

**c
i
n
v
e**

centro de investigaciones económicas

Agregados Monetarios e Inflación
en Uruguay:
¿Una relación no lineal?

Paula Garda
Bibiana Lanzilotta
Rafael Mantero

Documento de trabajo

DT. 05/2006
Julio 2006
ISSN: 1688-6186

Resumen ¹

A partir del abandono de la política monetaria basada en bandas cambiarias deslizantes en julio de 2002, el BCU ha intentado conducirse progresivamente hacia un régimen de Objetivos de Inflación (OI). En la actualidad y teóricamente en el esquema de política monetaria aplicado por el BCU conviven metas intermedias e indicativas sobre los agregados monetarios, conjuntamente con un objetivo final de inflación. En este esquema por tanto, los agregados monetarios constituyen la principal herramienta de política monetaria, a través de la cual el BCU intenta cumplir con la meta final trazada (de inflación). Por otra parte, de forma menos explícita aunque frecuente, el BCU ha recurrido a la intervención en el mercado de cambios como una segunda herramienta de política para influir sobre la inflación.

En este contexto de transición a un novel régimen de OI en Uruguay, resulta de interés analizar en qué medida, el agregado monetario MI configura un instrumento apropiado para conducir la política monetaria en Uruguay.

Con ese objetivo, el presente trabajo estudia la relación entre el MI e inflación, es decir, entre esa herramienta y el objetivo final de la política monetaria en Uruguay. La metodología utilizada se basa a la formulación del modelo de demanda de dinero ligada a sus fundamentos, realizándose una evaluación del poder predictivo del mismo en un contexto pseudo-ex ante. Se realiza un análisis utilizando umbrales de inflación, para determinar en qué medida la demanda de dinero tuvo un comportamiento asimétrico de acuerdo al nivel de inflación y/o de devaluación prevaleciente. La metodología econométrica recurre al esquema metodológico de cointegración y las técnicas de análisis de cointegración con ajuste no lineal.

Los resultados de esta investigación corroboran la existencia de diversas trayectorias de la demanda de dinero de acuerdo a los umbrales de inflación y tipo de cambio estimados. En suma, el análisis efectuado permitió concluir que la relación entre agregados e inflación es asimétrica, no lineal, y particularmente sensible al entorno inflacionario. Esto último permite discutir la idoneidad del agregado monetario MI como instrumento para conducir la política monetaria.

¹ Agradecemos los comentarios y sugerencias de Nelson Noya y Adrián Fernández. La responsabilidad por los errores y omisiones que persistan es nuestra.

I. Introducción

Luego de que por décadas la política monetaria en Uruguay consistiera básicamente en comprar y vender divisas conforme a alguna regla preestablecida, desde el anuncio de la libre flotación del peso en junio de 2002, el Banco Central del Uruguay (BCU) se ha propuesto mantener la inflación bajo control fundamentalmente mediante el manejo de agregados monetarios. Aún más, en los últimos años el BCU ha comenzado a establecer objetivos explícitos de inflación, adoptando sobre ellos un grado de compromiso cada vez mayor. Ello permite percibir la existencia de una gradual transición hacia un régimen de Objetivos de Inflación (OI), y, como contracara un abandono aparentemente definitivo de los esquemas de reglas cambiarias.

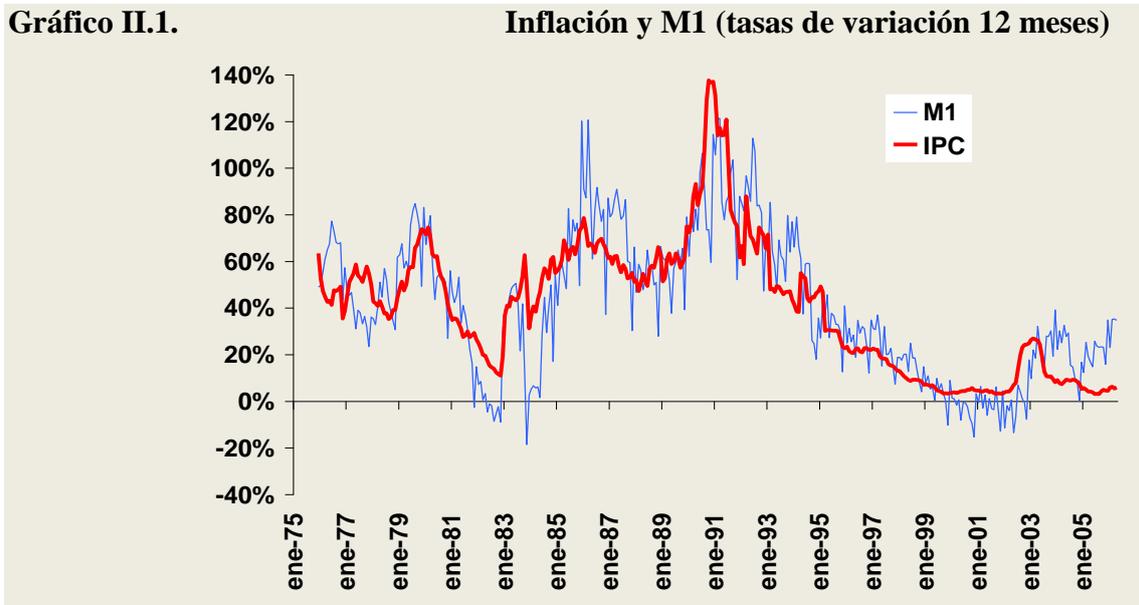
Conforme a lo anterior, es evidente que visto bajo una óptica histórica, tanto el actual esquema de política monetaria caracterizado por metas intermedias sobre M1 conjuntamente con objetivos finales sobre inflación, como la eventual aplicación de un esquema de OI, constituyen una significativa innovación en la conducción de la política monetaria en Uruguay. En este sentido, y por la sencilla razón de que se está implementando un esquema monetario nunca antes realizado en el país, tanto las propias autoridades monetarias como los analistas y agentes económicos en general, se han visto confrontados a un proceso de aprendizaje continuo sobre el funcionamiento del sistema, y en particular desafiados a comprender nuevos aspectos relativos al funcionamiento de la política monetaria en Uruguay, que no eran relevantes bajo la aplicación de regímenes cambiarios tradicionales.

Concretamente, bajo el nuevo esquema de política monetaria, autoridades, analistas y el público en general se han visto enfrentados a la difícil (y novel) tarea de interpretar y cuantificar el impacto esperado de las acciones y los anuncios realizados por el BCU en torno a la principal herramienta de política (antes la Base Monetaria (BM), actualmente el M1), en la evolución de los precios y otras variables financieras relevantes. Dicho de otro modo, todos los actores de la economía uruguaya han tenido, en mayor o menor medida, que realizar nuevos esfuerzos por comprender y, sobre todo, cuantificar las relaciones entre variables monetarios y la inflación de forma de entender (y por que no, anticipar) la evolución de las principales variables financieras.

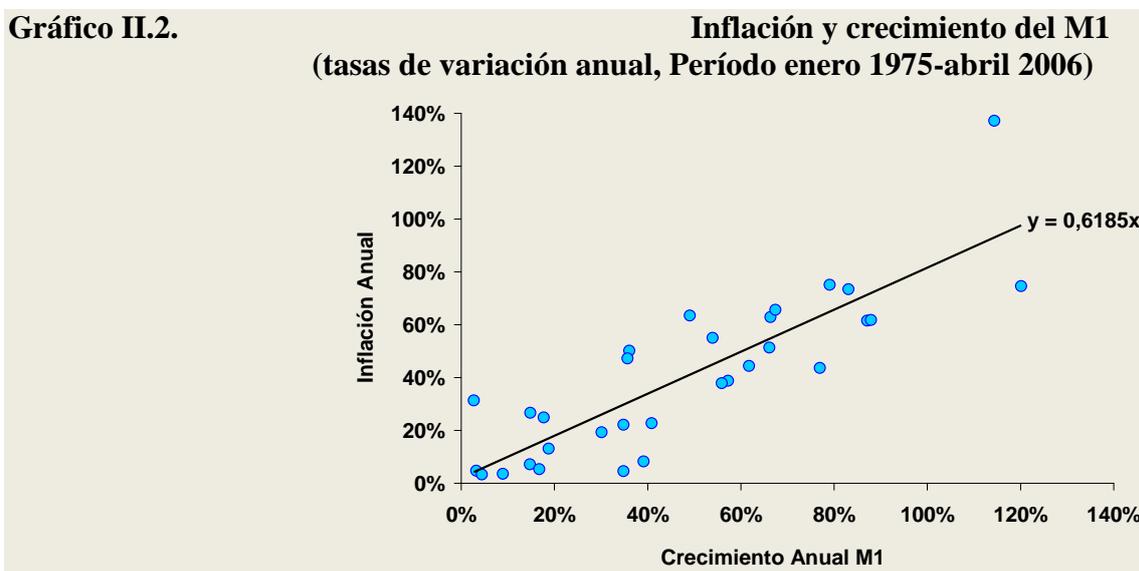
A casi cuatro años de este nuevo esquema de política monetaria en Uruguay, el objetivo de este trabajo es estudiar la relación existente entre la principal herramienta de la política monetaria actual (el agregado monetario M1, el cual hoy también constituye un objetivo intermedio de política), y el objetivo final de la política monetaria, la tasa de inflación. En particular, el presente trabajo intenta analizar y explicar la débil relación que han exhibido los agregados monetarios y la inflación en los años recientes. Dicho análisis no es trivial, en la medida que sus conclusiones pueden cuestionar la idoneidad de los agregados monetarios como herramienta de política monetaria en un esquema de OI para el caso uruguayo.

II. El M1 y la Inflación en Uruguay: evidencia histórica

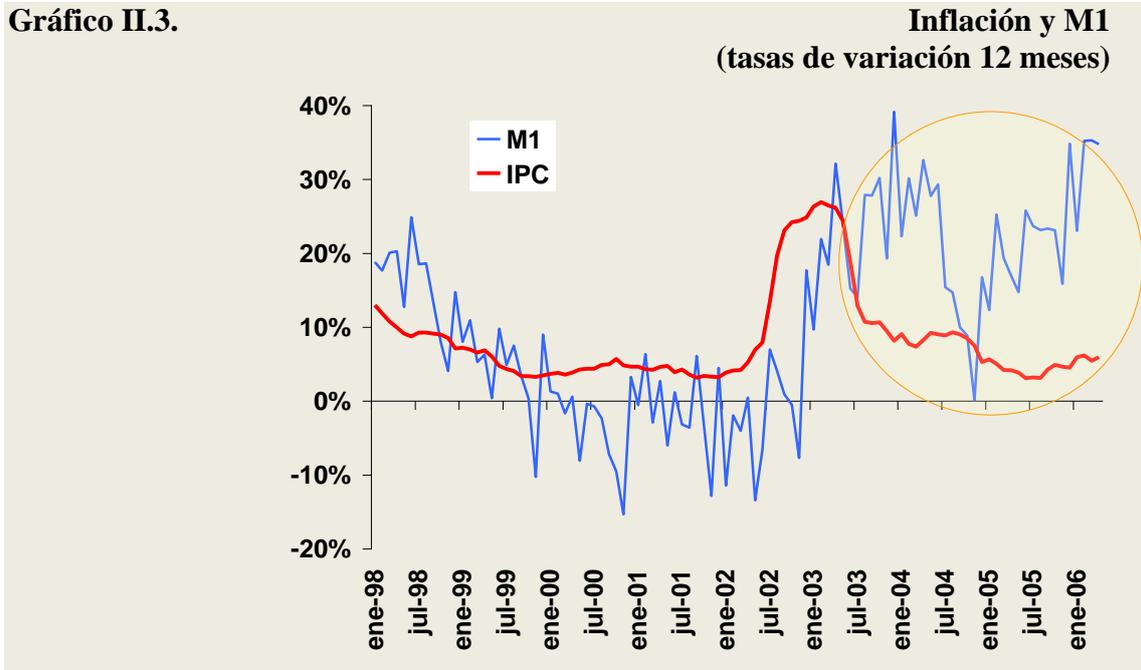
Como se aprecia en el gráfico II.1, claramente ha existido una relación muy estrecha entre dinero e inflación en Uruguay, al menos desde 1975 a la fecha. Inclusive y conforme a lo expresado por la teoría cuantitativa del dinero (aunque sin adentrarnos aún en temas de causalidad), se puede observar que el coeficiente que relaciona la evolución de ambas variables ha estado históricamente próximo a la unidad.



Una forma alternativa de aproximarse de forma visual a la relación empírica entre dinero (M1) e Inflación en Uruguay, es mediante la representación de gráficos de dispersión. En el gráfico II.2, cada punto representa la tasa de inflación y el crecimiento del dinero en un año en particular, considerados en forma contemporánea. Nuevamente, este gráfico parece confirmar la existencia de una estrecha relación entre dinero e inflación. Sin embargo, el presente gráfico permite apreciar que de ajustarse una simple relación lineal entre ambas variables, la relación entre ambas sería inferior a la unidad (es de 0,62).



Debe tenerse en cuenta que como se observa en el gráfico II.3, en los últimos años esta relación se ha debilitado significativamente. En efecto, desde 2005, la tasa de crecimiento interanual del dinero ha estado sistemática y significativamente por encima de la tasa interanual de inflación.



Aún más, al dividir la muestra en sub-períodos de acuerdo a distintos umbrales (arbitrarios) de inflación, es posible observar cambios en la forma que dichas variables se relacionan. En otras palabras, la relación entre el crecimiento del M1 y la inflación parece no ser homogénea a los niveles de inflación, tal y como se aprecia en los gráficos II.4 a II.6.

