

Ensayos Económicos | 45



ie | BCRA

Investigaciones Económicas
Banco Central
de la República Argentina

Ensayos Económicos es una revista editada por la Subgerencia General de Investigaciones Económicas

ISSN 0325-3937

Banco Central de la República Argentina

Reconquista 266 / Edificio Central Piso 8

(C1003ABF) Ciudad Autónoma de Buenos Aires / Argentina

Tel.: (+5411) 4348-3719 / Fax: (+5411) 4000-1257

Email: investig@bcra.gov.ar / <http://www.bcra.gov.ar>

Fecha de publicación: octubre de 2006

Queda hecho el depósito que establece la Ley 11.723.

Diseño editorial

Banco Central de la República Argentina

Gerencia Principal de Comunicaciones y Relaciones Institucionales

Área de Imagen y Diseño

Impreso en Ediciones Gráficas Especiales.

Ciudad Autónoma de Buenos Aires, octubre de 2006

Tirada de 2000 ejemplares.

Las opiniones vertidas en esta revista son exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente se corresponden con las del BCRA.

No se permite la reproducción parcial o total, el almacenamiento, el alquiler, la transmisión o la transformación de este libro, en cualquier forma o por cualquier medio, sea electrónico o mecánico, mediante fotocopias, digitalización u otros métodos, sin el permiso previo y escrito del editor. Su infracción está penada por las leyes 11.723 y 25.446.

Hacia una Estimación de la Demanda de Dinero con Fines de Pronóstico: Argentina, 1993-2005*

Horacio Aguirre

Tamara Burdisso

Federico Grillo

Banco Central de la República Argentina (BCRA)**

Resumen

7

Este trabajo busca realizar pronósticos de agregados monetarios útiles a la formulación de la política monetaria; en particular, tales que permitan evaluar escenarios económicos alternativos, con un horizonte de predicción de cinco trimestres, y considerando agregados públicos y privados en promedio de saldos diarios. Para ello, se estiman relaciones entre diferentes agregados –circulante en poder del público, $M1^*$, $M2^*$ y $M3^{*-}$, y el PIB y la tasa de interés nominal. El período seleccionado abarca dos regímenes macroeconómicos diferentes, lo que es problemático al analizar las relaciones de largo plazo entre las variables elegidas: los coeficientes no corresponden a los valores sugeridos por la teoría; y las posibles relaciones de cointegración no resultan estacionarias. En contraste, los modelos de corto plazo estimados exhiben una bondad de ajuste aceptable, y evidencia de parámetros estables. En el pronóstico *in-sample* no muestran errores significativamente distintos de cero, y los valores predichos

* Este trabajo forma parte de una línea de investigación desarrollada en la Subgerencia General de Investigaciones Económicas (SGIE) del BCRA, e iniciada por Burdisso y Garegnani (2005). Los autores agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de Laura D'Amato, Lorena Garegnani, y los participantes en el Seminario de la SGIE, donde fue presentada una versión anterior de este trabajo. Cualquier error remanente, así como las opiniones vertidas, son de exclusiva responsabilidad de los autores.

** Direcciones de correo electrónico: haguirre@bcra.gov.ar, tburdisso@bcra.gov.ar, fgrillo@bcra.gov.ar.

entre 2004:III y 2005:III quedan comprendidos dentro de intervalos de confianza de un desvío estándar. Adicionalmente, se corrobora el insesgamiento de los pronósticos. Así, los modelos lucen confiables en su capacidad predictiva.

Sin embargo, teniendo en cuenta los propios objetivos y restricciones del Banco Central, es necesario utilizar criterios más exigentes: si bien los errores de pronóstico no son significativos, se vuelven persistentes a medida que el horizonte de predicción se extiende; y actualmente indicarían sobrestimación de los agregados amplios y –en menor medida– subestimación de los más líquidos. Este comportamiento podría estar relacionado con un uso más intensivo del efectivo por parte de los agentes económicos luego de la crisis. Se propone un ajuste de los pronósticos que contemple este problema. Los modelos así obtenidos permiten evaluar qué nivel de metas monetarias es consistente con el escenario macroeconómico que se considere, utilizando como insumos variables cuyos pronósticos pueden obtenerse a partir de modelos desarrollados en el BCRA.

8

Palabras clave: agregados monetarios, pronóstico, demanda de dinero, política monetaria, Argentina.

JEL: E41 y E47.

I. Introducción

La predicción del comportamiento de los agregados monetarios es siempre una tarea relevante para un Banco Central; lo es más ahora en la Argentina, cuando se encuentra vigente un programa que define metas para ciertas variables monetarias que, en última instancia, funcionan como objetivos intermedios para la consecución de la estabilidad de precios. Este trabajo busca determinar relaciones entre el circulante en poder del público, $M1^*$, $M2^*$ y $M3^*$, y algunas variables observables, para poder realizar pronósticos útiles a la formulación de la política monetaria.

