional total de la variable i sobre las demás

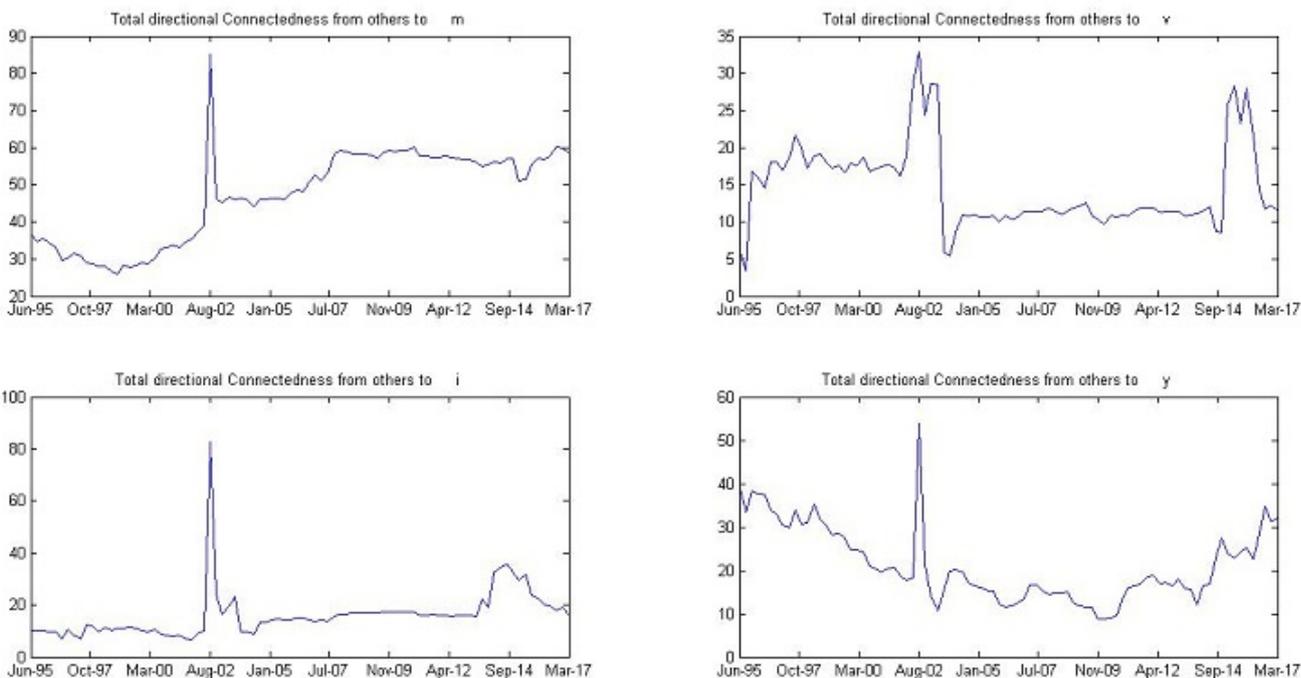


Figura 12: Conectividad direccional total de todas las variables sobre la variable i

Finalmente, en la figura 12 se presenta la conectividad direccional desde todas las variables hacia

determinada variable  $i$ . Esta forma de ver la conexión entre las variables es similar a la anterior, pero es de especial interés para el caso de la cantidad real de dinero ( $m_t - p_t$ ). Señala que las variables consideradas explican más a la variable  $m_t - p_t$  al final de la muestra que al principio y la explican mucho en el año 2002. Nuevamente se reafirma la idea de que para el año 2002 la conexión entre las variables se incrementa fuertemente.

Llama la atención el comportamiento de la variable tipo de interés, a excepción de lo ya comentado para el año 2002, la conectividad direccional de las otras variables hacia ella se mantiene relativamente estable hasta los últimos 4 años donde crece levemente. Este análisis, aún sin plantear relaciones de causalidad, estaría indicando que la variable resulta relativamente exógena. Este mismo comportamiento sobre la tasa de interés, pero desde el punto de vista de la conectividad neta se observa en la figura 13 y cuyo valor ronda el cero por ciento a lo largo de la muestra.

Con respecto a la conectividad neta de las otras variables, se destaca que la conectividad de  $m_t - p_t$  se reduce a lo largo de toda la muestra, pasando de valores positivos al inicio a valores de alrededor de -40%. Es decir, la variable pasa en términos netos de explicar al resto a ser explicada por las demás.