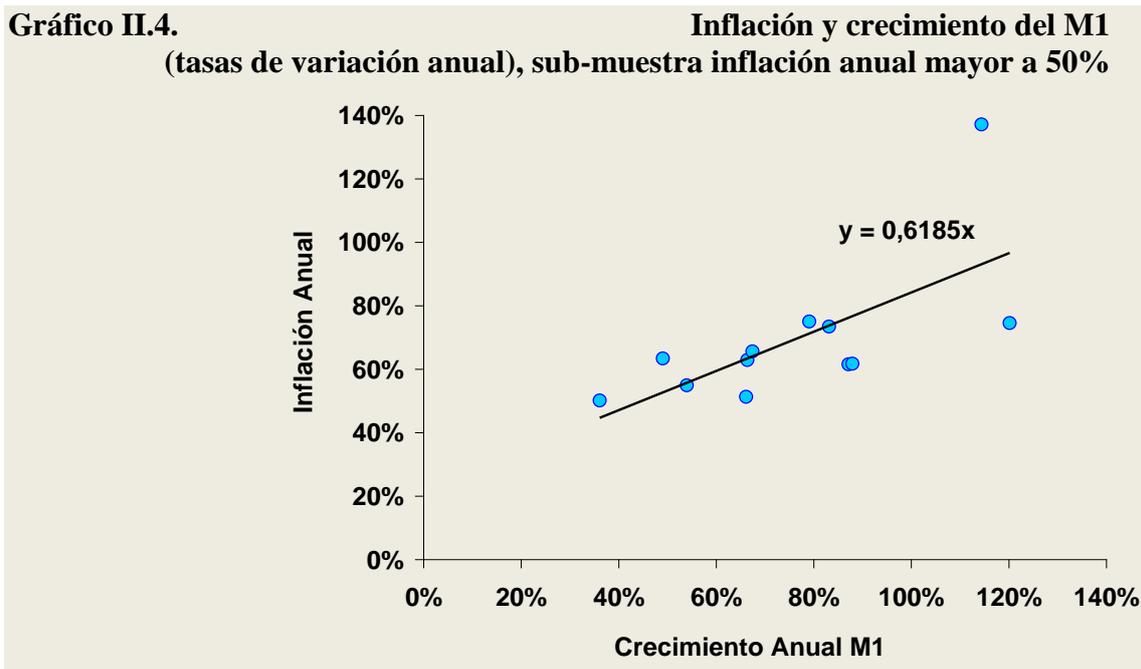


Gráfico II.5. Inflación y crecimiento del M1 (tasas de variación anual), sub-muestra inflación anual mayor a 10% y menor a 50%

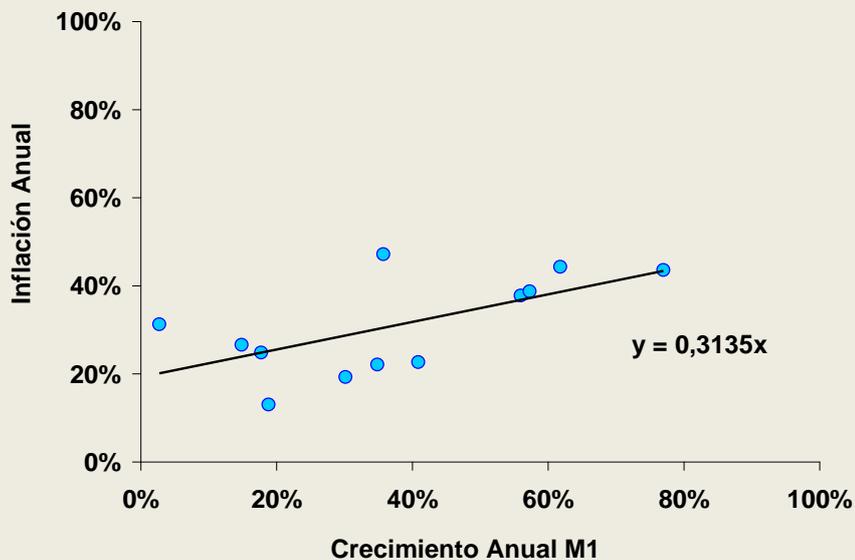
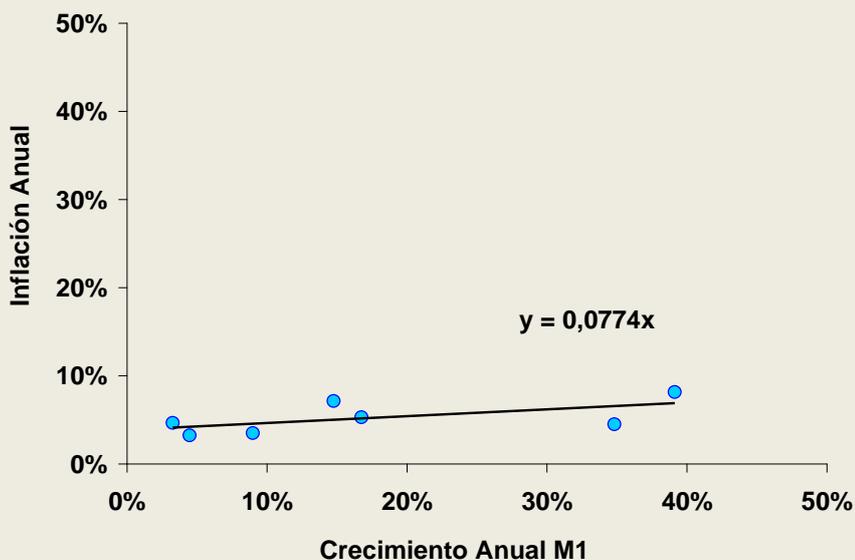


Gráfico II.6. Inflación y crecimiento del M1 (tasas de variación anual), sub-muestra inflación anual menor a 10%



La observación conjunta de los gráficos anteriores, parece señalar que esa relación significativamente positiva entre dinero e inflación sugerida por los gráficos II.1 y II.2, se debilita a medida que la tasa de inflación decrece. En otras palabras, para tasas de inflación bajas, la relación entre crecimiento del M1 y la propia inflación parece ser mucho menor que en períodos de altas tasas de inflación. Inclusive, tal cual se aprecia en el gráfico II.6, en aquellos períodos en los cuales la tasa de inflación anual se ubica debajo del 10%, parece difícil argumentar (aunque existen poco datos para confirmarlo con certeza) que exista una relación sólida entre el crecimiento del dinero y la inflación.

Dado que la relación entre el crecimiento del dinero y la inflación puede tener rezagos que no se estén capturados debidamente en los gráficos anteriores (que muestran ambas

variables en forma contemporánea), se repitieron los gráficos anteriores permitiendo cierto desfasaje. En los gráficos que siguen (II.7 a II.9) cada punto de los gráficos representa la tasa de inflación para un año (por ejemplo 1980) y la tasa de crecimiento del dinero promedio de los últimos dos años (1979-1980).

Gráfico II.7. Inflación y crecimiento promedio últimos dos años del M1 (tasas de variación anual), sub-muestra inflación anual mayor a 50%

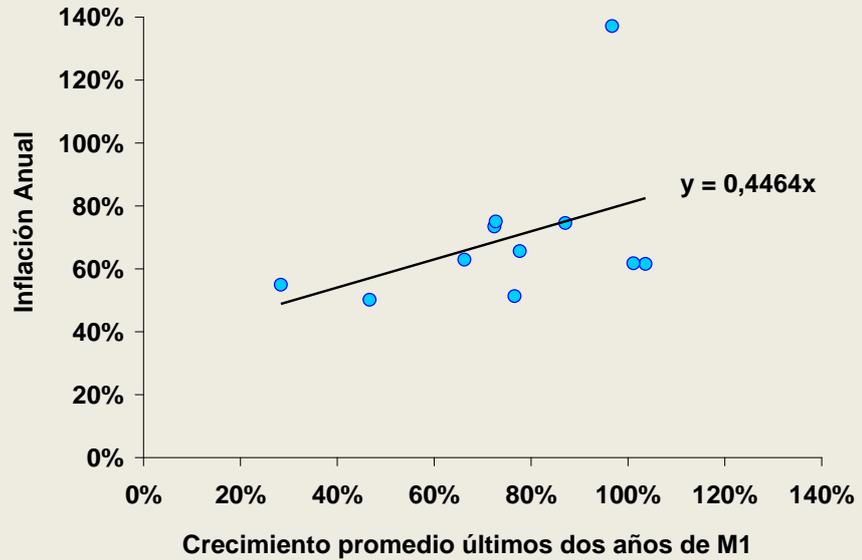


Gráfico II.8. Inflación y crecimiento promedio últimos dos años del M1 (tasas de variación anual), sub-muestra inflación anual mayor a 10% y menor a 50%

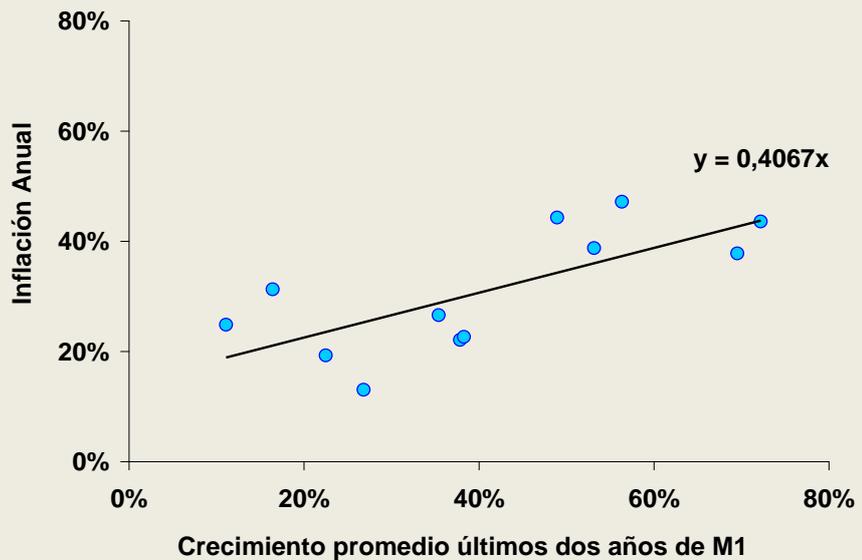
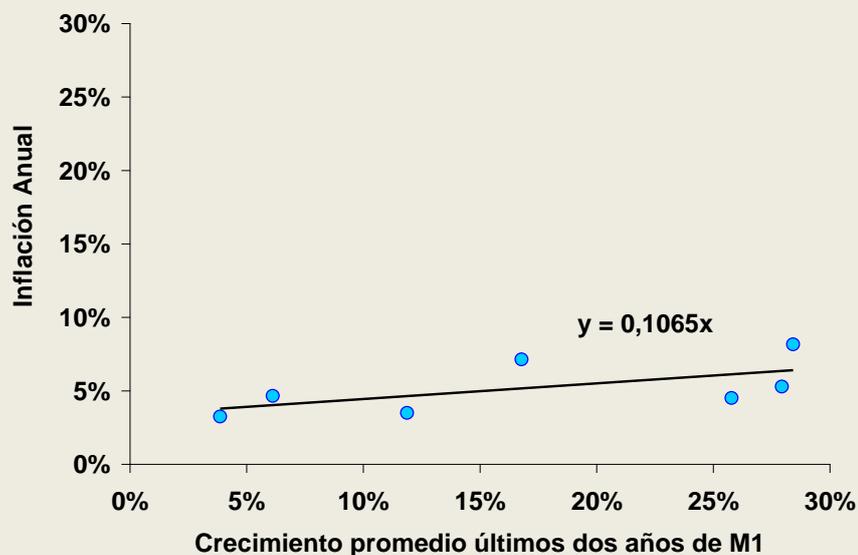


Gráfico II.9. Inflación y crecimiento promedio en los últimos dos años del M1 (tasas de variación anual), sub-muestra inflación anual menor a 10%



Al comparar con los resultados obtenidos anteriormente, se aprecia que la fuerte relación positiva contemporánea entre la inflación y la tasa de crecimiento del M1 en los casos de inflación anual mayor al 50%, se ve apenas debilitada al considerar la variación del dinero promedio anual de los últimos dos años. Contrariamente, en los casos de inflación anual entre 50% y 10%, y en los casos de inflación anual menor al 10%, la relación entre crecimiento del dinero e inflación tiende ser un poco más sólida que la encontrada entre las dos variables en forma contemporánea. En cualquier caso, sigue siendo cierto que en períodos de baja inflación, la relación entre el crecimiento del dinero y la inflación parece ser muy débil.

Es interesante destacar que estos resultados se encuentran en línea con la evidencia encontrada por de Gregorio (2002) y García y Valdés (2003) para Chile y otros países con experiencias recientes de baja inflación.

El análisis preliminar anterior, parece sugerir la posibilidad de la existencia de asimetrías en la relación entre crecimiento del dinero y la tasa de inflación. En particular, parece sugerir que dichas simetrías estarían vinculadas a los distintos niveles existentes (o preexistentes) de inflación. El simple análisis gráfico, parece sugerir que en contextos de baja inflación (inferior al 10%), la variación en la cantidad del dinero tiene un rol explicativo muy menor en la evolución de la inflación.