La estimación de una función de comportamiento de los agregados monetarios es una tarea compleja –y poco frecuentada en el caso argentino, al menos recientemente–. Ello exige siempre, como mínimo, tres definiciones (Johnson, 1962): qué activos se consideran dinero, de qué variables depende su comportamiento, y cuán estable es éste. Tales cuestiones son sólo puntos de partida, debiendo considerarse además la frecuencia, estacionalidad y período de los datos (Ericsson, 1998); y si durante décadas era común un acercamiento al problema desde una ecuación “estructural”, los desarrollos más recientes de cointegración, causalidad y exogeneidad interactúan con las cuestiones anteriores, incrementando la complejidad de cualquier estimación.

Los problemas presentes en toda estrategia empírica de modelización de la demanda de dinero se potencian en la Argentina, teniendo en cuenta la sucesión de regímenes monetarios y cambiarios, la alternancia de períodos de alta y baja inflación, la volatilidad de las variables macroeconómicas en general, y los consiguientes problemas de disponibilidad y metodología de datos en particular. Las investigaciones más recientes, que hacen uso de técnicas de cointegración, podrían agruparse en dos grandes líneas: aquellas que han explorado la experiencia inflacionaria y post-inflacionaria, como Melnick (1990), Ahumada (1992), Choudhry (1995), y Ericsson y Kamin (2003); y las que intentan dar cuenta del comportamiento de largo plazo del dinero en un período extendido y con datos anuales, como Ahumada y Garegnani (2002) y Gay (2004). También con dichas técnicas se ha explorado el efecto de la política monetaria bajo tipo de cambio fijo, análisis que se extendió a la identificación de *shocks* monetarios de la década previa (Utrera, 2002). Ninguno de estos trabajos encara de manera central cuestiones de pronóstico para diferentes agregados monetarios, que sólo fueron

tratadas por Grubisic y Manteiga (2000); su análisis, no obstante, quedaba completamente comprendido dentro del régimen de Convertibilidad.

En contraste, este trabajo pretende una primera aproximación al pronóstico de agregados trimestrales incorporando datos posteriores a la salida de la Convertibilidad, y de manera funcional a las necesidades de la política monetaria: evaluando la consistencia de posibles metas respecto de escenarios macroeconómicos alternativos; considerando agregados públicos y privados en promedio de saldos diarios; y posibilitando su pronóstico con frecuencia trimestral.

El resto del trabajo se organiza como sigue. La sección II describe la metodología y los datos utilizados, poniéndolos en el contexto de la literatura sobre el tema (particularmente la dedicada a la Argentina); la sección III presenta los modelos estimados, tanto de largo como de corto plazo, detallando porqué se eligen unos a favor de otros. La sección IV evalúa la capacidad predictiva de los modelos elegidos. La sección V presenta las conclusiones y las líneas de trabajo futuras.

II. Metodología y datos

En la teoría estándar el dinero es demandado por dos razones: como *stock* para suavizar las diferencias entre los flujos de ingresos y gastos, y como uno de varios activos de un portafolio (Ericsson, 1998). Esto deriva en una especificación que necesariamente incluye una variable de escala –respecto de la cual las tenencias de saldos reales son crecientes– y otra u otras que capten el retorno de la variable considerada dinero y la de los activos que quedan fuera de la definición –esto es, el costo de oportunidad del dinero, respecto del cual su demanda es decreciente–. La especificación elegida aquí es lineal:

$$M^d_t / P_t = \alpha Y_t + \beta i_t \quad (1)$$

Se utilizan cuatro definiciones de agregados monetarios para M_t^d , en promedios trimestrales de saldos diarios, todos ellos deflactados por el Índice General de Precios (P_t):¹

ByM = billetes y monedas en poder del público + cuasimonedas;

M1* = ByM + depósitos en cuenta corriente públicos y privados, en pesos y dólares;

M2* = M1* + depósitos en caja de ahorro públicos y privados, en pesos y dólares;²

M3* = M2* + depósitos a plazo fijo públicos y privados + otros depósitos, en pesos y dólares.^{3,4}

La decisión de considerar el sector público y el privado en conjunto sigue la formulación que hace el BCRA de los programas monetarios desde 2003 en adelante. Incluir tanto agentes públicos como privados debilita la noción de demanda de dinero propiamente dicha, en tanto ella se refiere a decisiones de los particulares sobre sus tenencias de activos líquidos. Por ello, en este trabajo se prefiere hablar de “estimaciones de agregados monetarios”; no obstante, si el contexto no lo torna confuso, ambos términos se usarán de manera indistinta. En tanto, el uso de los saldos en pesos y en dólares se relaciona con la necesidad de no omitir comportamientos relevantes durante buena parte del período de estimación: de estimar agregados en pesos solamente, se perdería una fracción significativa de las decisiones sobre saldos reales que, durante la vigencia de la Convertibilidad, recaían sobre los agregados en dólares. Asimismo, varios de los agregados usados en programas monetarios recientes eran bimonetarios.