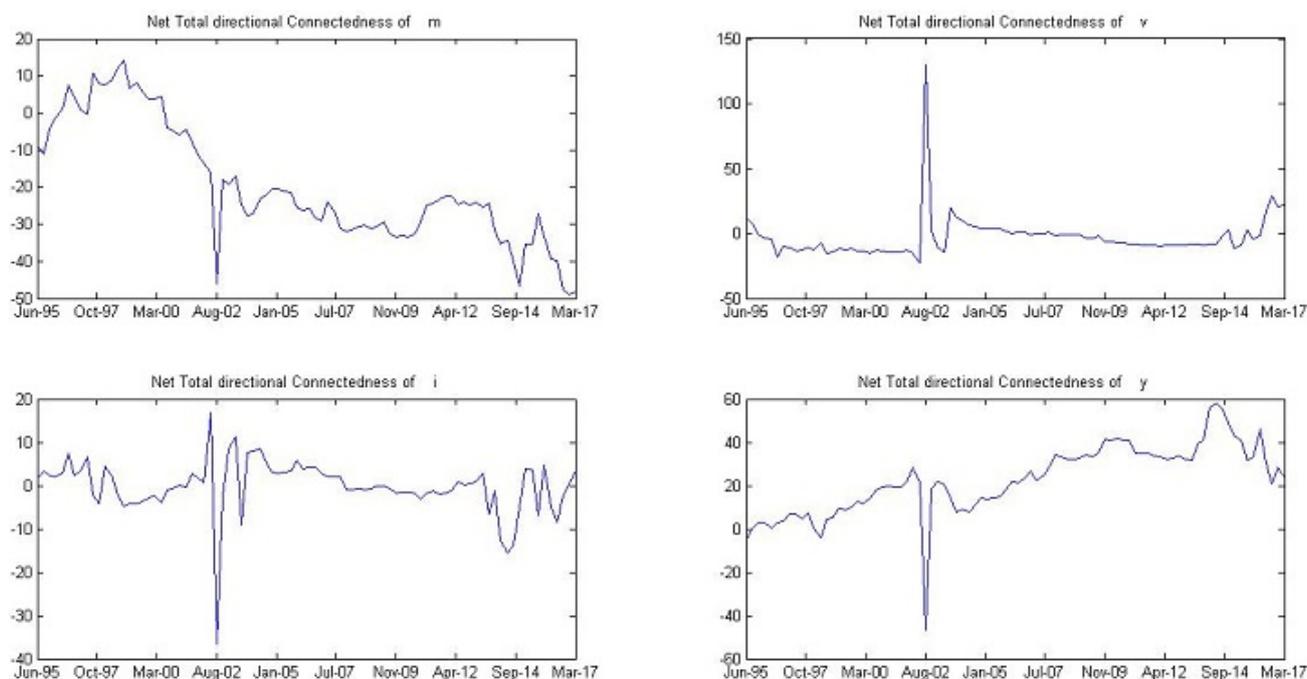


Figura 13: Conectividad neta total de cada variable  $i$

## 6. Conclusiones

### 6.1. Resultados

La estimación de los valores esperados de las series de inflación y devaluación que conforman la volatilidad relativa de rendimientos de activos sustitutos mediante expectativas racionales, constituye un avance respecto a la estimación actual que utiliza expectativas adaptativas. Se construye una variable más suavizada y que no presenta el comportamiento rezagado de la anterior.

Por un lado, el análisis de las estimaciones puntuales por MCO para las distintas muestras así como las regresiones dinámicas sugieren que los parámetros de la demanda de dinero no se han mantenido estables a lo largo del tiempo: la elasticidad del ingreso parece haber aumentado, especialmente a partir del año 2002 y la semi-elasticidad de la tasa de interés parece comportarse de forma bastante estable hasta los últimos años de la muestra. El parámetro asociado a la variable de volatilidad presenta gran oscilación tanto al principio como al final de la muestra. Todos los parámetros involucrados en la estimación de la demanda de dinero resultan fuertemente afectados por los episodios ocurridos en el año 2002.

Por otra parte, la utilización de dos regímenes o estados de Markov, uno relativamente estable y otro más inestable con cambios de política, parece adecuado para caracterizar la evolución de la política monetaria de los últimos 35 años. El régimen relativamente estable o de baja volatilidad (identificado como Régimen 1) donde se aplica un único plan de estabilización se caracteriza por mayor sensibilidad de la demanda a la tasa de interés y menor sensibilidad al producto y con el coeficiente asociado a la variable volatilidad positivo y significativo. El régimen “más inestable” o de alta volatilidad (que llamamos Régimen 2) se caracteriza por menor sensibilidad de la demanda de dinero a la tasa de interés, mayor sensibilidad al producto y con la volatilidad relativa de los rendimientos entre activos sustitutos influyendo de forma negativa en la demanda de dinero aunque de forma no significativa (al 99 %).

Este es el régimen “más inestable” en términos de comportamientos de la demanda de dinero ya que en estos períodos se registran los principales cambios de política monetaria o los epicentros de las crisis financieras. Ambos regímenes se detectan con probabilidades cercanas al 100 %.

Todos los coeficientes estimados, inclusive la varianza, son estadísticamente diferentes entre uno y otro régimen de Markov. Este hallazgo, estaría señalando que existen “2 demandas” con diferentes parámetros y varianzas asociadas: una demanda más estable bajo la cual se aplica un único plan de estabilización y sin grandes cambios en términos de política monetaria y una demanda más inestable, donde se registran los cambios de política monetaria y las crisis económico financieras.