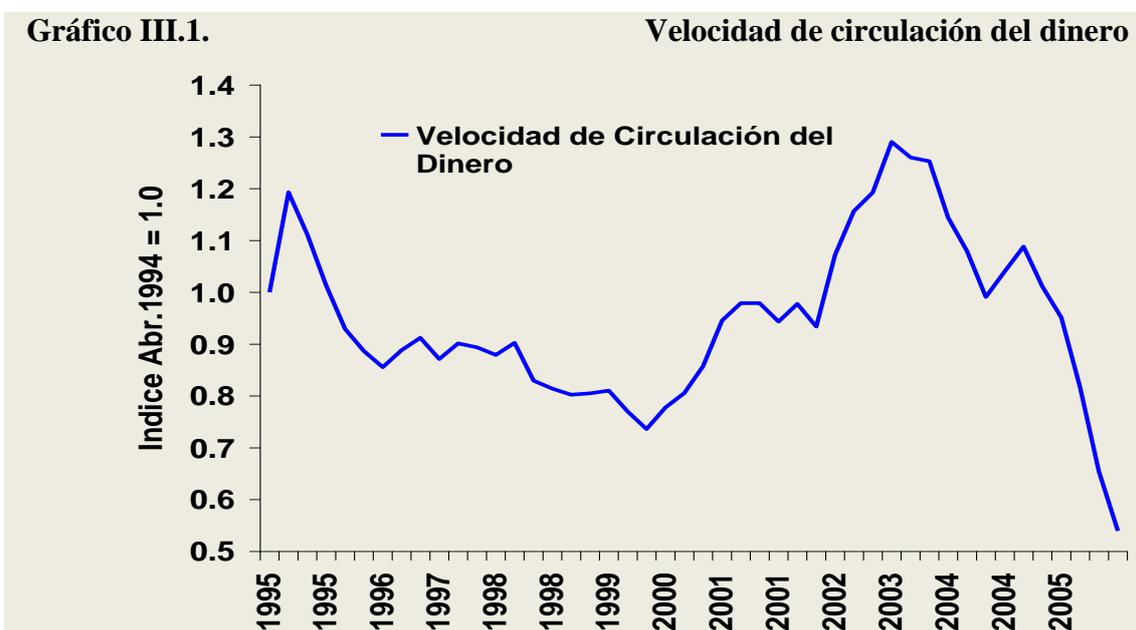
Evidentemente, el análisis anterior es demasiado simple para extraer conclusiones sobre si en Uruguay el dinero tiene un papel relevante en la evolución de la inflación. Las próximas secciones III y IV se ocupan de proveer de evidencia empírica sustentada en análisis econométrico acerca del vínculo entre dinero e inflación.

III. Dinero e inflación: un modelo lineal para la demanda de dinero en Uruguay

La preocupación sobre la estimación de la demanda de dinero parte de la idea de, como lo establece la Teoría Cuantitativa del Dinero (TCD), los aumentos de la cantidad de dinero ofertada generan presiones inflacionarias. Como se recordará la misma establece: $M \times V = P \times Y$ (siendo M representa a la cantidad de dinero, V la velocidad de circulación del dinero, P el nivel de precios y Y el nivel de producto). Si como lo establece una versión simplificada de la TCD la velocidad es constante y el producto se encuentra en su nivel de pleno empleo y no es afectado por la política monetaria, entonces cualquier aumento de la cantidad de dinero se debería trasladar a los precios en la misma proporción.

Pero por el contrario si estos supuestos tan restrictivos no se cumplieran, la relación entre dinero e inflación se complejiza. Por ejemplo, si el público deseara mantener más dinero para el mismo nivel de precios y de producto (lo que supone una reducción de la velocidad de circulación porque cambian las tasas de interés o las preferencias del público), los aumentos de la oferta de dinero no tendrán consecuencias inflacionarias. Algo similar ocurre si una expansión del nivel de actividad aumenta la demanda de dinero, en este caso el aumento de la oferta para compensar dicha expansión de demanda tampoco tendrá consecuencias inflacionarias.

El gráfico III.1 permite observar la velocidad de circulación del dinero en Uruguay entre 1995 y 2005. Como se desprende de ese gráfico, ésta ha estado lejos de ser constante o siquiera tener una evolución estable en los últimos años.



Teniendo lo anterior en cuenta, y en pos de analizar la relación relevante entre dinero e inflación, lo que efectivamente importa es analizar si la evolución del dinero es coherente con la evolución de su demanda y sus determinantes (el nivel de actividad, los precios, las tasas de interés, las preferencias del público).²

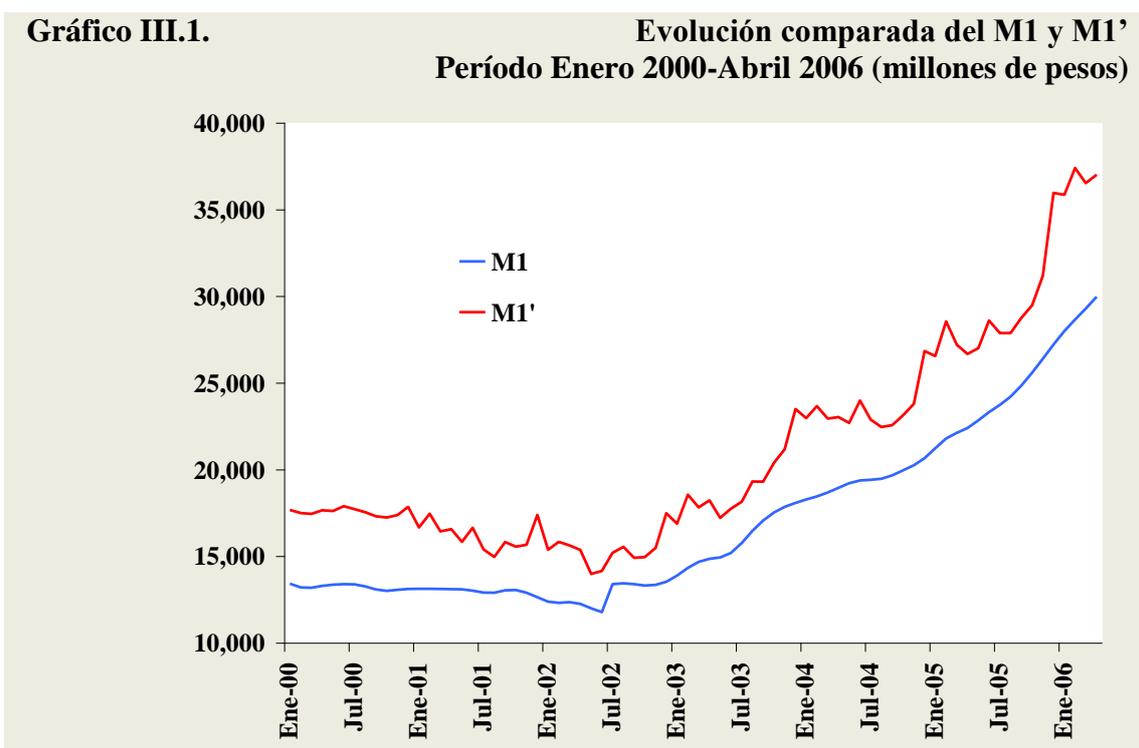
² Esta es la línea argumental que sigue el trabajo de De Gregorio (2003a), y a la que se adscribe el análisis que se propone en este documento.

Estimación de un modelo lineal para la demanda de dinero

El primer paso hacia una aproximación a la estimación de la demanda de dinero en Uruguay fue a partir de la estimación de un modelo lineal sencillo. A partir del mismo se pretendió comparar los resultados de las proyecciones que surgen del mismo con la evolución efectiva del dinero, analizar sus discrepancias y posibles alternativas para su solución.

El período de análisis comprende desde enero de 1994 hasta abril de 2006. Entre diversos agregados que representan la cantidad de dinero en circulación en la economía, se optó por el agregado **M1**. Dicha elección puede ser controversial si se toma en cuenta la creciente incidencia que han tenido las cajas de ahorros en moneda nacional, las que están incluidas por tanto en un agregado denominado **M1'**, que representa seguramente una más ajustada estimación de la cantidad de dinero circulante que disponen los agentes de la economía.

No obstante, dicha elección se basó en los siguientes dos motivos. El primero de ellos es que el agregado monetario M1 es sobre el cual actualmente la autoridad monetaria define los objetivos operativos. El segundo es que durante el período de análisis los agregados M1 y M1' mantienen una evolución muy similar, lo cual se puede observar en el gráfico III.1 que se presenta a continuación.



El gráfico anterior brinda una primera confirmación empírica de que ambos agregados mantienen una evolución similar, que se ratifica al realizar un análisis de cointegración entre ambas variables. Dicho análisis no permite rechazar la existencia de una relación de largo plazo entre estas variables al 5%. Lo anterior confirma que ambos agregados poseen una única trayectoria común en el largo plazo y en el período bajo análisis. En el

cuadro III.1 se presenta el test de cointegración (metodología Johansen) entre ambas variables.

Cuadro III.1 Análisis de cointegración entre M1 y M1'. Procedimiento Johansen.

Vectores de cointegración normalizados	Variables			Autovalor	Estadístico de traza	MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
	L(M1)	L(M1')	Constante			
(H0: r=0) 1	1	-0.8595	-0.0018	0.6233	68.386	0.0000*
(H0: r<=1) 2	-0.7561	1	-0.0038	0.1347	8.8286	0.0579

(**) Significativo al 1%. De acuerdo al criterio Akaike (AIC), se eligió 2 retardos para la estimación del modelo.

Por tanto, la demanda de dinero (*MI*) se estimó a partir de la siguiente especificación:

$$\log(MI/P) = \alpha + \beta \log[i/(1+i)] + \delta \log Y + v \quad (iii.1)$$

donde *i* es la tasa de interés nominal pasiva,³ y por lo tanto $i/(1+i)$ representa el costo de oportunidad del dinero (los intereses que se dejan de ganar, pagados al final del período). El coeficiente β representa la elasticidad interés de la demanda de dinero, e indica el porcentaje en que cambia la demanda por dinero cuando la tasa de interés cambia en un uno por ciento.⁴ El término *v* es un *shock* a la demanda de dinero, que se denomina también *shock* de velocidad. El término *Y* representa el nivel de actividad, y fue aproximada a través del *IVF* de la industria manufacturera que elabora el Instituto Nacional de Estadística (INE). Para deflactar al agregado *MI* se utilizaron los precios al consumo relevados por el mismo INE (IPC):

En los gráficos III.2 a III.4 se puede observar la evolución de las variables antes mencionadas (MI/IPC , $i/(1+i)$ e *IVFI*) en su transformación logarítmica, para el período enero de 1994- abril de 2006.

³ Tasa de interés pasiva bancaria nominal, promedio mensual y de plazos. Fuente: Banco Central del Uruguay (BCU).

⁴ Esta especificación de la tasa de interés en logaritmos implica que a medida que la tasa de interés baja, la demanda por dinero se hace más sensible a cambios en la tasa de interés.

Gráfico III.2. LOG(M1/IPC)

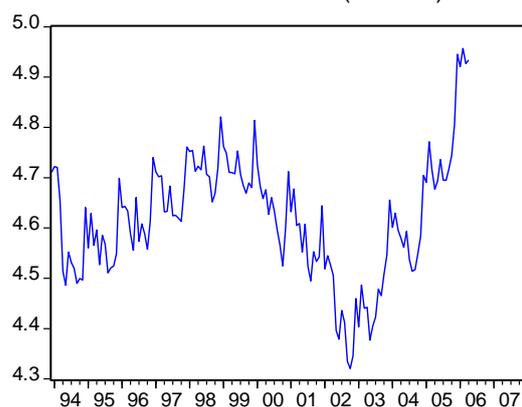


Gráfico III.3. LOG(IVFI)

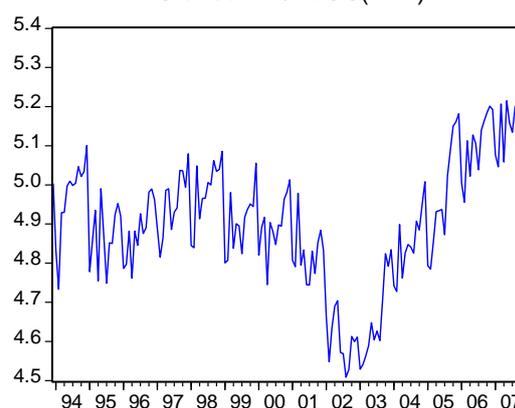
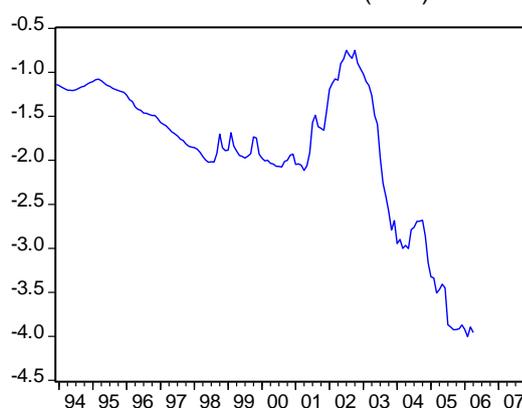


Gráfico III.4. LOG(i/1+i)



A partir de dicha especificación se estimó una relación de largo plazo entre dichas variables, es decir se ajustó la demanda de dinero a la evolución de la tasa de interés y el nivel de actividad en Uruguay. La metodología utilizada es el esquema de cointegración propuesto por Johansen, y se estimó un modelo de vectores autorregresivos con mecanismo de corrección del error (VECM) entre dichas variables.⁵ Previamente se analizó el orden de integración de las mismas, encontrándose que todas ellas eran integradas de orden 1 (es decir poseían un única raíz unitaria regular, variables $I(1)$).⁶

En el cuadro siguiente se presenta el resultado del test de cointegración. El mismo permite afirmar que existe una relación (una única relación) de largo plazo entre las variables mencionadas en el período de análisis.⁷

⁵ Para el análisis empírico econométrico se utilizaron los programas EViews 5.0 y PcFiml 9.0.

⁶ En el Anexo Económico se presentan los contrastes de raíces unitarias realizados (Augmented Dickey Fuller).

⁷ La estimación completa se puede consultar en el Anexo Económico.

**Cuadro III.2 Análisis de cointegración para la estimación de la ecuación de demanda de dinero. Procedimiento Johansen.
Período de análisis: Ene.1994-Abr.2006**

Vectores de cointegración normalizados	Variables			Autovalor	Estadístico de traza	MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
	L(MI/IPC)	L(IVFI)	L(i/1+i)			
(H0: r=0) 1	1.0000	-0.7730	0.0648	0.2520	55.9741	0.0000*
(H0: r<=1) 2	0.7208	1.0000	0.1976	0.0742	13.8654	0.0867
(H0: r<=2) 3	-8.6666	1.4857	1.0000	0.0184	2.6910	0.1009

(*) Significativo al 5%. De acuerdo al criterio Akaike (AIC), se eligió 2 retardos para la estimación del modelo.