¹ IPC nivel general-INDEC, en promedio trimestral de datos mensuales.

² Los depósitos en caja de ahorro en dólares se incluyen sólo por el 50% de sus saldos. Durante la vigencia del régimen de Convertibilidad, no todos los saldos en dólares podían ser considerados transaccionales (carácter que el M2* debería reflejar); la fracción incluida aquí como transaccional es considerada una aproximación aceptable.

³ El M2* considerado en M3* incluye todos los saldos de depósitos en caja de ahorro en pesos y dólares.

⁴ En todos los casos, información diaria proveniente del SISCEN del BCRA. Depósitos a plazo fijo incluyen depósitos reprogramados (CEDRO) con el ajuste por el Coeficiente de Estabilización de Referencia (CER); otros depósitos incluyen saldos inmovilizados, órdenes de pago, depósitos en garantía, depósitos vinculados con operaciones cambiarias, más el rubro “otros depósitos”, excluyendo BODEN.

El período elegido en este trabajo es el comprendido entre el segundo trimestre de 1993 y el tercero de 2005 (en adelante abreviados como “año: número de trimestre”), para el cual se cuenta con datos metodológicamente consistentes de saldos diarios de todos los agregados considerados de acuerdo a las definiciones detalladas antes. Si bien podrían tomarse los datos desde 1990, ese año y el siguiente contienen información todavía muy distorsionada por el episodio hiperinflacionario; por la misma razón, la muestra de Grubisic y Manteiga (2000) comienza en 1993. Finalmente, sólo desde 1993 se cuenta con una serie de producto cuya metodología de elaboración es homogénea a lo largo del tiempo.

La elección de la frecuencia y el carácter estacional o no de la serie usada pueden alterar los resultados del análisis. Si las decisiones de los agentes ocurren durante un período más corto que la frecuencia de los datos, la dinámica puede ser confusa, cambiando las inferencias (Ericsson, 1998). Otro tanto ocurre con el uso de series ajustadas o no por estacionalidad, así como con la elección entre datos en promedio o de fin de período. En este trabajo, se utilizaron alternativamente: datos originales, reconociendo la estacionalidad a través de variables *dummies* estacionales; y datos ajustados por estacionalidad según la metodología X-12 ARIMA.

Respecto de los determinantes de la demanda de dinero, la variable asociada a las transacciones elegida es el PIB (Y_t en (1)).⁵ El producto es una de varias elecciones posibles como variable de escala, y estudios recientes corroboran que tal elección está lejos de ser irrelevante (Knell y Stix, 2004). Por caso, Ahumada y Garegnani (2002) utilizan alternativamente el PIB y la suma de PIB e importaciones, inclinándose por esta última en cuanto su inclusión mejora la bondad de ajuste del modelo y permite obtener una representación de largo plazo satisfactoria.⁶

En cuanto al costo de oportunidad de mantener dinero, la variable asociada al mismo es la tasa de interés por depósitos a plazo entre 30 y 59 días en

⁵ De acuerdo a la información trimestral provista por el INDEC.

⁶ Gay (2004) incluye solamente el producto. En tanto, Grubisic y Manteiga (2000) no encuentran que el PIB sea significativo para dar cuenta de las variaciones de ninguno de los agregados que consideran durante la vigencia del régimen de convertibilidad. Aparentemente, su alta correlación con medidas de riesgo país y movimientos de capitales lo dejaría fuera de la ecuación estimada.

pesos (i_t en (1)).⁷ Por cierto, la tasa de interés elegida representa un costo de oportunidad para ByM y todos los componentes de M1* y M2*, pero no para todos los de M3*. En rigor, para cada agregado debería estimarse la tasa de interés propia del mismo, así como la de los activos alternativos. La tasa de interés propia debería considerar el retorno de cada componente del agregado, ponderado por su participación en el mismo; y otro tanto debe hacerse para el agregado de activos alternativos.⁸ Análogamente, ambas tasas de interés deberían reflejar, de manera ponderada, la composición por moneda de cada agregado, en lugar de incluir solamente el costo de oportunidad de las colocaciones medido en pesos.⁹

Las desventajas que entraña la especificación elegida se relativizan al tener en cuenta el objetivo principal del ejercicio: formular pronósticos de agregados monetarios, para lo cual debe contarse con variables explicativas que puedan proyectarse sistemática y consistentemente. De poco sirve la mejor especificación de un modelo si no se cuenta con un mecanismo confiable para proyectar las variables sobre cuyos valores se formarán los pronósticos: en este sentido, se cuenta con el Modelo Estructural Pequeño (MEP) desarrollado en la Subgerencia General de Investigaciones Económicas del BCRA, a partir de cuyas simulaciones pueden obtenerse pronósticos para el producto, la tasa de interés de 30 a 59 días en pesos, la tasa de inflación y el tipo de cambio nominal.