Las duraciones promedio encontradas señalan que ambas demandas son bastante persistentes en el tiempo: 18,48 trimestres para la más estable (4 años y medio aproximadamente) y 14,01 trimestres para la más inestable (3 años y medio aproximadamente). Que los períodos inestables sean casi tan prolongados como los estables, parece bastante razonable debido a que los mecanismos de transmisión de la política monetaria no son inmediatos y además existen factores estructurales de inercia propios de la economía uruguaya.

Los resultados obtenidos a partir del análisis de conectividad basado en la descomposición del error de pronóstico de la varianza va en la misma línea de los restantes hallazgos: sugiere que la conectividad de las variables ha cambiado de forma notoria para el período considerado. Si bien la conectividad

promedio encontrada entre las variables es del 17% para el período muestral, esta parece haberse incrementado notoriamente en el año 2002 y parece incrementarse nuevamente en los últimos años.

Por su parte, el producto explica en mayor medida a las demás variables al final que al inicio de la muestra, y en particular explica más a la cantidad de dinero, mientras que la cantidad real de dinero hace lo contrario. Llama la atención el comportamiento de la variable tipo de interés, a excepción de lo ya comentado para el año 2002, la conectividad direccional de las otras variables hacia ella se mantiene relativamente estable hasta los últimos 4 años donde crece levemente. Este análisis, aún sin plantear relaciones de causalidad, estaría indicando que dicha variable resulta relativamente exógena.

## **6.2. Líneas de trabajo futuras**

De acuerdo al alcance del presente trabajo y en base a los resultados encontrados, quedan abiertas las siguientes líneas de investigación:

- incorporar a la ecuación de la demanda de dinero alguna variable que mida la riqueza de los individuos y analizar la relación de las variables determinantes de la demanda de dinero en relación a otros agregados monetarios, como los agregados DIVISIA.
- la evidencia sugiere que los episodios de crisis financieras resultan muy importantes a la hora de explicar la evolución de la demanda de dinero por lo que se podría estudiar introducir algún indicador que capture dichos episodios, más allá de lo capturado por la variable de volatilidad relativa de los rendimientos de los activos sustitutos.

## Referencias

- [1] Abiad, A. (2002). *Early warning systems for currency crisis: a Markov Switching aproach with application to Southeast Asia*. Ph. D. Dissertation; Philadelphia: University of Pennsylvania.
- [2] Aboal, D. y Oddone, G. (2003). *Reglas versus Discrecionalidad: La Política Monetaria en Uruguay entre 1920 y 2000*. Centro de Investigaciones Económicas.
- [3] Aboal D., Fernández D. y Peyrous, N. (2005). *Política Cambiaria Endógena: una Aplicación de Modelos de Cambio de Régimen de Markov*.
- [4] Alves N., Robalo C. y Sousa, J. (2007). *Is the Euro Area M3 abandoning us?* Banco de Portugal. Volume 20.
- [5] Barnett, W. Offenbacher E. y Spindt, P. (1984). *The New Divisia Monetary Aggregates*. Journal of Political Economy,92.
- [6] Barnett, W. (1980). *Economic Monetary Aggregates: An Application of Aggregation and Index Number Theory*. Journal of Econometrics, 14.
- [7] Barnett, W. (1982). *The Optimal Level of Monetary Aggregation*. Journal of Money, Credit and Banking, 14.
- [8] Blasco-Martel, Y.. y Riera i Prunera, C. (2016). *La teoría cuantitativa del dinero. La demanda de dinero en España: 1883-1998*. Estudios de Historia Económica, 72.
- [9] Bollerslev, T. y Engle, R. (1986). *Modelling the Persistence of conditional variances*. Econometric Reviews, 5(1),1-50.
- [10] Brum C., Bucacos E. y Carballo, C. (2011). *La demanda de dinero en una economía dolarizada: Una estimación para Uruguay*. Revista de Economía Segunda Epoca, 18. No.2.
- [11] Bucacos, E. (2005). *Acerca de la estacionalidad estocástica. Una aplicación para la demanda real de dinero en Uruguay*. Revista de Economía del BCU. No.001.
- [12] Bucacos, E. y Licandro, G. (2002). *Acerca de la estabilidad de la demanda de dinero. El caso de Uruguay, 1979.4-2002.3*. Revista de Economía del BCU. No.001.
- [13] Clower, R. (1967). *A Reconsideration of the Microfoundations of Monetary Theory*. Western Economic Journal.
- [14] Cooley, T. y Hansen, G. (1989). *The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model*. American Economic Review, 79.
- [15] Cruz-Rodriguez, A. (2014). *Analysis of business cycle of the Dominican Republic using Markov Switching model*. Munich Personal RePEc Archive. Paper No.54352, posted 14.
- [16] Della Mea, U. (1991). *La demanda por medios de pago, revisitada*. Revista de Economía, Banco Central del Uruguay.V, No. 2-3.
- [17] Diebold, F. and Yilmaz, K. (2015). *Financial and Macroeconomic Connectedness: A Network Approach to Measurement and Monitoring*. Oxford University Press.