Para la estimación del VECM se incluyeron un conjunto de variables deterministas, entre ellas *dummies* estacionales (que resultaron significativas en el ajuste de las ecuaciones del *MI/IPC* y del *IVF* industrial), y el “efecto pascua”.⁸ Adicionalmente se introdujeron algunas *dummies* específicas en fechas donde se detectaron datos anómalos debido a acontecimientos especiales.⁹

También se incluyó en la estimación de la dinámica de corto plazo una variable (que se denominó *lubi*) que representa el costo de oportunidad de mantener dinero u activos en moneda nacional, frente a la opción de invertir en activos financieros en moneda extranjera. Para representar este costo se utilizó la tasa de interés LIBOR¹⁰, ajustada por un factor de riesgo país (representado por el UBI)¹¹. Esta variable, considerada en logaritmos ($\log(lubi/1+lubi)$), resultó significativa en el segundo y cuarto rezago afectando la ecuación de corto plazo de la demanda de dinero ($d(MI/IPC)$). En ambas especificaciones (con dos y cuatro rezagos) incide negativamente sobre la demanda de dinero.

Una vez realizados los contrastes de exclusión y de exogeneidad débil¹² correspondientes (véanse los resultados en el Anexo Econométrico), la primera ecuación de largo plazo estimada fue la siguiente:

$$\log(MI/IPC) = -2.282 - 0.111 \log[(i/(1+i))] + 1.373 \log IVFI + v \quad (iii.2)$$

El contraste de exogeneidad débil de la variable tasa de interés ($i/1+i$) no arrojó resultados concluyentes, ya que la estimación del VECM restringido es aceptada al 6%. Se efectuó, por tanto, la estimación del VECM incluyendo esta última restricción. La ecuación finalmente estimada fue la siguiente:

⁸ Con este efecto se intenta presentar la influencia que la festividad móvil de la Pascua ejerce sobre la producción industrial. Que la Semana Santa no ocurra siempre en el mismo mes del año (marzo o abril), implica que cuando ocurre esta festividad se produce una caída de la actividad industrial en dicho mes. En este trabajo se ha considerado que la Semana Santa afecta a siete días consecutivos. A fin de evaluar la incidencia de este efecto sobre las series de actividad, se definió la variable “Pascua” que toma valor cero para aquellos meses distintos de marzo y abril, y para estos últimos la cantidad de días de Semana Santa que caen en cada mes (Lorenzo, Lanzilotta y Sueiro 2003: “Métodos cuantitativos para el análisis y predicción de la actividad industrial uruguaya”).

⁹ Las intervenciones (todas ellas saltos de nivel) se situaron en las siguientes fechas: Julio de 2001, Enero, Mayo y Julio de 2002, Febrero y Julio de 2003.

¹⁰ London InterBank Offered Rate

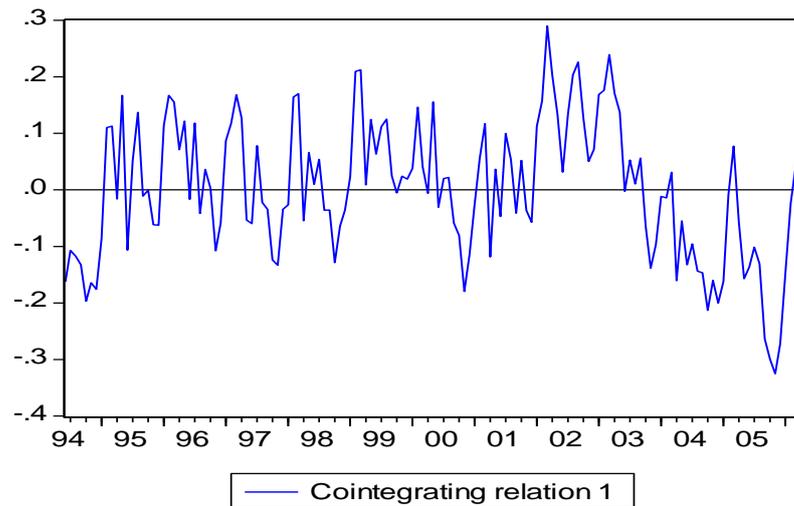
¹¹ El indicador UBI (Uruguay Bond Index) es elaborado por República AFAP.

¹² Al 10% de significación.

$$\log(M1/IPC) = +0.238 - 0.107\log[(i/(1+i))] + 0.857\log IVFI + v \quad (iii.3)$$

La relación de cointegración resultante de la estimación anterior se presenta en el gráfico III.5. Las estimaciones completas se pueden consultar en el Anexo Econométrico.

Gráfico III.5. Relación de cointegración estimada que surge de la ecuación (iii.3)



La estimación de la demanda de dinero permite realizar comparaciones entre las proyecciones de demanda de dinero que surge de dicha estimación lineal (ecuación de la III.3) y la evolución efectiva del M1. En el gráfico III.6 se presenta la evolución de ambas variables en el período de proyección analizado que se extiende desde Enero de 2004 a Abril de 2006. Las proyecciones se realizan en un contexto *pseudo ex ante*, es decir, tomando los valores efectivamente observados de las variables determinantes con doce meses de antelación.

Gráfico III.6. M1 efectivo y proyectado a partir de la estimación lineal (millones de pesos)



El resultado de este ejercicio de comparación revela que la demanda de dinero proyectada ha estado durante los últimos dos años, sistemáticamente por debajo de la evolución efectivamente observada del M1.

Las dificultades y limitaciones que presentan las estimaciones presentadas, sirven para ilustrar lo difícil que resulta utilizar a los agregados monetarios como guía de una política monetaria, particularmente si se pretende hacer inferencias sencillas (de tipo lineal) respecto al impacto que tienen los cambios en los agregados monetarios en la inflación. El argumento anterior parece cobrar inclusive mayor validez al final del período de estudio, momentos en los cuales la inflación se ha mantenido en niveles bajos, y las proyecciones que surgen del modelo lineal de la demanda dinero, subestiman el efectivo comportamiento del agregado M1 de forma sistemática.

En suma, en esta sección se pretendió brindar una primera aproximación a la demanda de dinero, a través de la estimación de una ecuación de largo plazo entre el agregado M1 en términos reales (es decir, deflactado por los precios internos), el nivel de producto y el costo de mantener dinero (la tasa de interés). Si bien, efectivamente se halló una relación de largo plazo en el período analizado entre estas variables, la evaluación del desempeño predictivo de esta estimación lineal de la demanda de dinero en un contexto pseudo ex ante (proyecciones realizadas con 12 meses de antelación), muestra que, particularmente, en el último período, las estimaciones de la demanda de dinero subestiman la evolución efectivamente observada del dinero.

De esta forma, de acuerdo con estas estimaciones preliminares podría sostenerse que dado que la oferta de dinero habría estado sistemáticamente por encima de la demanda de dinero (estimada según sus fundamentos), ello podría haber generado o aún estar

generando presiones inflacionarias. Si bien este podría ser un argumento a atender, el mismo no brinda una explicación satisfactoria a la existencia de los desvíos significativos de la demanda de dinero efectiva respecto de los fundamentos de largo plazo.

Más precisamente, se considera que es factible que dichos desvíos se deban a efectos no capturados, a través de esta estimación lineal de la demanda de dinero en la dinámica de corto plazo. Como se mencionó más arriba, en la dinámica de corto plazo incidían, además de algunas variables deterministas que afectan el ciclo intra-anual de la demanda de dinero (y/o de sus determinantes), la variable *lubi* (que representa el costo de mantener dinero frente a la opción de invertir en activos financieros en moneda extranjera) que afecta negativamente la demanda de dinero. A pesar de ello, la especificación estimada en forma lineal no alcanza a explicar el comportamiento de la demanda de dinero en el último período bajo análisis, el que quizás pudiera ser representado a través de especificaciones no lineales en la estimación de la dinámica de corto plazo. La sección que sigue se ocupa de este tema.

IV. No linealidades en la demanda de dinero

En la teoría económica la existencia de no linealidades en la demanda de dinero tiene una larga tradición. El modelo pionero de Baumol (1952), dio origen a la “regla de la raíz cuadrada” según la cual los saldos en efectivo son proporcionales a la raíz cuadrada del valor de las transacciones por cada periodo de tiempo.

Varios modelos teóricos de demanda de dinero implican no linealidad, caracterizadas por ajustes asimétricos al equilibrio de largo plazo. De hecho, solo con imponer restricciones en las preferencias de los individuos y en la tecnología que define los costos de transacción se llega a especificaciones no lineales. Otras fuentes adicionales de no linealidad en la demanda de efectivo se derivan de la agregación de demandas individuales y la modelación explícita de la intermediación financiera. Por su parte, la intermediación financiera provee de nuevos argumentos para la existencia de no-linealidades en la demanda de dinero. Gertler (1988) divide en dos las razones para la existencia de intermediarios financieros: costos de información, y reducción de costos transaccionales entre depositantes y ahorradores. Los costos de información inducen respuestas no lineales y asimétricas por parte de los intermediarios financieros frente a individuos heterogéneos. Por su parte, las decisiones de adopción de tecnologías financieras y transaccionales normalmente tienen componentes no lineales relacionados con economías de escala, irreversibilidad de las inversiones y opciones reales, las que generan una respuesta asimétrica frente al riesgo. En estos casos, un proceso persistente de alta inflación, al inducir cambio técnico, puede producir efectos no lineales sobre la demanda de efectivo.

La literatura ha dividido este tipo de modelos en base a dos puntos de vista sobre el dinero: modelos del tipo *target-threshold* o los modelos donde se ve el dinero como absorbedor de *shocks*, ambos basados en fundamentos microeconómicos.

El primer tipo de modelos fue desarrollado por Akerlof (1973, 1979) y Milbourne (1983). Bajo este tipo de modelos, los agentes definen una banda para la demanda de saldos reales, que depende de los planes de gasto y precauciones de los individuos. Cuando se establecen bandas objetivo sobre cualquier variable económica, la misma genera no linealidades. Así, el ajuste de los saldos reales cuando perciben desviaciones de corto será distinto según estén cerca de la media de la zona objetivo o cerca de los niveles superiores o inferiores de la banda.

El segundo tipo de modelos le otorga al dinero un papel de *buffer stock* o absorbedor de *shocks*, en el sentido que actúa como un activo que absorbe *shocks* debido a la existencia de costos ajuste. Así, el modelo establece que pequeñas desviaciones de la demanda real de dinero del equilibrio de largo plazo persisten en el corto plazo, mientras que grandes desviaciones no.

En este trabajo, buscando cubrir dinámicas mucho más ricas y realistas que provean pronósticos más adecuados se especificaron modelos no lineales para modelizar la cantidad real de dinero. De esta forma, en base a los resultados de la estimación del VEC de la sección anterior, se estimaron de forma endógena umbrales que afectan la dinámica de corto plazo del modelo, y recogen el comportamiento asimétrico de la demanda de dinero. El comportamiento de estos modelos no lineales supone que si la cantidad de dinero se desvía en el corto plazo de su equilibrio de largo plazo, la

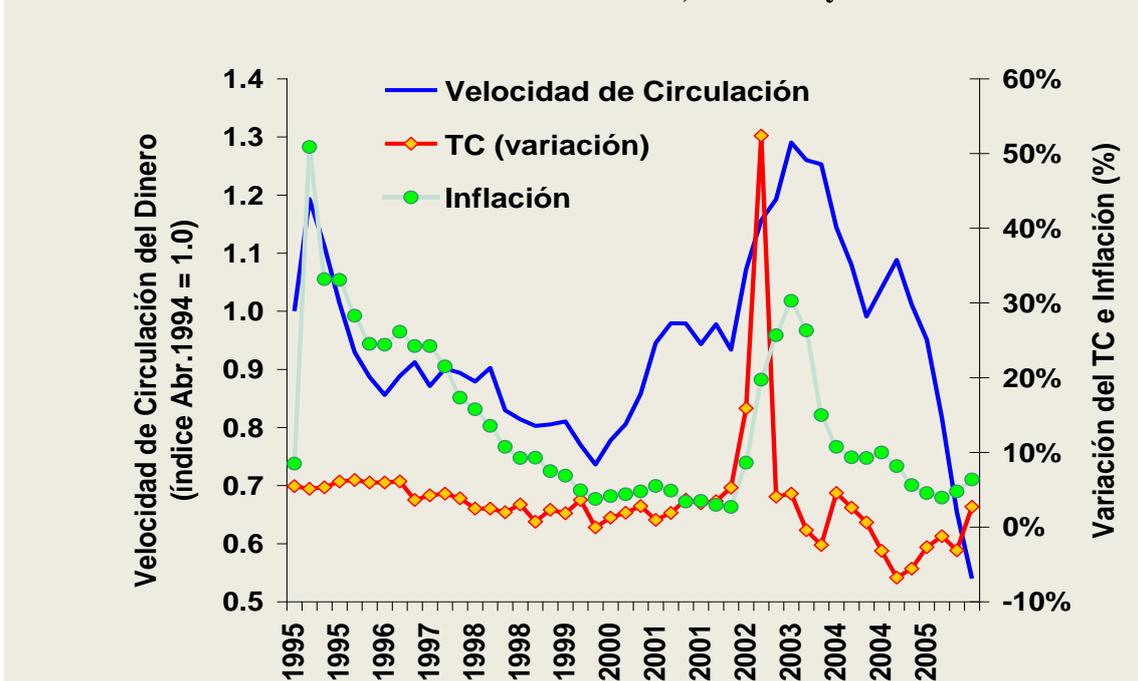
velocidad de ajusta hacia ese equilibrio es no lineal, en función del umbral definido. Estos umbrales fueron definidos sobre varias variables, escogiendo finalmente la inflación interanual pasada y la depreciación de la moneda doméstica interanual, también pasada.