En economías como la Argentina, un candidato natural a ser incluido como costo de oportunidad es la tasa de inflación, en tanto aproxima la tasa de retorno de los bienes que no son dinero. En su estimación de una demanda de dinero de largo plazo entre 1935 y 2000, Ahumada y Garegnani (2002) encuentran que la tasa de inflación es significativa como medida del costo de oportunidad sólo en períodos de inestabilidad, mientras que en etapas de baja inflación ese lugar es ocupado por la tasa de interés nominal; en particular, esto último se verifica para el período 1991-2000, del cual provienen la mayor parte de los datos utilizados aquí.

⁷ De acuerdo a la información diaria proveniente del SISCEN de BCRA.

⁸ Una interpretación posible de la especificación propuesta aquí sería considerar el retorno de los depósitos a la vista como virtualmente despreciable en las decisiones de los agentes económicos.

⁹ En este caso, debe tenerse en cuenta que la serie de tasa de interés en dólares virtualmente se interrumpió tras la devaluación de 2001-2002 y la subsiguiente “desdolarización” de los depósitos. Con el objetivo de pronóstico en mente, parece ser más conveniente el uso de una tasa en pesos.

La especificación de la demanda de dinero puede ser tratada de manera distinta en una economía abierta y pequeña: Gay (2004) agrega al producto y a la tasa de interés variables relacionadas con el tipo de cambio real. Encuentra efectos significativos de estas últimas, de las que afirma que son las principales fuentes de volatilidad de la demanda de dinero en el período que analiza (1963-2003). Por su parte, Ahumada y Garegnani no hallan un efecto discernible de la tasa de depreciación del tipo de cambio nominal sobre la demanda de dinero. Reflejar el comportamiento de los agregados monetarios en una economía donde las perturbaciones externas, y en particular el tipo de cambio, juegan un rol tan central como en la Argentina es un punto que deberá incorporarse al análisis.

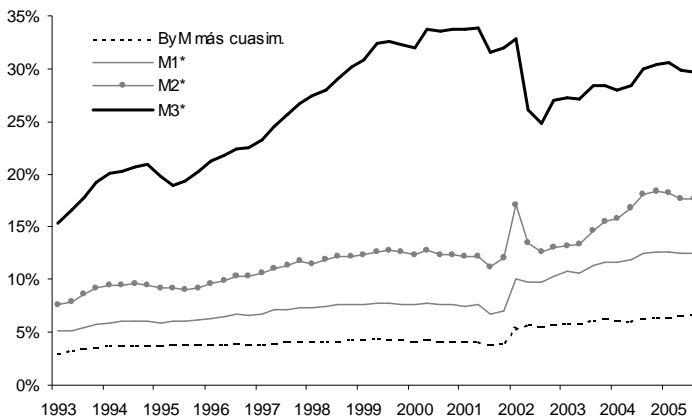
Representar satisfactoriamente el comportamiento de los agregados monetarios en el período elegido implica un desafío: la crisis de 2001-2002 es un evento que marca un “quiebre” en las series analizadas, lo que puede constatarse a partir de la mera inspección visual (Gráfico 1). La economía parece tornarse más “efectivo-intensiva” que en el pasado, un comportamiento que involucraría tanto al sector público como al privado. Los determinantes de la demanda de dinero bajo la Convertibilidad podrían haber cambiado, o bien la respuesta de los agentes económicos a ellos; es una cuestión abierta si los cambios que se observan son permanentes o sólo transitorios.

La presencia de quiebres puede no ser un impedimento para una estimación satisfactoria: respecto de casos que enfocan la experiencia argentina, Melnick (1990) estima un modelo uniecuacional de corrección de errores antes y después de la introducción del plan Austral; Ericsson y Kamin (2003) hacen lo propio a lo largo de un período que incluye los episodios inflacionarios de 1989-1990; Choudhry (1995), por su parte, estima un sistema de ecuaciones –incluye ingreso real, M1 y M2, la tasa de inflación y la tasa de depreciación del tipo de cambio–, entre fines de la década de 1970 y fines de la de 1980. En cada uno de los tres estudios, los autores obtienen una representación empírica que juzgan estable:¹⁰ Choudhry destaca que tal resultado es sensible a la inclusión de la tasa de depreciación cambiaria; Melnick sugiere que, cuando los parámetros resultan inestables, ello se debe a un tratamiento inadecuado de las expectativas de

¹⁰ Sin embargo, sólo Melnick (1990) y Ericsson y Kamin (2003) incluyen algún test de estabilidad de la función que estiman.

inflación. En tanto, sólo por citar dos casos de la experiencia internacional, análogos en algún grado a la argentina, Wolters, Terasvirta y Lütkepohl (1998) estiman la demanda de M3 real en Alemania para el período 1976-1994, que incluye la reunificación de 1990; una vez que dan cuenta del cambio estructural que ella implicó, encuentran una función estable. En tanto, Bjornland (2005) estima una función de demanda de M2 para Venezuela durante el período 1985-2000, atravesado también por crisis cambiarias y *shocks* externos. Introduciendo la depreciación esperada del tipo de cambio y una tasa de interés externa, estima una ecuación condicional con corrección al equilibrio de la demanda de dinero, que considera estable a lo largo del período elegido.