- [18] Fernández-Serrano, J.L y Robles Fernández, M. *Política monetaria y cambios de régimen en los tipos de interés del mercado interbancario*. Investigaciones económicas. Volumen XXVIII.
- [19] Fried, A. y Trujillo, M. (2006). *Demanda de dinero en Uruguay: Una nueva aproximación*. Documento presentado en las Jornadas de Economía 2006 del BCU.
- [20] Ganon, E. (2013). *Tipo de Cambio, Intervenciones y Política Monetaria en Uruguay en el Corto Plazo*. Banco Central del Uruguay.
- [21] Garcia-Ferrer, A. y Novales, A. (1995). *Cointegration, Error Correction Models and Forecasting: The U.K. Demand for Money*. Instituto Complutense de Análisis Económico.
- [22] Gelarch, S. (1994). *German unification and the demand for German M3*. Bank for international Settlements. 21.
- [23] Goldfeld, S. (1973). *The Demand for Money Revisited*. Princeton University.
- [24] Gonzalez, J. (2016). *Agregados monetarios Divisia y demanda de dinero en Uruguay*. BCU-Udelar.
- [25] Hamilton, J. (1989). *A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycles*. *Econometrica*, 57:2.
- [26] Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- [27] Hamilton, J. (2014). *Macroeconomic Regimes and Regime Shifts*. Oxford University Press. Volume 2.
- [28] Jeanne, O. y Masson, P. (2000). *Currency crises, sunspots and Markov Switching Regimes*.
- [29] Johnson, C. (2002). *Subestimación de la Demanda por Dinero. ¿Cambio Estructural ? Un Ejercicio Exploratorio*. *Economía Chilena*. 5, No.2.
- [30] Kim, C. y Nelson, C. (1998). *Business Cycle Turning Points, a New Coincident Index, and Tests of Duration Dependence Based on a Dynamic Factor model with Regime-Switching*. *The Review of Economics and Statistics*. Volume 80.
- [31] Kim, C. y Nelson, C. (1999). *Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle*. *The Review of Economics and Statistics*.
- [32] Kollárová, V. y Cársky, R. (2007). *The estimation of money demand in the Slovak Republic*. National Bank of Slovakia. 15.
- [33] Lucas, R. y Nicolini, J. (2015). *On the Stability of Money Demand*. Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Working Paper,718.
- [34] Lucas, R. (1980). *Two Illustrations of the Quantity Theory of Money*. *American Economic Review*, 70.
- [35] Markowitz, H. (1952). *Portfolio Selection*. *The Journal of Finance*, volume 7.No.1.
- [36] Martinez, M. (2002). *The impact of Banking Crises on Money Demand and Price Stability*. IMF Staff Papers.

- [37] Mies, V. y Soto, R. (2000). *Demanda por dinero: teoría, evidencia, resultados*. Banco Central de Chile, No. 3.
- [38] Nelson, C. y Plosser, C. (1982). *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series*. Journal of Monetary Economics, 10.139-ss.
- [39] Pena, A. (2004). *El ciclo Económico en Uruguay- Un modelo de Switching Regimes*. Revista de Economía - Segunda Epoca . XI No.1.
- [40] Portillo, R. y Ustyugova, Y. (2015). *A Model for Monetary Policy Analysis in Uruguay*. IMF Working Paper. WP/15/170.
- [41] Samuelson, P. (1958). *An Exact Consumption-Loan Model of Interest With or Without the Social Contrivance of Money*. Journal of Political Economy. Volume 66, 467-82.
- [42] Sidrauski, M. (1967). *Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy*. American Economic Association Papers and Proceedings. Volume 57, 534-44.
- [43] Svensson, L. (1985). *Money and Asset Prices in a Cash- In-Advance Economy*. Journal of Political Economy, 93.
- [44] Tobin, J. (1958). *Liquidity preference as a behaviour toward risk*. Review of Economic Studies.

## Parte I

# Anexos

## Anexo A

### Extensión del cálculo de la variable de volatilidad relativa del rendimiento de los activos sustitutos

Partiendo del riesgo del portafolio:  $\sigma_q^2 = \alpha^2 \sigma_M^2 + (1 - \alpha)^2 \sigma_{i_{U\$S}}^2 + 2\alpha(1 - \alpha)\sigma_M \sigma_{i_{U\$S}} \rho_{M,U\$S}$

Reagrupando:

$$\sigma_q^2 = \alpha^2 \sigma_{\Pi_{+1}^e}^2 + (1 - \alpha)^2 \left[ \sigma_{i_{U\$S}}^2 + \sigma_{\delta_{+1}^e}^2 - 2cov(i_{U\$S}, \Pi_{+1}^e) + 2cov(i_{U\$S}, \delta_{+1}^e) - 2cov(\Pi_{+1}^e, \delta_{+1}^e) \right] + 2\alpha(1 - \alpha) \left[ \sigma_{\Pi_{+1}^e}^2 - cov(i_{U\$S}, \Pi_{+1}^e) - cov(\Pi_{+1}^e, \delta_{+1}^e) \right]$$