El umbral sobre inflación pasada, se justifica en la percepción de que existe una relación no lineal entre la inflación y el crecimiento de la demanda de dinero (como vimos en secciones anteriores) y por tanto, la tenencia de saldos reales se ajusta de forma asimétrica dependiendo de si se trata de contextos de inflaciones altos o bajos. Intuitivamente, es esperable que en épocas de inflación baja, estable y previsible, la demanda de dinero ajuste con mayor rapidez al equilibrio de largo plazo, por dos razones. En primer lugar, porque dado que es menos probable que la demanda de dinero se aparte mucho de sus fundamentos (es decir de su equilibrio) cuando la inflación es baja y predecible, es razonable pensar que los agentes sean capaces de ajustar mejor y más rápido los pequeños desajustes de demanda que existan. En segundo lugar, un contexto de baja inflación suele estar asociado a menos “ruido” e incertidumbre, y por tanto es probable que los agentes tengan una visión más clara sobre la naturaleza y la magnitud del ajuste necesario.

De forma similar, es posible pensar que el comportamiento pasado del tipo de cambio (interpretando que las expectativas a futuro se forman de manera adaptativa) puede también incidir en la velocidad con la cual sus agentes ajustan sus saldos deseados de dinero. En particular, posible pensar que los ajustes al equilibrio pueden variar según si se espera que el tipo de cambio se aprecie o se deprecie. Sin embargo, a diferencia de el umbral anterior, en este caso resulta un poco menos claro determinar a priori cuál debería ser la diferencia en la velocidad de ajuste entre un contexto (expectativas de depreciación) y el otro (expectativas de apreciación), ya que existen argumentos en ambos sentidos.

De hecho, y simplemente a fin de realizar un contraste preliminar del razonamiento expuesto arriba, se representó en el gráfico IV.1 la evolución de la velocidad de circulación del dinero, respecto de la de la inflación y de la variación en el TC.

Gráfico IV.1 Velocidad de circulación del dinero, inflación y variación del TC



Dicho gráfico parece confirmar, o más precisamente no permite descartar la existencia de cierta relación (inversa) entre la velocidad de circulación del dinero y la inflación, y/o entre la velocidad de circulación y las variaciones en el TC. En el apartado que sigue se explica la metodología econométrica aplicada para indagar acerca de la existencia de asimetrías o no linealidades en las estimaciones de demanda de dinero asociadas a los umbrales de inflación y tipo de cambio mencionados. Posteriormente se presentan los resultados hallados.

Metodología econométrica

A partir de la introducción en el estudio de series de tiempo de la noción de cointegración incorporada por Granger (1981) y Engle y Granger (1987), se ha desarrollado una vasta literatura acerca de dicho concepto. Sin embargo, desarrollos recientes han enfatizado que los modelos lineales que comúnmente se han empleado para analizar el comportamiento de los ajustes a las relaciones de largo plazo de diversas variables, no permiten distinguir entre los diferentes estados definidos de acuerdo al comportamiento de diversas variables.

En este trabajo se realiza una aproximación al estudio de los MCE no lineales para la demanda de dinero a través de la incorporación al modelo de las asimetrías de corto plazo respecto al ajuste a la relación de largo plazo. En efecto, resulta de interés conocer si los la cantidad real de dinero en el corto plazo presentan un comportamiento diferente en función de si se encuentran por encima o por debajo de cierto umbral, o en otras palabras, si reaccionan frente a desvíos negativos en forma diferente que frente a los desvíos positivos.

Existen diversas especificaciones que atienden a este tipo de ajustes. En el presente trabajo se utiliza una adaptación al modelo TAR (*Threshold Autoregressive*), cuya utilización provee de información para conocer el comportamiento de los ajustes no lineales. Siguiendo las definiciones usuales, existe una relación de cointegración si la combinación lineal de dos o más variables no estacionarias es estacionaria. Esto implica, que las variables se mueven conjuntamente en el largo plazo.

La relación de largo plazo entre dos variables, x_{1t} y x_{2t} , puede expresarse de la siguiente manera:

$$x_{1t} + \beta x_{2t} = c + v_t \quad (\text{iv.1})$$

donde los β_t son los coeficientes estimados de la relación de largo plazo.

El término de perturbación que se desprende de la estimación de la relación de largo plazo se utiliza para constatar la existencia de una relación de cointegración de la siguiente forma:

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} + v_i \quad (\text{iv.2})$$

donde v_i es un ruido blanco. En la relación (iv.2), la hipótesis de no cointegración se rechaza si ρ es negativa y significativamente distinta de cero. Según el Teorema de Representación de Granger existe una representación con mecanismo de corrección del error de la forma:

$$\Delta x_{it} = \alpha_i (x_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{2t-1}) + \sum_p \delta_p \Delta x_{it-p} + \varepsilon_t \quad (\text{iv.3})$$

donde α mide la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo.

Sin embargo, existen ciertos casos en los que los retornos al equilibrio una vez producidos desajustes en el corto plazo son no lineales. Por lo tanto, en el MCE (Mecanismo de Corrección del Error) los ajustes de corto plazo pueden presentar determinadas asimetrías al retornar a la relación de equilibrio de largo plazo. Los modelos de tipo TAR (*Threshold Autoregressive*) ofrecen un marco metodológico que incorpora los ajustes no lineales al equilibrio. De esta manera, la ecuación (iv.2) puede describirse como:

$$\Delta v_t = IE_t \rho_1 v_{t-1} + (1 - IE_t) \rho_2 v_{t-1} + v \quad (\text{iv.4})$$

donde el indicador IE_t se define:

$$IE_t \text{ igual a uno si } z_t \leq c, \text{ cero en otro caso} \quad (\text{iv.5})$$

Se asume que el régimen que ocurre en el momento t puede ser determinado por el valor que asume una variable umbral (*threshold*) z_t , relativo a un valor umbral, denominado c .

En la medida que se comprueba la existencia de una relación de cointegración entre las variables y que el mecanismo de ajuste puede especificarse como un TAR (de acuerdo a

las ecuaciones (iv.4) y (iv.5)), el comportamiento de ajuste de corto plazo puede expresarse con un mecanismo de corrección del error de la siguiente forma:

$$\Delta x_{it} = \alpha_{1i} IE_t(x_{it-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{2t-1}) + \alpha_{2i} (1 - IE_t)(x_{it-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{2t-1}) + \sum_p \delta_p \Delta x_{it-p} + \varepsilon_t \quad (\text{iv.6})$$

donde los $\alpha_{1,2,i}$ son las velocidades de ajuste a la relación de equilibrio de largo plazo.

La ecuación de corto plazo de la demanda de dinero y las no linealidades

En la sección anterior, se concluyó que existía una relación de largo plazo entre la cantidad de dinero real, el índice de producción industrial y la tasa de interés en moneda nacional.

Los resultados de los contrastes de exogeneidad débil derivados de las estimaciones presentadas en la sección anterior permiten estimar de forma uniecuacional el comportamiento de corto plazo de la cantidad real de dinero ($m-p$). Por lo tanto, las variaciones de $m-p$ se pueden expresar en términos del mecanismo de corrección de error, *lags* de la variable dependiente, *lags* de los cambios en la producción industrial, en la tasa de interés ($i/(1+i)$), la tasa en dólares definida como **Lubi** ($lubi/(1+lubi)$) y otros componentes deterministas (*dummies* estacionales, pascua, etc.).

De esta forma, la estimación del comportamiento de corto plazo de los saldos reales queda determinada por la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} d\log(M1/IPC) = & -0.08*mce(-1) - 0.27*d\log(M1(-1)/IPC(-1)) + 0.098*d\log(IVFI(-1))+ \\ & 0.045*d\log(IVFI(-2)) - 0.04*d\log(LUBI(-2)) - 0.06*d\log(LUBI(-4))+ 0.02*d\log(i/(1+i)(-3)) + \\ & 0.034*dseas1 - 0.065*dseas10 - 0.042*dseas11 + 0.057*dseas2 + 0.038*dseas3 + 0.010*dseas4 \\ & - 0.021*dseas5 + 0.013*dseas6 - 0.013*dseas7 - 0.03281821451*dseas8 - 0.050*dseas9 + \\ & 0.0018*d(pascua) + 0.0039 + 0.06*d(e199606) - 0.08*d(e200002) - 0.08*d(e200201) - \\ & 0.08*d(e200205) + 0.13*d(e200207) + 0.06*d(e200302) + 0.07*d(e200307) \end{aligned}$$

$$\chi^2 \text{ de normalidad} = 0.42, Q_{LB(k=12)} = 10.98$$

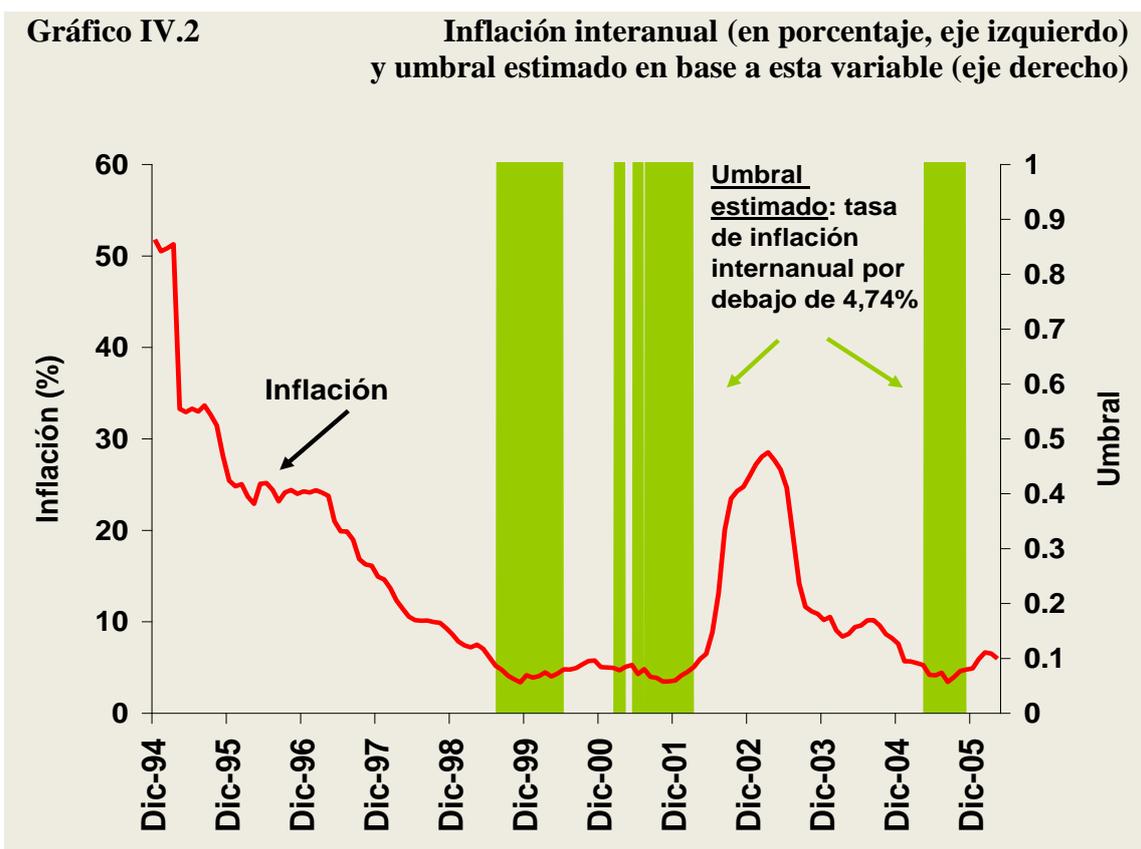
donde *dseas* son las *dummies* estacionales en primeras diferencias y pascua es la *dummy* que corresponde a la semana de turismo y las variables “*e+año+mes*” son intervenciones de tipo escalón en la fecha que aparece.

Debe destacarse que todos los coeficientes resultaron del signo esperado, salvo por el crecimiento tasa de interés pasiva en moneda nacional que influye con signo positivo sobre el crecimiento de la demanda de saldos reales. Por su parte, la velocidad de ajuste de los saldos reales ante apartamientos del equilibrio es de 8% mensual, lo que significa que una vez que se produce un desvío el retorno a la trayectoria de largo plazo no es rápido, toma algo más de un año.

Un segundo paso consistió en estimar la ecuación de la dinámica de corto plazo de la demanda de dinero, utilizando el mecanismo de ajuste no lineal detallado anteriormente. Para ello en primer lugar se determinó el valor del umbral, como aquel que minimiza la suma de cuadrados residuales de la ecuación de la dinámica de corto plazo conteniendo un ajuste asimétrico.

Dos variables umbrales o *threshold* resultaron mostrar comportamientos asimétricos en el ajuste de la demanda de de dinero real: la inflación interanual y la depreciación del peso uruguayo frente al dólar, también interanual.

Respecto a la primera variable “umbral” (la inflación interanual), el umbral estimado fue 4,74%. En base a este umbral se definió la variable IE que toma el valor 1 cuando la inflación interanual está por debajo de 4,74% y cero en otro caso. Es decir, que estos umbrales definirían tiempos de muy baja inflación cuando la variable IE vale 1.



En el siguiente cuadro se muestran los resultados de las estimaciones. El mecanismo de corrección del error está representado por los coeficientes asociados a $mce(-1)*(1-IE)$ y $mce(-1)*IE$. La variable *mce* representa los residuos de la relación de cointegración estimada en la sección anterior (los desvíos del equilibrio). La velocidad de ajuste cuando la inflación se encuentra por encima del umbral viene dada por el coeficiente asociado a $mce(-1)*(1-IE)$, mientras que cuando la inflación se encuentra por debajo del umbral la velocidad de ajuste viene dada por el coeficiente asociado a $mce(-1)*IE$.