Gráfico 1 / Agregados monetarios en % del PIB - Series desestacionalizadas



Fuente: en base a datos de INDEC y BCRA.

Este tipo de problemas exige cautela respecto del planteo de relaciones de largo plazo entre las variables consideradas, ante la presencia de posibles quiebres: se requiere analizar cuidadosamente sus resultados para distinguir cuáles pueden tener sentido, y eventualmente contrastarlos con los que resultan de modelos de corto plazo; a ello se dedica la sección siguiente.

III. Explorando las relaciones entre agregados monetarios, producto y tasa de interés

En esta sección se proponen diferentes modelos para capturar la relación entre los agregados monetarios considerados, el producto y la tasa de interés. Un punto de partida natural es considerar las posibles relaciones de cointegración entre las variables bajo estudio: éstas tienden a mostrar comportamientos de tendencia estocástica, lo que genera el riesgo de resultados espurios en el análisis de regresión tradicional. Asimismo, esas mismas variables –de acuerdo a lo que predice la teoría– pueden presentar a lo largo del tiempo algún tipo de movimiento de “corrección al equilibrio” entre ellas, tal que en el largo plazo se ubiquen en una trayectoria de estado estacionario: en el caso que nos ocupa, esperaríamos, por ejemplo, una relación de homogeneidad entre saldos reales y transacciones (según la teoría cuantitativa), tal que una divergencia entre los mismos fuera reduciéndose hasta desaparecer –siempre que, por supuesto, pueda comprobarse la existencia de una relación de largo plazo–.

16

III.1 Modelos de largo plazo: principales resultados

El primer paso es determinar el orden de integración de las variables, para lo que se emplea el test de Dickey-Fuller aumentado (Tabla 1). La hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria no es rechazada para las variables consideradas, a excepción de la TNA.¹¹ Esta última sólo es considerada $I(1)$ al 1% de significatividad; sin embargo, y en línea con lo realizado por otros estudios, se la considerará en el análisis de cointegración.¹²

El análisis de cointegración se realizó de acuerdo con la metodología de Johansen-Juselius, lo que implica estimar un sistema de ecuaciones de las variables de interés mediante el método de máxima verosimilitud. Para aislar posibles efectos asociados específicamente al PIB o a la TNA, y ante la falta de definición del orden de integración de esta última, se decidió comenzar con el estudio de la relación de largo plazo entre dinero y

¹¹ Se analizó también el orden de integración de las variables ajustadas por estacionalidad y los tests ADF arrojaron resultados similares a los que aquí se presentan.

¹² Ahumada (1992) señala que la inflación, que usa como medida del costo de oportunidad del dinero para estimar su demanda en la Argentina entre 1977 y 1988, puede no ser $I(1)$ de acuerdo al test ADF, pero reconoce que tal test es muy sensible al período muestral elegido.

PIB. Se encontró una posible relación de cointegración entre cada agregado y el producto, que presentaba las mismas limitaciones que la relación entre agregados monetarios, producto y tasa de interés; por ello, a continuación sólo se detallan los resultados de este último análisis.

Tabla 1 / Orden de integración - 1993:II – 2005:III

Nro. de *lags* incluidos en el análisis de acuerdo al criterio de Schawrtz
 Variables exógenas: constante y tendencia

H0: la serie tiene una raíz unitaria	Estadístico ADF	p-value
ByM	-2,304	0,424
M1*	-1,924	0,628
M2*	-2,521	0,317
M3*	-2,274	0,440
PIB	-2,427	0,362
TNA (incluye sólo constante)	-2,997	0,042

Se determinaron dos posibles relaciones de cointegración para cada uno de los agregados estudiados, el PIB y la TNA (Tabla 2).¹³ El primer vector, normalizado con respecto al dinero, muestra un coeficiente para el PIB que varía entre 1,7 y 1,9, dependiendo del agregado que se analice. El coeficiente de largo plazo de esta misma relación de cointegración para la tasa muestra el signo apropiado, y su magnitud aumenta a medida que se amplía el agregado. En la segunda relación, normalizada con respecto a la TNA, el PIB arroja un coeficiente de largo plazo que aumenta a medida que disminuye la liquidez del agregado, mientras que el valor del coeficiente de esta relación se mantiene independientemente de la medida de dinero que se considere.

Con el objetivo de representar el cambio de nivel de las variables monetarias a la salida de la Convertibilidad se introdujo una *dummy step* a partir de 2002, además de las *dummies* puntuales que controlan los diferentes episodios que tuvieron lugar en el período bajo análisis. También fue necesario incorporar una tendencia determinística en la relación de cointegración de cada uno de los agregados. Los residuos obtenidos de

¹³ En el caso del agregado más amplio, M3*, si bien fue posible determinar también la presencia de dos relaciones de largo plazo, no se presentan sus resultados ya que los coeficientes estimados de las mismas resultan poco confiables.

estos sistemas resultaron ser homocedásticos, no autocorrelacionados y normales, lo que permite realizar diferentes tests, necesarios para confirmar o descartar las relaciones de cointegración halladas.