Suponiendo que  $cov(i_{U\$S}, \Pi^e) \simeq 0$  y  $cov(i_{U\$S}, \delta^e) \simeq 0$  y operando se llega a la siguiente expresión:

$$\sigma_q^2 = \sigma_{\Pi_{+1}^e}^2 + (1 - \alpha)^2 + (1 - 2\alpha + \alpha^2) \left[ \sigma_{i_{U\$S}}^2 + \sigma_{\delta_{+1}^e}^2 \right] + (2\alpha - 2)cov(\Pi_{+1}^e, \delta_{+1}^e)$$

Suponiendo que la tasa nominal que paga el activo en dólares es conocida y por tanto su varianza es cero ( $\sigma_{i_{U\$S}}^2 = 0$ ), se llega a que:

$$\sigma_q^2 = \sigma_{\Pi_{+1}^e}^2 + (1 - \alpha)^2 + (1 - 2\alpha + \alpha^2) \left[ \sigma_{\delta_{+1}^e}^2 \right] + (2\alpha - 2)cov(\Pi_{+1}^e, \delta_{+1}^e)$$

- La varianza de la tasa de inflación tiene un impacto unitario en la varianza del portafolio ya que afecta por igual al rendimiento real de ambos activos.
- $1 - 2\alpha + \alpha^2 > 0$  y decreciente en  $\alpha$  si  $\alpha \in (0, 1)$ . El impacto de la varianza de la tasa de devaluación esperada sobre la varianza del portafolio es positivo y decrece a medida que se incrementa la proporción de dinero en el portafolio. Esto implica que ante una mayor volatilidad de la tasa de devaluación el agente representativo reacciona reduciendo la participación del activo en dólares en el portafolio.
- El último término es negativo en el intervalo relevante ( $0 \leq \alpha \leq 1$ ), por lo que una covarianza positiva de la tasa de inflación con la tasa de devaluación tiene un impacto amortiguador de la varianza del portafolio. En un contexto de alta covarianza entre las tasas de inflación y devaluación el agente representativo reacciona disminuyendo la participación del dinero en el portafolio ( $\alpha$ ).
- Si  $\alpha = 0$  el individuo no mantiene saldos en dinero y la varianza del portafolio se iguala a la varianza del activo sustituto. La expresión anterior se reduce a :

$$\sigma_{\alpha=0}^2 = \sigma_{\Pi_{+1}^e}^2 + \sigma_{\delta_{+1}^e}^2 - 2cov(\Pi_{+1}^e, \delta_{+1}^e)$$

- Si  $\alpha = 1$  la varianza del portafolio se iguala a la varianza del rendimiento del dinero:

$$\sigma_{\alpha=1}^2 = \sigma_{\Pi_{+1}^e}^2$$

- El diferencial de volatilidades  $\nu$  de los rendimientos del activo sustituto y del dinero será:

$$\nu = \sigma_{\delta^e}^2 - 2cov(\Pi_{+1}^e, \delta_{+1}^e)$$

## Anexo B

### Modelos para inflación y devaluación

Análisis de estacionariedad: 1978:1-2016:06. Datos promedio trimestrales

Serie	Estadístico ADF	Estadístico DW	Número de rezagos	Criterio	Incluye constante	Incluye tendencia	Orden de integración
$\pi$	-1,647521	2,005154	13	SIC	No	No	1
$d(\pi)$	-5,883124***	2,004611	12	SIC	No	No	0
$\delta$	-3,032139	1,993240	13	SIC	Si	Si	1
$d(\delta)$	-8,631571***	1,988947	12	SIC	No	No	0

Notas: (1) MacKinnon (1996) one-sided p-values. (2) \*, \*\*, \*\*\* denota niveles de significación del 10 %, 5 % y 1 % respectivamente.

Cuadro 8: Test Dickey Fuller Aumentado

	MODELO 1 SARIMA	MODELO 2 SARIMA- GARCH	MODELO 3 SARIMA -IGARCH	
	Muestra 1978m1-2016m12	Muestra 1978m1-2016m12	Muestra 1978m1-2016m12	Muestra 1978m1-2017m3
Estimación de la ecuación para la media				
$\phi_1$	0,798490***	0,968704***	0,967660***	0,962206***
$\phi_2$	-0,220457***	-0,240226***	-0,247095***	-0,238461***
$\phi_3$	0,383541***	0,251063**	0,252466***	0,247825***
$\theta$	-0,548574***	-0,676012***	-0,674043***	-0,681913***
$\Theta$	-0,860751***	-0,636675***	-0,627157***	-0,612546***
D1982_12	0,072676***	0,074945***	0,074705***	0,074746***
D1983_01	0,236898***	0,223483***	0,222000***	0,221957***
D1983_12	-0,080741***	-0,087708***	-0,086372***	-0,086410***
D1984_01	-0,114160***	-0,103213***	-0,102135***	-0,102042***
D1990_09	0,014427***	0,011972**	0,018401***	0,021120***
Estimación de la ecuación para la varianza				
$\alpha_0$		$1,13E - 06^{**}$		
$\alpha_1$		0,229752***	0,172164***	0,162150***
$\beta_1$		0,778405***	0,827836***	0,837850***
	AIC=-6.101061	AIC=-6.691867	AIC=-6.669739	AIC= -6.669967
	DW=1.989914	DW= 2.048772	DW=2.049303	dDW= 2.022744

Nota: \*, \*\*, \*\*\* denota niveles de significación del 10 %, 5 % y 1 % respectivamente.