Se observa que el coeficiente de los términos $mce(-1)*(1-IE)$ y $mce(-1)*IE$ son significativos y distintos, lo cual indica la presencia de ajustes asimétricos. En este sentido, se observa que la dinámica de demanda de dinero difiere dependiendo si la inflación interanual se encuentra por encima o por debajo del umbral estimado. Dado que el umbral se estimó en 4,74%, los resultados indican que la velocidad de ajuste es menor si la inflación interanual esta por encima de 4,74%. En otras palabras, cuando la inflación es muy alta los saldos reales que se mantienen se tornan más rígidos ante

desviaciones de corto plazo, en tanto en un contexto de baja inflación los saldos reales muestran una dinámica de ajuste más flexible frente a desvíos de la relación de largo plazo.

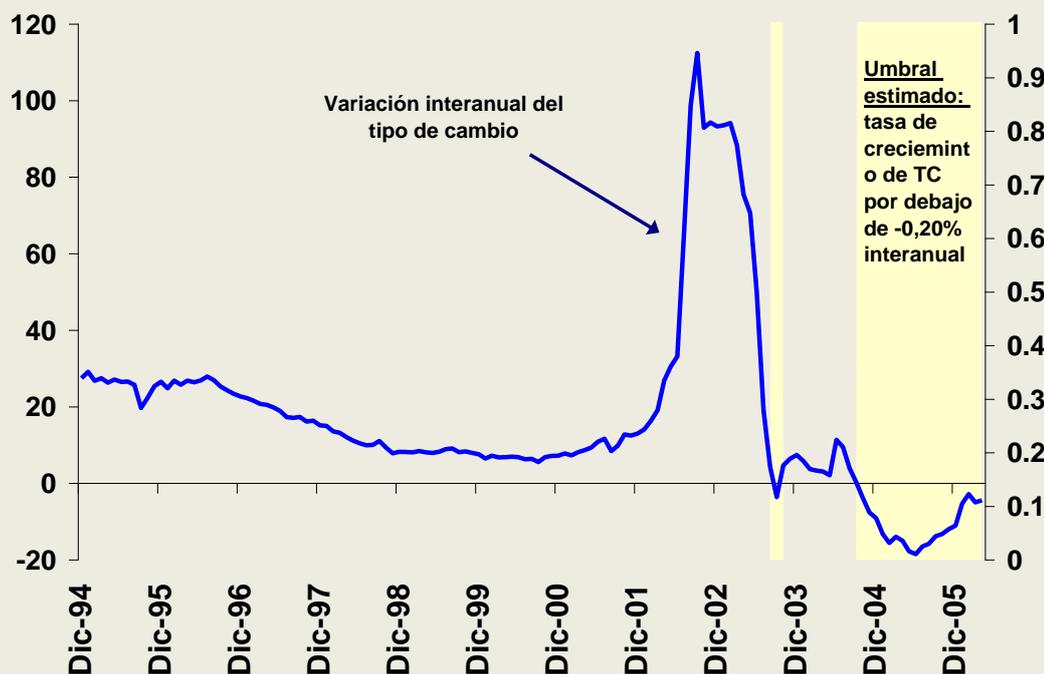
Más precisamente, cuando la inflación interanual es más de 4,74%, en el período t la demanda real de dinero comienza a retornar a una velocidad de 7,3% mensual. Por el contrario, cuando la inflación interanual está por debajo de 4,74%, los saldos reales “retornan” al equilibrio de largo plazo a una velocidad de aproximadamente 14,2% del desvío por mes, lo que implica que el ajuste total se procesa en aproximadamente siete meses.

Cuadro IV.1. Estimación de las no linealidades en el corto plazo

	Umbral de inflación		Umbral de tipo de cambio	
	Coef	T-statistic	Coef	T-statistic
$mce(-1)*(1-IE)$	-0.073	-2.89	-0.047	-1.61
$mce(-1)*IE7$	-0.142	-2.62	-0.131	-3.95
$dlog(M1(-1)/IPC(-1))$	-0.275	-3.75	-0.267	-3.77
$dlog(IVFI(-1))$	0.105	2.69	0.095	2.47
$dlog(IVFI(-2))$	0.084	2.25	0.093	2.52
$dlog(LUBI(-2)/(1+LUBI(-2)))$	-0.067	-3.41	-0.067	-3.48
$dlog(LUBI(-4)/(1+LUBI(-4)))$	-0.069	-3.42	-0.065	-3.36
$dlog(i/(1+i)(-3))$	0.043	1.96	0.038	1.80
dseas1	0.034	2.75	0.036	2.96
dseas10	-0.074	-9.04	-0.072	-9.36
dseas11	-0.048	-5.73	-0.046	-5.72
dseas2	0.061	7.30	0.060	7.43
dseas3	0.048	4.77	0.045	4.67
dseas4	0.019	2.01	0.016	1.80
dseas5	-0.008	-1.08	-0.010	-1.33
dseas6	0.024	3.09	0.023	3.03
dseas7	-0.024	-3.26	-0.024	-3.24
dseas8	-0.042	-5.31	-0.042	-5.42
dseas9	-0.056	-7.20	-0.055	-7.28
d(pascua)	0.002	2.47	0.002	2.50
c	0.004	2.11	0.002	1.14
d(e199606)	0.060	2.52	0.060	2.56
d(e200002)	-0.080	-3.35	-0.082	-3.45
d(e200201)	-0.085	-3.49	-0.079	-3.35
d(e200205)	-0.083	-3.32	-0.087	-3.51
d(e200207)	0.132	5.29	0.131	5.29
d(e200302)	0.060	2.46	0.059	2.46
d(e200307)	0.076	3.17	0.074	3.17
χ^2 de normalidad		0.23		0.24
$QLB(k=12)$		11.31		14.12

La segunda variable umbral fue la devaluación doce meses. En este caso el umbral estimado fue $-0,20\%$. De la misma forma que en el caso anterior, se definió la variable IE que vale 1 cuando la tasa de crecimiento del tipo de cambio está por debajo del umbral estimado ($-0,20\%$) y cero en otro caso. Así, el umbral estimado define momentos de leve apreciación de tipo de cambio sostenido. Prácticamente el umbral muestra que existe un comportamiento asimétrico de la demanda de dinero a partir de octubre de 2004.

IV.3 Tasa de crecimiento interanual del tipo de cambio (en porcentaje, eje izquierdo) y umbral estimado en base a esta variable (eje derecho)



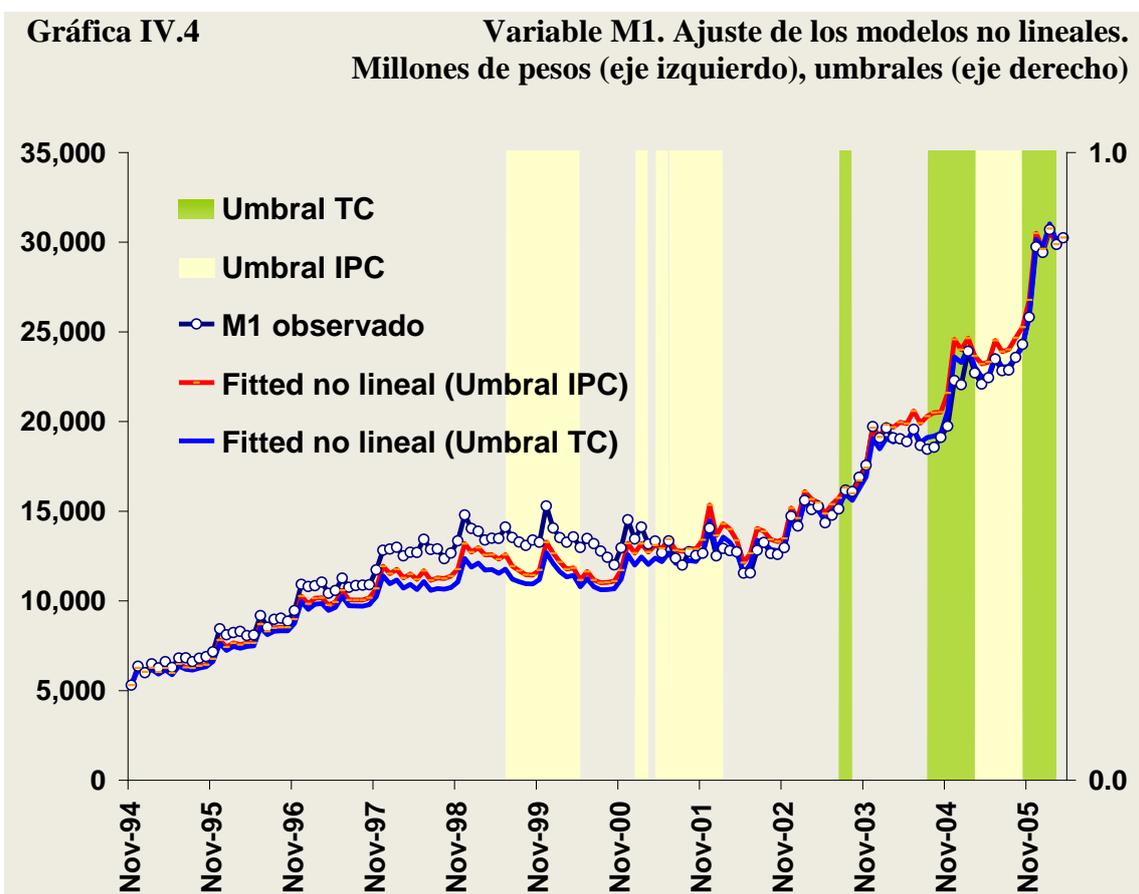
En el cuadro III.1 se muestran los resultados de las estimaciones en base a este último umbral. Al igual que en el caso anterior, el mecanismo de corrección del error está representado por los coeficientes asociados a $mce(-1)*(1-IE)$ y $mce(-1)*IE$. De esta forma, la velocidad de ajuste cuando el tipo de cambio se deprecia viene dada por el coeficiente asociado a $mce(-1)*(1-IE)$, mientras que cuando el peso uruguayo se aprecia la velocidad de ajuste viene dada por el coeficiente asociado a $mce(-1)*IE$.

Ambos coeficientes de los términos $mce(-1)*(1-IE)$ y $mce(-1)*IE$ son significativos y distintos, lo cual indica la presencia de ajustes asimétricos. En este sentido, se observa que la dinámica de demanda de dinero difiere dependiendo del comportamiento del signo de la variación del tipo de cambio. Dado que el umbral se estimó en -0,20%, los resultados indican que la velocidad de ajuste es mayor si la moneda se está apreciando de manera sostenida. En otras palabras, cuando la moneda se aprecia los saldos reales que se mantienen se tornan más flexibles ante desviaciones de corto plazo, es decir la velocidad de ajuste ante desvíos del equilibrio es mayor, en tanto que cuando existe depreciación sostenida del TC, los saldos reales muestran una dinámica de ajuste frente a desvíos de la relación de largo plazo más rígida.

Más precisamente, cuando el tipo de cambio se está depreciando, la demanda real de dinero comienza a retornar al equilibrio a una velocidad de 4,7% mensual. Mientras que, cuando la moneda se aprecia, los saldos reales retornan al equilibrio de largo plazo a una velocidad de aproximadamente 14% mensual.

En síntesis, se puede interpretar que la relación de largo plazo refleja la cantidad de dinero que es demanda por los agentes de acuerdo a sus fundamentos. Los resultados

encontrados muestran que la velocidad a la que se ajustan los desvíos temporales en los saldos reales (respecto a ese equilibrio de largo plazo) depende del umbral en que se encuentre la inflación por un lado, y la variación esperada del tipo de cambio por otro. A su vez, de acuerdo con la teoría, es posible pensar que dichos desvíos temporales de la demanda de dinero respecto a su equilibrio de largo plazo, se expliquen por *shocks* no anticipados en la velocidad del dinero.



Evaluación de las predicciones

Del gráfico anterior se podría deducir que los modelos no lineales parecen ser más precisos a la hora de capturar el comportamiento de la demanda de saldos reales. La evaluación del desempeño de los modelos se realiza considerando errores de predicción a un horizonte temporal de un año, lo cual se justifica por varias razones. Una de ellas es que la predicción a medio plazo posee mucha importancia para la política monetaria actual, donde se definen metas indicativas de M1 con esa antelación.

En primer lugar, los estadísticos de los modelos señalan la *performance* en cuanto al poder explicativo (R^2), el desvío estándar y los criterios de información, en cada uno de los modelos estimados (lineal y no lineales).