La relación de cointegración normalizada respecto del dinero presenta particularidades que cuestionan su utilidad a los fines de este trabajo. El coeficiente β de dicha relación (Tabla 2) no resulta ser estadísticamente distinto a 2, mientras que se rechaza la hipótesis nula de un β igual a la unidad cualquiera sea el agregado, descartándose así una relación de homogeneidad entre el dinero y el producto. Estas elasticidades-ingreso de largo plazo, tan distintas de la que sugiere la teoría cuantitativa (unitaria) o la hipótesis Baumol-Tobin (de valor igual a 0,5) pueden ser un reflejo del intenso proceso de remonetización que tuvo lugar durante buena parte de la década del noventa, así como del que aconteció a la salida de la crisis; análogamente, la desmonetización durante la crisis tuvo lugar a una velocidad bien superior a la contracción del producto.¹⁴ Ello podría explicar porqué cada peso de variación en el producto se traduce en una variación de saldos reales de casi el doble de magnitud, algo que no debería verificarse en el largo plazo, pero probablemente sí durante un período asociado, sucesivamente, a un programa antiinflacionario exitoso, a una fuerte crisis financiera y a la recuperación posterior.

Que la elasticidad-ingreso resulte superior a 1 también puede interpretarse desde la evidencia internacional: en un estudio que revisa 1000 estimaciones de demanda de dinero para diferentes países a lo largo de las últimas tres décadas, Knell y Stix (2004), encuentran que los países de la OECD muestran elasticidades-ingreso inferiores respecto del resto. Atribuyen tal resultado al mayor desarrollo de los sistemas de pago en el primer grupo, que permite a los individuos economizar sus tenencias de saldos reales; en el mismo sentido, hallan que la presencia de innovaciones financieras está asociada a una menor elasticidad. Una posible interpretación de nuestros resultados es que las elasticidades-ingreso son altas en una economía de bajo desarrollo financiero como la argentina, donde existe una menor capacidad de economizar saldos reales; también puede pensarse la crisis como una innovación financiera (muy) negativa, que dio lugar a un fuerte deterioro de los sistemas de pago, evidenciado a

¹⁴ Desde luego, las fases de monetización podrían ser captadas por la tendencia determinística incorporada en la relación de largo plazo.

través de la mayor elasticidad. Estas líneas no pretenden agotar la explicación, sin duda más compleja, pero sugieren posibles racionalizaciones de las cifras de la Tabla 2.

Tabla 2 / Relaciones de cointegración (CO-I) entre dinero, PIB y TNA, 1993:II - 2005:III

	ByM	M1*	M2*
Coeficiente de largo plazo para el PIB en la 1^{era} relación de CO-I	1,66	1,66	1,90
Coeficiente de largo plazo para la TNA en la 1^{era} relación de CO-I	-0,03	-0,28	-0,49
Coeficiente de largo plazo para el PIB en la 2^{da} relación de CO-I	0,89	1,33	2,81
Coeficiente de largo plazo para el dinero en la 2^{da} relación de CO-I	-0,63	-0,67	-0,65
Coeficiente de ajuste del dinero con respecto a la 1^{era} relación de CO-I	-0,43	-0,78	-1,03
Coeficiente de ajuste del dinero con respecto a la 2^{da} relación de CO-I	-0,06	-0,07	0,03
Coeficiente de ajuste de TNA con respecto a la 1^{era} relación de CO-I	0,28	0,19	0,27
Coeficiente de ajuste de TNA con respecto a la 2^{da} relación de CO-I	-0,35	-0,31	-0,09
Coeficiente de ajuste del PIB con respecto a la 1^{era} relación de CO-I	0,08	0,11	0,12
Coeficiente de ajuste del PIB con respecto a la 2^{da} relación de CO-I	0,04	0,04	0,03

Nota: La 1^{era} relación de CO-I está estandarizada con respecto al dinero (ByM, M1* o M2*) mientras que la 2^{da} relación está estandarizada con respecto a la TNA. Los valores sombreados no resultaron ser estadísticamente distintos de cero.