Cuadro 9: Modelos para la inflación

	MODELO 1 SARIMA	MODELO 2 SARIMA- GARCH	MODELO 3.1 SARIMA -IGARCH	MODELO 3.2 SARIMA- IGARCH
Normality test				
Skewness	0,898547	0,344462	0,380928	0,363562
Kurtosis	6,693887	3,883402	4,131758	4,052436
Jarque-Bera	319,9095 (0,0000)	23,79300 (0,0000)	35,2871 (0,0000)	31,22662 (0,0000)
Residuos estandarizados. Estadístico Q				
$Q^2(5)$	77,579 (0,000)	7,3359 (0,197)	10,857 (0,054)	10,644 (0,059)
$Q^2(10)$	173,94 (0,000)	9,5416 (0,482)	13,775 (0,184)	13,500 (0,197)
$Q^2(30)$	248,95 (0,000)	26,874 (0,630)	37,229 (0,171)	39,209 (0,121)
ARCH-LM 1-2	17,78294*** (0,0000)	1,692568 (0,1852)	3,951295*** (0,0199)	0,177631 (0,8373)
ARCH-LM 1-5	54,67162*** (0,0000)	1,579824 (0,1643)	2,248109** (0,0487)	2,236045** (0,0498)
ARCH-LM 1-10	96,64696*** (0,0000)	1,080743 (0,3755)	1,434174 (0,1624)	1,430468 (0,1639)
Nota: *, **, *** denota niveles de significación del 10 %, 5 % y 1 % respectivamente.				

Cuadro 10: Estadísticos de diagnóstico para los modelos de inflación

	MODELO 1 SARIMA-		MODELO 2 SARIMA	
	Muestra 1978m1-2016m12	Muestra 1978m1-2017m3	Muestra 1978m1-2016m12	Muestra 1978m1-2017m3
Estimación de la ecuación para la media				
$\phi_1$	0,562828***	0,565437***	0,517324***	0,523456***
$\phi_4$	0,126054***	0,122242***		
$\Theta$	-0,885507***	-0,884807***	-0,733101***	-0,750929***
D1982_12	0,635869***	0,635769***	0,637532***	0,637241***
D1983_12	-0,575752***	-0,575759***	-0,615573***	-0,616833***
D1984_12	-0,058834***	-0,058729***		
D2002_07	0,025005***	0,024082***	0,101535***	0,096779***
D2002_08	0,017857**	0,016327*	0,083662*	0,080754***
D2002_10	-0,018287***	-0,018884***	-0,037158***	-0,035672***
D2003_07			-0,057912***	-0,055839***
D2003_08			-0,056515***	-0,055815***
D2008_10			0,022745***	0,021278***
	AIC=-4.803866	AIC=-4.809686	AIC=-4.835861	AIC=-4.835861
	DW=1.952288	DW= 2.048772	DW=2.008578	DW=2.019793
Nota: *, **, *** denota niveles de significación del 10%, 5% y 1% respectivamente.				

Cuadro 11: Modelo para la devaluación

	MODELO 1 SARIMA		MODELO 2 SARIMA	
	Muestra 1978m1-2016m12	Muestra 1978m1-2017m3	Muestra 1978m1-2016m12	Muestra 1978m1-2017m3
Normality test				
Skewness	1,050360	1,074406	0,309537	0,353462
Kurtosis	17,33536	17,35953	7,920630	8,043187
Jarque-Bera	3927,171 (0,000)	4023,024 (0,000)	460,1475 (0,000)	494,8971 (0,000)
Residuos estandarizados. Estadístico Q				
$Q^2(5)$	44,186 (0,000)	39,866 (0,000)	30,990 (0,000)	32,391 (0,000)
$Q^2(10)$	44,186 (0,000)	43,972 (0,000)	42,824 (0,000)	42,770 (0,000)
$Q^2(30)$	85,599 (0,000)	85,731 (0,000)	112,91 (0,000)	112,13 (0,000)
ARCH-LM 1-2	0,208340 (00,8120)	0,229026 (0,7954)	1,164316 (0,3131)	0,968259 (0,3805)
ARCH-LM 1-5	8,372875*** (0,0000)	8,344010*** (0,0000)	5,802481*** (0,0000)	6,217940*** (0,0000)
ARCH-LM 1-10	5,154859*** (0,0000)	5,120689*** (0,0000)	4,294906*** (0,0000)	4,440630*** (0,0000)
Nota: *, **, *** denota niveles de significación del 10 %, 5 % y 1 % respectivamente.				

Cuadro 12: Estadísticos de diagnóstico para los modelos de devaluación

### Pronóstico

	Predicción para la inflación.			Predicción para la devaluación	
	Muestra predicha: 2017M1 -2017-03			Muestra predicha: 2017M1 -2017-03	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2
RMSE	0.013547	0.005138	0.004880	0.023776	0.035295

Cuadro 13: Evaluación de los modelos propuestos.