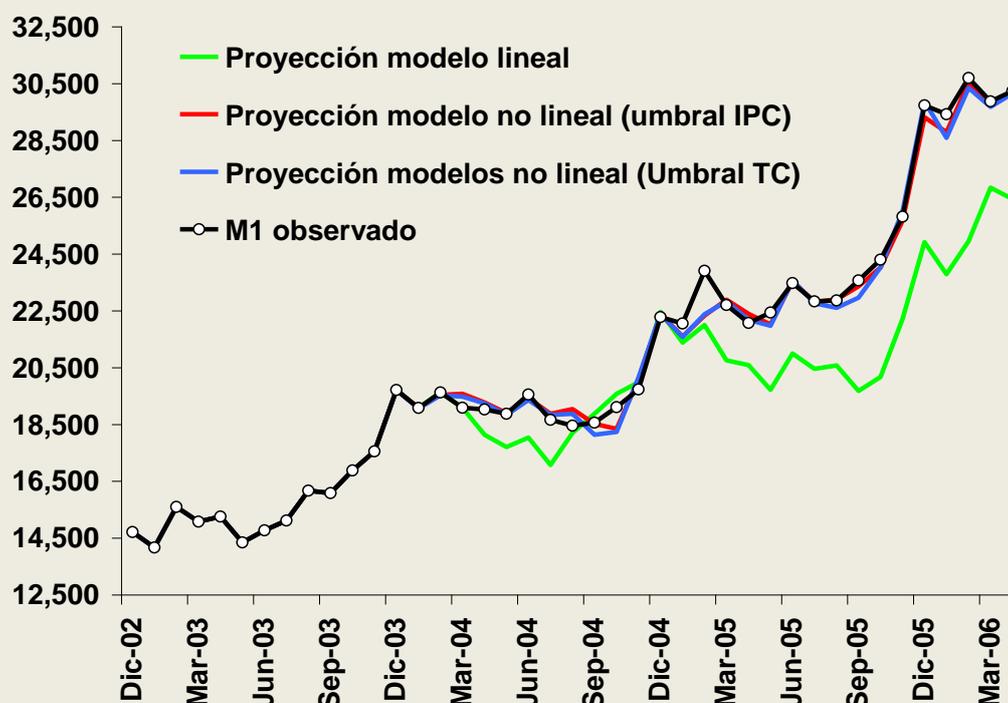
**Cuadro IV.2 Estadísticos de los modelos.
Variable dependiente $dlog(M1/IPC)$**

	Modelo lineal	No lineal (umbral IPC)	No lineal (umbral TC)
R2	0.848	0.873	0.876
Desvío estándar	0.024	0.022	0.022
Akaike AIC	-4.449	-4.580	-4.606
Schwarz SC	-3.869	-3.983	-4.009

De acuerdo a los gráficos y las estadísticas, los modelos no lineales tienen un mejor ajuste y capacidad de pronóstico que los modelos lineales. En primer lugar, las proyecciones a doce meses del modelo lineal demuestran que la demanda de dinero estimada de acuerdo a sus fundamentos estaría subestimada, es decir, se predecía una demanda de dinero mucho menor a la efectivamente observada. Mientras que si se toman en cuenta los modelos no lineales el ajuste de la demanda de dinero se observan una capacidad predicativa muy superior.

Debe destacarse que las gráficas, tanto del *fitted* de los modelos como de las proyecciones a doce pasos, se realizaron sobre el M1, es decir la cantidad de dinero nominal, mientras que los estadísticos presentados en el cuadro IV.2 se calcularon respecto de la variable $dlog(M1/IPC)$, es decir el crecimiento de los saldos reales.

Gráfica IV.5 Proyecciones a doce pasos para el M1 a partir de los modelos no-lineales y lineal (en millones de pesos)



Los errores de predicción de una variable Y_t , expresada en logaritmos (y_t) en un horizonte h , e_{t+h} , se calculan como:

$$e_{t+h} = y_{t+h} - \hat{y}_{t+h}$$

donde \hat{y}_{t+h} es la predicción de y_t correspondiente al horizonte h realizada con información hasta t , mientras que y_{t+h} es el logaritmo del valor observado para dicha variable en el momento $t+h$.

El estadístico utilizado en este documento para la evaluación de los errores de predicción es la Raíz del Error Cuadrático Medio (RECM) con h periodos de antelación y con información hasta T:

$$RECM(h) = \sqrt{\frac{1}{\tau} \sum_{i=1}^{\tau} [e_{T+h+i}]^2}$$

donde τ , representa la cantidad de períodos a ser evaluados.

El horizonte de predicción son doce meses (h) y τ abarca desde enero de 2004 a abril de 2006, es decir 28 meses.

Cuadro IV.3			
Raíz del Error Cuadrático Medio (RECM) de los modelos en la predicción de M1			
	Lineal	No lineal (Umbral IPC)	No lineal (Umbral TC)
Período 2004.01 a 2006.04			
RECM (12)	2664	430	456

El estadístico de evaluación de las predicciones pone en evidencia la mayor capacidad predictiva de los modelos no lineales. Dentro de estos últimos, es el modelo con la variable *threshold* de inflación el de mayor capacidad de pronóstico con doce meses de antelación.

V. Resumen y reflexiones

Como se analizó en las primeras secciones, en los últimos años el M1 ha crecido a un ritmo mucho mayor a la inflación. Más específicamente, lo que muestra un simple análisis empírico es que en períodos de baja inflación, la relación entre el crecimiento del dinero y la inflación en Uruguay parece ser muy débil, fenómeno también observado en muchos otros países en los últimos años.

Los resultados presentados en este documento indican que, mientras las estimaciones lineales basadas en los fundamentos muestran una demanda de dinero inferior a la evolución efectiva del M1, en los modelos no lineales la demanda de dinero está acorde a la evolución de este agregado. De esta forma, la decisión de los agentes de mantener saldos reales también depende del contexto inflacionario y/o de la tasa de variación nominal de la moneda doméstica. Los distintos procesos de ajuste de los saldos reales respecto al equilibrio de largo plazo hallados son indicativos de la existencia de asimetrías que podrían ser justificadas en los modelos arriba planteados de *target-threshold* o *buffer stocks*, en el sentido que los agentes adaptan sus saldos reales en diferentes magnitudes y velocidades dependiendo, en este caso, del valor de la inflación anual y de la evolución del tipo de cambio.

Así, el comportamiento no lineal de la demanda de dinero se asocia en buena medida a la existencia de asimetrías en la respuesta de ajuste hacia el equilibrio según el contexto inflacionario (umbral de inflación interanual) y de variación nominal de la moneda (umbral de variación interanual del tipo de cambio). En consecuencia, dichas no linealidades cuestionan la existencia de una demanda de dinero estable en Uruguay (al menos estable en torno a alguna relación lineal).

Esta conclusión tiene implicancias directas sobre el actual esquema de política monetaria aplicado en Uruguay, en la medida que uno de los puntales de dicho esquema recae en la utilización de metas intermedias operativas de M1. Las no-linealidades halladas en las estimaciones de la demanda de dinero, hacen que la relación entre los agregados monetarios y la inflación sea más compleja que lo que podría esperarse de acuerdo con una versión simple de la teoría cuantitativa. En los hechos, estas complejidades conllevan dos problemas prácticos. Por un lado, imprimir un determinado sesgo a la política monetaria se vuelve más difícil de lo que podría suponerse en un mundo lineal, dificultando especialmente la “sintonía fina” de la política. Por otro lado, una relación entre M1 y precios relativamente “oscura” como la observada, dificulta la extracción de señales por parte de los agentes de la economía, en la medida que se vuelve compleja la decodificación de las acciones tomadas y anunciadas por el BCU, y más compleja aún, la tarea de evaluar correctamente el impacto de dichas acciones (pasadas, presentes y futuras) en los precios.

Por último, si bien el presente trabajo intenta mostrar que los agregados monetarios presentan diversas dificultades como herramienta o instrumento de política en Uruguay, no queda claro, y ciertamente no está demostrado en este trabajo, que otras herramientas de conducción y señalización de la política monetaria en un esquema de objetivos de inflación, como podrían ser el tipo de cambio o las tasas de interés, sean superiores al instrumento actual. En todo caso lo que este trabajo sugiere, es que sería oportuno analizar y debatir las ventajas y desventajas de cada instrumento de política de forma construir el esquema de Objetivos de Inflación que mejor se adapte a las realidades particulares de la economía uruguaya.

VI. Referencias bibliográficas

Arango, L. y Gonzales, A. (2000). “A nonlinear specification of demand for cash in Colombia”. *Money Affaire*, Vol. XIII, No. 2.

Arango, M., López, E., Arango, C. y Hernández, J. (2003), “La demanda de efectivo en Colombia: una caja negra a la luz de las redes neuronales”. Banco de la República de Colombia.

Barney, J. y Velandia, L. (1999). “Una relación no lineal entre inflación y los medios de pago”. Banco de la República de Colombia

Bucacos, E. y Licandro, G. (2003). “La Demanda de Dinero en Uruguay: 1980.1 – 2002.4”, *Eevista de Economía del Banco Central del Uruguay*, volumen 10, Núm. 2.

Chumacero, R. y Hermann, J. (2005) “No estaba muerta,...: La teoría cuantitativa y la relación entre dinero e inflación” *Documentos de trabajo*, Banco Central de Chile, N° 324.

De Gregorio, J. (2003a). “Dinero e Inflación: En Qué Estamos?,” “?”, *Revista de Economía del Banco Central de Chile*, Volumen 6, Núm. 1. Pags 5-19.

De Gregorio, J. (2003b). “Mucho Dinero y Poca Inflación: Chile y la Evidencia Internacional,” *Cuadernos de Economía* 40, Pags 716-24.

Estrella, A. y Mishkin, F. (1996) . “Is there a role for monetary aggregates in the conduct of monetary policy?” . *NBER, Working Papers*, N° 5845

Fernández, S. (1999). “Un modelo para la demanda de dinero en Uruguay (1983-1998)”. Trabajo de Investigación Monográfica. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.

Fried, A. y Trujillo, J. (2005). “Demanda de dinero en Uruguay: una nueva aproximación”. Trabajo de Investigación Monográfica. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.

García, P. y R. Valdés (2003a). “Dinero e Inflación en el Marco de Metas de Inflación,” *Revista de Economía Chilena*, del Banco Central de Chile, Volumen 6, Pags 21-47.

Johansen,S. y Juselius K. (1989). “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, with Applications to the Demand for Money”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, pp.169-210.

Trapani, L. (2001). “Non linear ECMs: a dynamical system approach”. *Centro Interuniversitario di Econometria. (CIDE)*.

Vegh, C.A. (2001). “Monetary Policy, Interest Rate Rules, and Inflation Targeting: Some Basic Equivalences”, *NBER working paper*, Núm. 8684.

VII. Anexo Económico

Análisis del orden de integración de las series

Test de raíces unitarias Dickey Fuller Aumentado

Ho: Existencia de Raíz Unitaria

Período 1994.01 a 2006.04

	Valor estadístico de la primera	Rho AI 99%	Valor estadístico del nivel	Rho AI 95%
log(M1/IPC)	-1.80	Sí	-1.21	No
	sin cte, 11 lags		con cte, 12 lags	
log(i(1+i))	-8.82	Sí	-0.86	No
	con cte, 0 lags		con cte y tend, 1 lag	
log(IVFindustrial)	-2.01	Sí	-1.05	No
	sin cte ni tend, 13 lags		con cte, 13 lags	
log(lubi/(1+lubi))	-10.01	Sí	-2.83	No
	sin cte ni tend, 0 lags		con cte, 1 lag	

*Lags elegidos de acuerdo al criterio SIC

Análisis de cointegración. Test de Johansen

Sample (adjusted): 1994:04 2006:04

Included observations: 145 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LOG(M1/IPC) LOG(IVFI) LOG(I/1+i)

Exogenous series: D(FE>=200107) D(FE>=200201) D(FE>=200205) D(FE>=200207) D(FE>=200302) D(FE>=200307) DLOG(LUBI(-2)/(1+LUBI(-2)))

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.252040	55.97413	29.79707	0.0000
At most 1	0.074170	13.86535	15.49471	0.0867
At most 2	0.018388	2.691014	3.841466	0.1009

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.252040	42.10878	21.13162	0.0000
At most 1	0.074170	11.17434	14.26460	0.1457
At most 2	0.018388	2.691014	3.841466	0.1009

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by $b'S_{11}b=1$):

LOG(M1/IPC)	LOG(IVFI)	LOG(I/(1+I))
14.02341	-10.84033	0.909213
-4.330760	-6.008575	-1.187343
6.361433	-1.090528	-0.734014

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LOG(M1/IPC))	D(LOG(IVFI))	D(LOG(I/(1+I)))
-0.023970	-0.007480	-0.012291
0.001475	0.014145	-0.016983
-0.001889	0.006352	0.006462

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 584.5945

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG(M1/IPC)	LOG(IVFI)	LOG(I/(1+I))
1.000000	-0.773017	0.064835
	(0.09977)	(0.01558)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOG(M1/IPC))	-0.336135
	(0.05401)
D(LOG(IVFI))	-0.104890
	(0.08747)
D(LOG(I/(1+I)))	-0.172355
	(0.09998)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 590.1817

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG(M1/IPC)	LOG(IVFI)	LOG(I/(1+I))
1.000000	0.000000	0.139735
		(0.03564)
0.000000	1.000000	0.096892
		(0.04501)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOG(M1/IPC))	-0.342524	0.250973
	(0.05650)	(0.04771)
D(LOG(IVFI))	-0.166150	-0.003912
	(0.08972)	(0.07577)
D(LOG(I/(1+I)))	-0.098804	0.235280
	(0.10233)	(0.08642)

Estimación del VECM(M1/IPC), IVFI, (i+1+i)), imponiendo la restricción de exogeneidad débil del IVFI (Probabilidad de aceptación: 63%)

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1994:06 2006:04

Included observations: 143 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, A(2,1)=0,

Convergence achieved after 38 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 0.227169

Probability 0.633631

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(M1(-1)/IPC(-1))	1.000000
LOG(IVFI(-1))	-1.372780 (0.29444) [-4.66237]
LOG(i/1+i(-1))	0.111049 (0.04722) [2.35171]
C	2.281692

Error Correction:	D(LOG(M1/IPC))	D(LOG(IVFI))	D(LOG(i/1+i))
CointEq1	-0.046777 (0.01572) [-2.97470]	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.135783 (0.05532) [-2.45454]
D(LOG(M1(-1)/IPC(-1)))	-0.191478 (0.07902) [-2.42330]	0.023056 (0.16125) [0.14298]	-0.731837 (0.27890) [-2.62403]
D(LOG(M1(-2)/IPC(-2)))	-0.089453 (0.07809) [-1.14558]	0.099732 (0.15935) [0.62585]	-0.420989 (0.27562) [-1.52745]
D(LOG(IVFI(-1)))	0.039684 (0.04624) [0.85827]	-0.566794 (0.09436) [-6.00684]	-0.348671 (0.16320) [-2.13647]
D(LOG(IVFI(-2)))	0.043696 (0.04281) [1.02074]	-0.369633 (0.08736) [-4.23106]	-0.060390 (0.15110) [-0.39968]