La siguiente cuestión a evaluar es si el dinero, el PIB y la tasa responden a los desequilibrios de la relación de cointegración, es decir, evaluar exogeneidad en sentido débil. Los tests rechazan la hipótesis nula de

exogeneidad débil de las variables analizadas: de acuerdo a los coeficientes de ajuste estimados para cada una de las posibles relaciones de cointegración, tanto el dinero como el PIB responden a los desequilibrios de largo plazo de la primera relación de cointegración, mientras que la TNA responde a las desviaciones de ambas relaciones.¹⁵ Sin embargo, tiene sentido observar que la variable de mayor respuesta en valor absoluto a los desequilibrios de las relaciones de largo plazo es el dinero en sus distintas definiciones, seguido por la TNA, mientras que el producto es la de menor respuesta a dichos desequilibrios.¹⁶

La falta de exogeneidad de las variables en cuestión es poco sorprendente: buena parte del período de estimación incluye el régimen de Convertibilidad, donde otros estudios (Gay, 2004) encuentran que los determinantes de la demanda de dinero son endógenos; y hay motivos para pensar que la cantidad de dinero y la tasa de interés, tal como están especificados en este trabajo, se determinan simultáneamente. Así, el análisis realizado hasta aquí cuestiona la validez de un enfoque uniecuacional, sugiriendo la necesidad de estimar un sistema de ecuaciones que incorpore correctamente las relaciones de largo plazo.

Sin embargo, para completar el estudio debería evaluarse si las posibles relaciones de cointegración son estables en el período considerado: para ello, se prueba la constancia de los parámetros estimados mediante tests recursivos, como así también el carácter estacionario de dichas relaciones.¹⁷ Los diferentes tests de Chow recursivos, efectuados desde el primer trimestre de 2000 en adelante, rechazan la hipótesis nula de constancia de los parámetros tanto para los sistemas como para algunas de las ecuaciones individuales; ello ocurre aún después de haber controlado con

¹⁵ Las relaciones de cointegración obtenidas para el dinero y el PIB, ajustados por estacionalidad, y la TNA no varían respecto de los resultados presentados en la tabla 2. Los resultados detallados del análisis de las relaciones de largo plazo están a disposición del interesado.

¹⁶ Cabe consignar los resultados de los tests de exogeneidad para el análisis entre agregados y PIB (sin incluir la tasa de interés). El coeficiente de ajuste del PIB al desequilibrio de la relación de largo plazo es distinto de 0 sólo para ByM y M1*, mientras que para M2* y M3* los coeficientes de ajuste del PIB no resultaron ser estadísticamente distintos de 0: por ello, el producto podría ser tratado como exógeno en sentido débil. Estos resultados sugieren que es posible validar un modelo condicional del dinero en función del PIB para los agregados más amplios, M2* y M3*. En tanto, el dinero siempre resulta endógeno.

¹⁷ Con la excepción de Ahumada y Garegnani (2002), no encontramos, dentro de la literatura empírica dedicada a la Argentina, evaluaciones de esta naturaleza.

una *dummy step* a partir de 2002.¹⁸ Es la ecuación de la TNA la que presenta los mayores problemas de constancia a lo largo del período estudiado.¹⁹ una interpretación plausible es que las tasas de interés pueden haber “perdido” su papel como costo de oportunidad durante la crisis ante, entre otros factores, la imposición de restricciones financieras. Por otra parte, los tests de raíces unitarias (Tabla 3) indican que las relaciones de cointegración se comportan como procesos no estacionarios a los niveles usuales de significatividad.

Tabla 3 / Tests de raíces unitarias de las relaciones de cointegración, 1993:II- 2005:III

H0: la serie tiene una raíz unitaria	Estadístico	p-value
Variable exógena: constante	ADF	
Relación 1 de LP (ByM, PIB, TNA)	-0,228	0,927
Relación 2 de LP (ByM, PIB, TNA)	-2,941	0,048
Relación 1 de LP (M1*, PIB, TNA)	-0,589	0,863
Relación 2 de LP (M1*, PIB, TNA)	-2,174	0,218
Relación 1 de LP (M2*, PIB, TNA)	-0,796	0,811
Relación 2 de LP (M2*, PIB, TNA)	-1,512	0,518

21

La lectura conjunta de estos resultados invalida el uso de las relaciones de cointegración entre dinero, producto y tasa nominal de interés, por razones tanto econométricas como económicas: las relaciones halladas no son estacionarias, y los coeficientes estimados para ellas no son estables; asimismo, los valores de las elasticidades-ingreso están fuera de lo que puede tener sentido bajo cualquier hipótesis conocida sobre demanda de dinero. Se manifiesta así la dificultad de establecer este tipo relaciones entre variables bajo dos regímenes macroeconómicos cuya transición se dio a través de una crisis profunda, dificultad que se mantiene aún controlando por cambio estructural. Ciertamente, detectar la estabilidad de estas relaciones podría ser sólo una cuestión de tiempo: en la medida en que el número de observaciones a partir de la devaluación de 2002 aumente, podría capturarse mejor, al menos desde la óptica econométrica, el período post-Convertibilidad. Al fin, la existencia de una relación de

¹⁸ Los tests de Chow recursivos realizados están a disposición del interesado. Se implementaron en el PCFIML; ver Doornik y Hendry (1997).

¹⁹ Los problemas de constancia de los parámetros no surgían al considerar el sistema biviado dinero-PIB.

largo plazo es un supuesto previo al análisis econométrico, que éste último sólo puede ayudar a validar o descartar; y es el caso que la evidencia disponible impide validarlo. Estas razones justifican la adopción, a los fines de este trabajo y como primera aproximación, de un enfoque uniecuacional de corto plazo, que se presenta a continuación.