## Anexo C

### Evaluación de los residuos de la relación de largo plazo

Simetría	0.152158
Kurtosis	2.934121
Jarque Bera	0.549371 Prob. 0.759811

Cuadro 14: Test de normalidad de los residuos de la relación de cointegración

	Muestra 2010	Muestra 2017
<b>Test de autocorrelación serial</b>		
<b>LM (2 REZAGOS)</b>	F-statistic 56.56125	F-statistic 70.18314
	Prob. 0.0000	Prob. 0.0000
<b>Test de heterocedasticidad</b>		
<b>White</b>	F-statistic 6.465995	F-statistic 4.480735
	Prob. 0.0000	Prob. 0.0000
<b>ARCH (1 REZAGO)</b>	F-statistic 238.3781	F-statistic 103.7592
	Prob. 0.0000	Prob. 0.0000
<b>Test de normalidad</b>		
<b>Simetría</b>	0.851993	0.187509
<b>Curtosis</b>	5.514255	3.284602
<b>Jarque-Bera</b>	41.89707	1.265175
	Prob. 0.0000	Prob. 0.531215

Cuadro 15: Comportamiento de los residuos de la regresión MCO

Análisis de estacionariedad de los residuos de la relación de cointegración.							
Serie	Estadístico ADF	Estadístico DW	Número de rezagos	Criterio	Incluye constante	Incluye tendencia	Orden de integración
Residuos	-2,542508**	1,993240	4	SIC	No	No	0

Nota: (1) MacKinnon (1996) one-sided p-values. (2) \*, \*\*, \*\*\* denota niveles de significación del 10%, 5% y 1% respectivamente.

Cuadro 16: Test Dickey Fuller Aumentado de los residuos de la relación de cointegración