D(LOG(i(-1)/1+i(-1)))	-0.034952 (0.02528) [-1.38242]	-0.054240 (0.05160) [-1.05122]	0.095382 (0.08924) [1.06880]
D(LOG(i(-2)/1+i(-2)))	0.011527 (0.02338) [0.49305]	-0.129573 (0.04771) [-2.71574]	-0.016629 (0.08252) [-0.20151]
C	0.002880 (0.00217) [1.32801]	-0.002885 (0.00443) [-0.65180]	-0.019208 (0.00765) [-2.50928]
D(PASCUA)	0.002586 (0.00102) [2.52649]	-0.009265 (0.00209) [-4.43536]	-0.003523 (0.00361) [-0.97502]
DSEAS1	0.038471 (0.01280) [3.00545]	0.000268 (0.02612) [0.01024]	0.037464 (0.04518) [0.82919]
DSEAS10	-0.069480 (0.00919) [-7.56127]	0.079467 (0.01875) [4.23767]	0.003012 (0.03243) [0.09286]
DSEAS11	-0.043950 (0.00973) [-4.51491]	0.129052 (0.01987) [6.49617]	-0.045181 (0.03436) [-1.31496]
DSEAS2	0.066379 (0.01252) [5.30305]	-0.118394 (0.02554) [-4.63481]	0.034127 (0.04418) [0.77244]
DSEAS3	0.038691 (0.01082) [3.57468]	-0.058410 (0.02209) [-2.64438]	0.035462 (0.03820) [0.92825]
DSEAS4	0.008120 (0.01053) [0.77081]	-0.047624 (0.02150) [-2.21522]	0.051334 (0.03718) [1.38057]
DSEAS5	-0.014930 (0.00798) [-1.87164]	-0.028818 (0.01628) [-1.77033]	-0.011743 (0.02816) [-0.41709]
DSEAS6	0.019469 (0.00849) [2.29280]	-0.052405 (0.01733) [-3.02408]	-0.006266 (0.02997) [-0.20904]
DSEAS7	-0.021151 (0.00780)	-0.050856 (0.01591)	-0.018848 (0.02752)

		[-2.71277]	[-3.19616]	[-0.68490]
DSEAS8	-0.036565 (0.00783) [-4.66886]	-0.041261 (0.01598) [-2.58158]	-0.018825 (0.02764) [-0.68099]	
DSEAS9	-0.054891 (0.00851) [-6.44846]	0.010000 (0.01737) [0.57564]	-0.037497 (0.03005) [-1.24802]	
D(FE>=200107)	-0.032748 (0.02620) [-1.25011]	-0.015900 (0.05346) [-0.29741]	0.386222 (0.09246) [4.17701]	
D(FE>=200201)	-0.070208 (0.02667) [-2.63254]	0.002115 (0.05443) [0.03886]	0.275528 (0.09413) [2.92700]	
D(FE>=200205)	-0.082061 (0.02719) [-3.01752]	0.077911 (0.05550) [1.40385]	0.289977 (0.09599) [3.02096]	
D(FE>=200207)	0.114503 (0.02885) [3.96827]	-0.035714 (0.05889) [-0.60649]	0.024282 (0.10185) [0.23842]	
D(FE>=200302)	0.067831 (0.02624) [2.58477]	0.077894 (0.05356) [1.45446]	-0.028250 (0.09263) [-0.30499]	
D(FE>=200307)	0.064064 (0.02692) [2.37949]	-0.004088 (0.05494) [-0.07441]	-0.339229 (0.09503) [-3.56966]	
DLOG(LUBI(-2)/(1+LUBI(-2)))	-0.046983 (0.02225) [-2.11119]	0.031350 (0.04542) [0.69029]	0.129769 (0.07855) [1.65204]	
DLOG(LUBI(-4)/(1+LUBI(-4)))	-0.060720 (0.02032) [-2.98849]	-0.059866 (0.04146) [-1.44381]	0.084072 (0.07172) [1.17230]	
R-squared	0.845508	0.785797	0.461003	
Adj. R-squared	0.809236	0.735506	0.334455	
Sum sq. resids	0.067238	0.280029	0.837688	
S.E. equation	0.024180	0.049346	0.085348	
F-statistic	23.31013	15.62495	3.642931	
Log likelihood	344.9507	242.9447	164.5985	
Akaike AIC	-4.432877	-3.006220	-1.910469	
Schwarz SC	-3.852740	-2.426082	-1.330331	
Mean dependent	0.003132	0.000174	-0.019240	

S.D. dependent	0.055362	0.095950	0.104617
Determinant resid covariance (dof adj.)		9.94E-09	
Determinant resid covariance		5.17E-09	
Log likelihood		755.4861	
Akaike information criterion		-9.349456	
Schwarz criterion		-7.546886	

Estimación del VECM(M1/IPC), IVFI, ($i+1+i$)), imponiendo la restricción de exogeneidad débil del y de la tasa de interés pasiva (Probabilidad de aceptación: 6,1%)

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1994:06 2006:04

Included observations: 143 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0,$

Convergence achieved after 20 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(2) 5.591900

Probability 0.061057

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(M1(-1)/IPC(-1))	1.000000
LOG(IVFI(-1))	-0.856828 (0.21594) [-3.96789]
LOG(i/1+i(-1))	0.106848 (0.03463) [3.08528]
C	-0.237836

Error Correction:	D(LOG(M1/IPC))	D(LOG(IVFI))	D(LOG(I/(1+I)))
CointEq1	-0.087427 (0.02462) [-3.55108]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LOG(M1(-1)/IPC(-1)))	-0.180090 (0.07816) [-2.30407]	0.025332 (0.16073) [0.15761]	-0.691656 (0.28185) [-2.45399]
D(LOG(M1(-2)/IPC(-2)))	-0.087452 (0.07728) [-1.13169]	0.098314 (0.15891) [0.61868]	-0.385831 (0.27866) [-1.38462]

D(LOG(IVFI(-1)))	0.030185 (0.04631) [0.65182]	-0.574178 (0.09523) [-6.02960]	-0.297394 (0.16699) [-1.78095]
D(LOG(IVFI(-2)))	0.036299 (0.04279) [0.84832]	-0.374850 (0.08799) [-4.26010]	-0.028685 (0.15430) [-0.18591]
D(LOG(i(-1)/1+i(-1)))	-0.030134 (0.02487) [-1.21145]	-0.053513 (0.05115) [-1.04617]	0.116025 (0.08970) [1.29352]
D(LOG(i(-2)/1+i(-2)))	0.015529 (0.02319) [0.66955]	-0.128439 (0.04769) [-2.69294]	-0.007681 (0.08364) [-0.09184]
C	0.003148 (0.00215) [1.46575]	-0.002827 (0.00442) [-0.64003]	-0.018331 (0.00774) [-2.36682]
D(PASCUA)	0.002586 (0.00102) [2.54786]	-0.009273 (0.00209) [-4.44205]	-0.003401 (0.00366) [-0.92896]
DSEAS1	0.036385 (0.01274) [2.85647]	-0.000516 (0.02619) [-0.01971]	0.035776 (0.04593) [0.77887]
DSEAS10	-0.070346 (0.00911) [-7.72345]	0.079267 (0.01873) [4.23219]	0.000371 (0.03284) [0.01129]
DSEAS11	-0.046636 (0.00972) [-4.79734]	0.128122 (0.01999) [6.40911]	-0.048572 (0.03505) [-1.38561]
DSEAS2	0.065219 (0.01244) [5.24150]	-0.119061 (0.02559) [-4.65317]	0.036780 (0.04487) [0.81973]
DSEAS3	0.038547 (0.01072) [3.59448]	-0.058757 (0.02205) [-2.66441]	0.039878 (0.03867) [1.03121]
DSEAS4	0.009883 (0.01049) [0.94198]	-0.046922 (0.02157) [-2.17484]	0.052149 (0.03783) [1.37840]
DSEAS5	-0.012356 (0.00804)	-0.027780 (0.01653)	-0.010768 (0.02898)

		[-1.53759]	[-1.68106]	[-0.37158]
DSEAS6	0.021179 (0.00846) [2.50351]	-0.051785 (0.01740) [-2.97677]	-0.004542 (0.03051) [-0.14888]	
DSEAS7	-0.018500 (0.00787) [-2.35200]	-0.049793 (0.01617) [-3.07845]	-0.017727 (0.02836) [-0.62498]	
DSEAS8	-0.034928 (0.00783) [-4.45823]	-0.040515 (0.01611) [-2.51476]	-0.019521 (0.02825) [-0.69099]	
DSEAS9	-0.054334 (0.00845) [-6.42836]	0.010310 (0.01738) [0.59316]	-0.038599 (0.03048) [-1.26642]	
D(FE>=200107)	-0.035326 (0.02596) [-1.36098]	-0.016450 (0.05338) [-0.30819]	0.377662 (0.09360) [4.03490]	
D(FE>=200201)	-0.071657 (0.02640) [-2.71473]	0.002198 (0.05428) [0.04050]	0.264652 (0.09518) [2.78048]	
D(FE>=200205)	-0.081688 (0.02691) [-3.03590]	0.079107 (0.05533) [1.42968]	0.273957 (0.09703) [2.82348]	
D(FE>=200207)	0.108742 (0.02869) [3.79085]	-0.037560 (0.05899) [-0.63674]	0.014690 (0.10344) [0.14201]	
D(FE>=200302)	0.064808 (0.02576) [2.51629]	0.078133 (0.05296) [1.47525]	-0.051960 (0.09287) [-0.55947]	
D(FE>=200307)	0.059530 (0.02667) [2.23186]	-0.005230 (0.05485) [-0.09535]	-0.351589 (0.09618) [-3.65546]	
DLOG(LUBI(-2)/(1+LUBI(-2)))	-0.046331 (0.02207) [-2.09944]	0.032109 (0.04538) [0.70754]	0.122363 (0.07958) [1.53766]	
DLOG(LUBI(-4)/(1+LUBI(-4)))	-0.060115 (0.02016) [-2.98228]	-0.059508 (0.04145) [-1.43562]	0.082538 (0.07269) [1.13552]	
R-squared	0.848010	0.786031	0.446552	

Adj. R-squared	0.812325	0.735795	0.316613
Sum sq. resids	0.066149	0.279723	0.860146
S.E. equation	0.023984	0.049319	0.086484
F-statistic	23.76394	15.64673	3.436609
Log likelihood	346.1181	243.0230	162.7069
Akaike AIC	-4.449204	-3.007314	-1.884012
Schwarz SC	-3.869067	-2.427177	-1.303875
Mean dependent	0.003132	0.000174	-0.019240
S.D. dependent	0.055362	0.095950	0.104617
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.01E-08	
Determinant resid covariance		5.23E-09	
Log likelihood		752.8038	
Akaike information criterion		-9.311941	
Schwarz criterion		-7.509371	
<hr/>			

Contrastes de exclusión

B(1,1)=0

Vector Error Correction Estimates
Sample (adjusted): 1994:06 2006:04
Included observations: 143 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=0, A(3,1)=0, A(2,1)=0$$

Convergence achieved after 4 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(3)	10.95703
Probability	0.011961

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(M1(-1)/IPC(-1))	0.000000
LOG(IVFI(-1))	-4.257125
LOG(i/1+i(-1))	0.927643
C	22.51082

B(1,2)=0

Vector Error Correction Estimates
Sample (adjusted): 1994:06 2006:04
Included observations: 143 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,2)=0, A(3,1)=0, A(2,1)=0$$

Convergence achieved after 5 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(3)	12.82504
Probability	0.005031

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(M1(-1)/IPC(-1))	1.497830
LOG(IVFI(-1))	0.000000
LOG(i/1+i(-1))	1.299496
C	-4.405651

B(1,3)=0

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1994:06 2006:04

Included observations: 143 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,3)=0$, $A(3,1)=0$, $A(2,1)=0$

Convergence achieved after 4 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(3)	13.78964
Probability	0.003206

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(M1(-1)/IPC(-1))	5.928438
LOG(IVFI(-1))	-11.12738
LOG(i/1+i(-1))	0.000000
C	26.80605

Contrastes de exogeneidad débil

A(1,1)=0

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1994:06 2006:04

Included observations: 143 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=1$, $A(1,1)=0$,

Maximum iterations (500) reached.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	7.871141
Probability	0.005023

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(M1(-1)/IPC(-1))	1.000000
LOG(IVFI(-1))	-16.54179 (5.80209) [-2.85101]
LOG(i+1+i(-1))	0.536638 (0.93051) [0.57671]
C	76.93851

A(2,1)=0

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1994:06 2006:04

Included observations: 143 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=1$, $A(2,1)=0$,

Convergence achieved after 38 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	0.227169
Probability	0.633631

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(M1(-1)/IPC(-1))	1.000000
LOG(IVFI(-1))	-1.372780 (0.29444) [-4.66237]
LOG(li/1+i(-1))	0.111049 (0.04722) [2.35171]
C	2.281692

Contraste de exogeneidad débil conjunta:

A(2,1)=0, A(3,1)=0

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1994:06 2006:04

Included observations: 143 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, A(3,1)=0, A(2,1)=0

Convergence achieved after 20 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(2) 5.591900

Probability 0.061057

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(M1(-1)/IPC(-1))	1.000000
LOG(IVFI(-1))	-0.856828 (0.21594) [-3.96789]
LOG(i/(1+i(-1)))	0.106848 (0.03463) [3.08528]
C	-0.237836

Test de causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1993:12 2007:12

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG(IVFI) does not Granger Cause LOG(M1/IPC)	148	24.2045	2.3E-06
LOG(M1/IPC) does not Granger Cause LOG(IVFI)		2.86623	0.09260

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1993:12 2007:12

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG(i/(1+i)) does not Granger Cause LOG(M1/IPC)	145	3.93795	0.00468
LOG(M1/IPC) does not Granger Cause LOG(i/(1+i))		1.61976	0.17280

cinve

Centro de Investigaciones Económicas

Avda. Uruguay 1242 - Montevideo CP 11100 - Uruguay
Tel./ fax (598) 2900 3051 / 2908 1533 - E mail: cinve@cinve.org.uy
<http://www.cinve.org.uy>