Hipótesis	Estadístico $\chi^2$	Prob
$H_0 : \beta_1 = 1$	5.102516	0.0239

Cuadro 17: Test de wald. Elasticidad del ingreso. Muestra: 1983.q1-2010.q1

Hipótesis	Estadístico $\chi^2$	Prob
$H_0 : \beta_1 = 1$	3.244545	0.0717

Cuadro 18: Test de wald. Elasticidad del ingreso.Muestra:1983.q1-2017.q1

# Anexo D

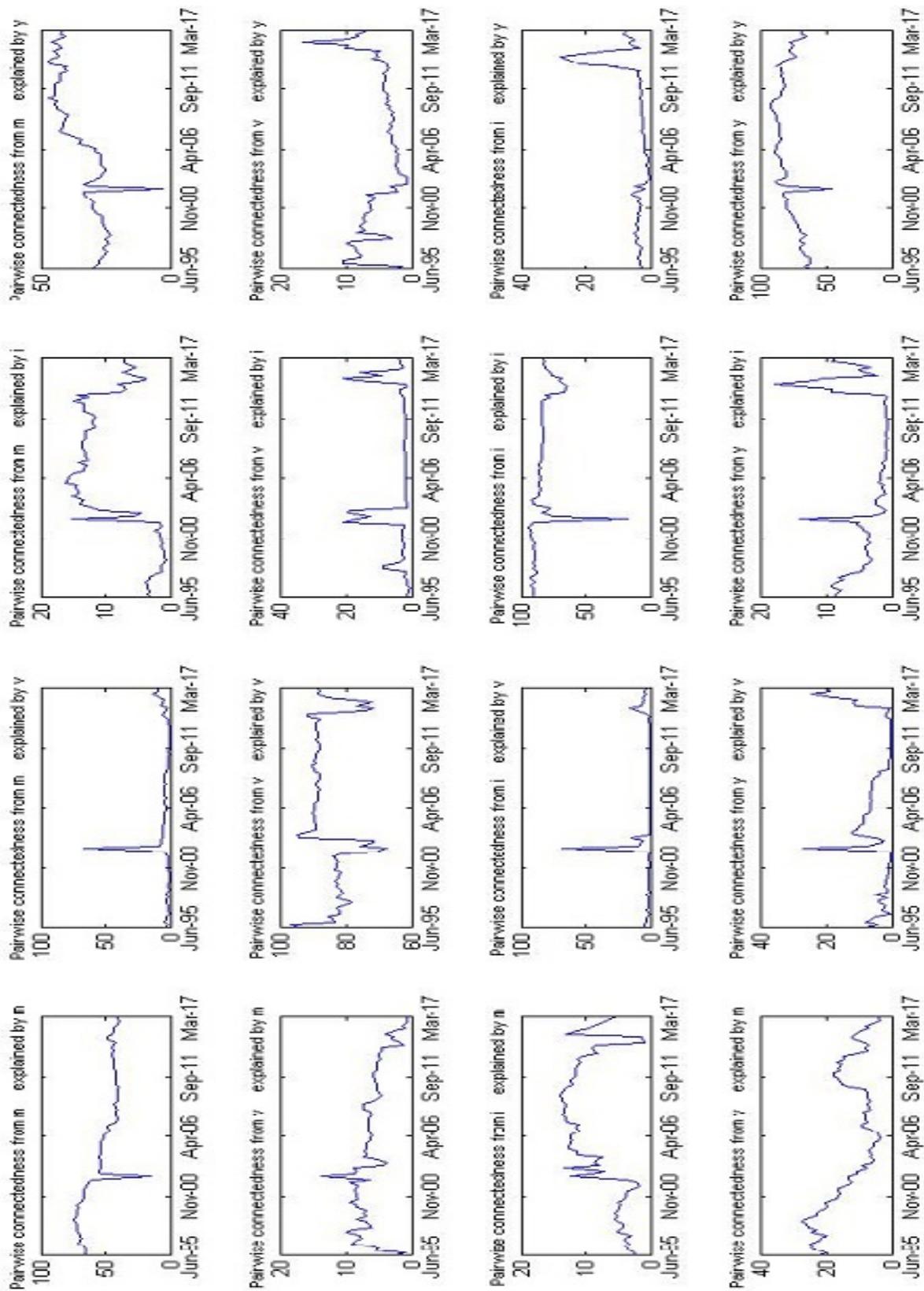


Figura 14: Conectividad total entre pares de variables

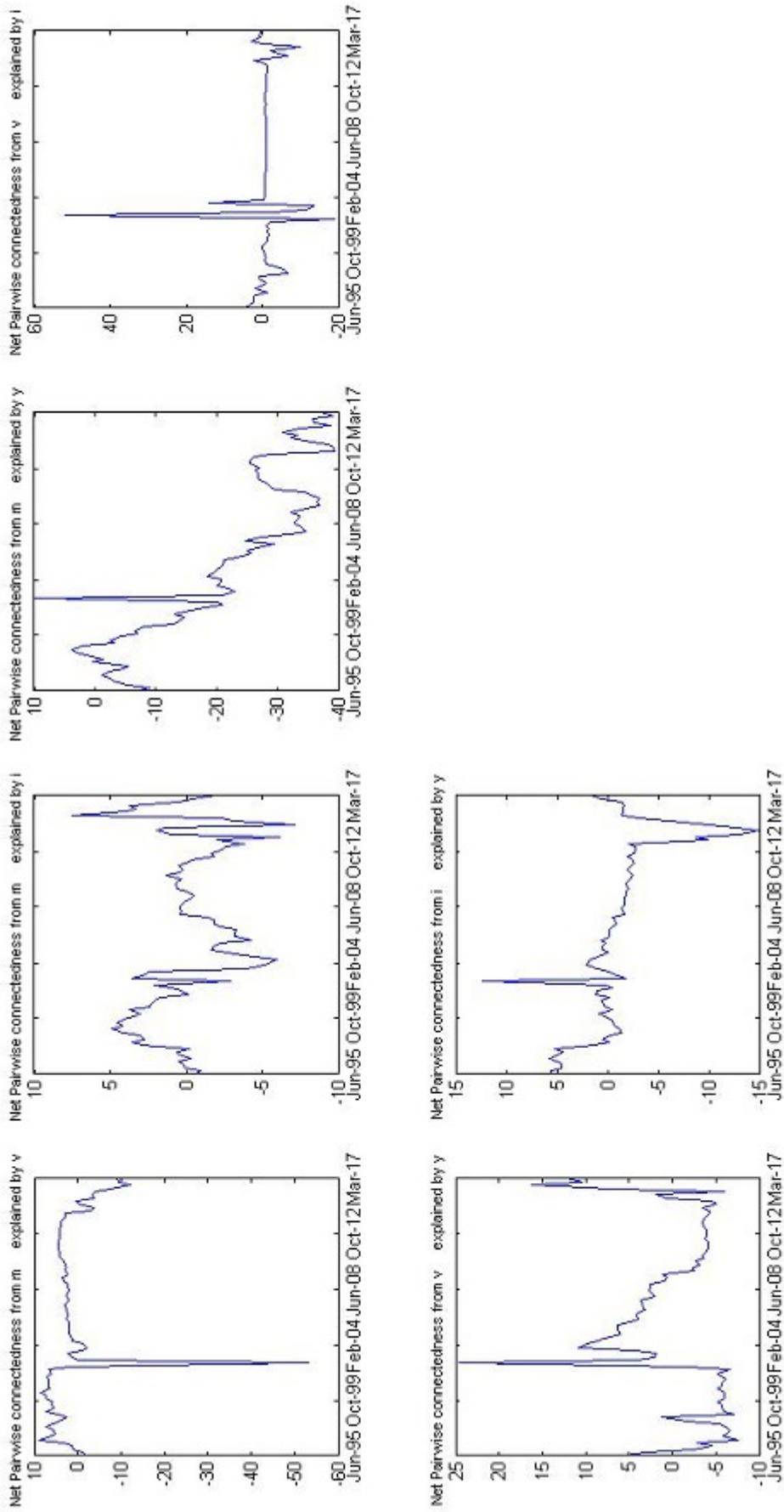


Figura 15: Conectividad total neta entre pares de variables