III.2 Una aproximación a la estimación de agregados monetarios: modelos de corto plazo

Para estimar la relación entre agregados monetarios y los determinantes elegidos, se siguió la metodología de general a particular, considerando las variables no estacionarias en diferencias de logaritmos, y la tasa de interés en niveles. La estacionalidad fue capturada a través de variables binarias.²⁰

22

En la Tabla 4 se presentan las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en tasas de variación de los diferentes agregados monetarios, ByM, M1*, M2*, y M3*. En primer lugar, se observa que la variable dependiente no es persistente en el tiempo, a excepción de ByM, donde aparece con un trimestre de rezago; y aún en ese caso, no muestra valores de magnitud. En tanto, la variable asociada a las transacciones resultó significativa de manera contemporánea en todas las regresiones y con el signo esperado. En general, tal coeficiente no es significativamente distinto de 1 en ninguno de los modelos estimados.²¹

En relación al costo de oportunidad, los coeficientes relevantes son el contemporáneo y el primer o segundo rezago, según el agregado. En todas las estimaciones el coeficiente en t tiene el signo esperado, mientras que el coeficiente rezagado siempre actúa en sentido contrario, de manera de suavizar los impactos contemporáneos. En general, el costo de oportunidad “pesa” menos en la determinación de los agregados más líquidos, mientras

²⁰ Los resultados correspondientes a la serie “filtrada” a través de la metodología X-12 ARIMA no divergen esencialmente de los reportados aquí, excepto donde se indica, y están a disposición del interesado.

²¹ Este resultado parece sensible a la definición de agregados que se utilice. En efecto, utilizando datos de agregados totales (depósitos del sector público + sector privado + sector financiero + residentes en el exterior) el efecto de las transacciones sobre la variación de los agregados decrece en proporción directa a la iliquidez de los mismos, variando entre 1 y 0,6.

que en los más amplios su efecto es mucho más importante. Los resultados se encuentran en línea con lo señalado por Knell y Stix (2004): en modelos que incluyen una sola tasa de interés, ésta tiene signo negativo para todos los agregados considerados.²²

El caso de M3* merece una consideración aparte, ya que los tests recursivos de estabilidad de los parámetros detectaron un quiebre en el coeficiente de la TNA al momento de la crisis de 2002. Esto se controló mediante una *dummy* multiplicativa a partir del tercer trimestre de 2002. La adición de esta variable implica un mayor efecto al cabo de dos trimestres de la tasa de interés sobre el agregado en cuestión después de la crisis. Sin embargo, este coeficiente parece estar especialmente influido por el comportamiento del M3* durante los años 2001 y 2002; el mismo modelo, estimado con datos hasta fines de 2000, arroja valores cercanos a 0,5 para la elasticidad respecto de la tasa de interés, muy similares a los obtenidos para toda la muestra. Como ocurría con las relaciones de cointegración, parece haber un cambio en el efecto de las tasas de interés sobre los agregados, y, en particular, sobre M3*. Ello tiene sentido si se piensa que M3* es el agregado que muestra la mayor discontinuidad en su evolución (Gráfico 1); y que fue el más sujeto a cambios derivados de conductas no explicadas por sus determinantes convencionales (pesificación, reestructuración de plazos fijos, entrega de bonos contra depósitos, ajuste por el Coeficiente de Estabilización de Referencia, efecto “goteo” por amparos judiciales, etc.).

En todas las estimaciones se hizo necesario introducir algún tipo de control asociado a los momentos de crisis, a través de variables *dummies* puntuales: el primer trimestre de 2002 está presente en todas las estimaciones excepto en M3*; en ByM, se incorpora el último trimestre de 2001 –por la imposición de restricciones financieras que afectaron, ante todo, al circulante– y en M3* el primero de 1995 –por la crisis del Tequila– y el tercer trimestre de 2002.

Los residuos de las regresiones carecen de comportamiento autorregresivo y heterocedástico, y se acepta la hipótesis de normalidad de su distribución, de acuerdo a los tests incluidos en la Tabla 4. El test de Ramsey de

²² En contraste, Knell y Stix (2004) señalan que en especificaciones con una tasa de corto y otra de largo plazo: i) el coeficiente de la tasa larga es negativo, independientemente del agregado usado; ii) el signo de la elasticidad corta es negativo para dinero líquido y positivo para dinero amplio.

Tabla 4 / Principales resultados de los modelos en diferencias 1993: II-2005:III

	Δ LM1*				Δ LM2*				Δ LM3*			
	Coef.	t-stat	p-value	Coef.	t-stat	p-value	Coef.	t-stat	p-value	Coef.	t-stat	p-value
C	-0,032	-3,827	0,000	-0,003	-0,331	0,742	0,022	2,346	0,024	0,018	1,640	0,109
Variable dependiente (-1)	0,319	3,243	0,002							0,995	5,525	0,000
D(LOG(PIB))	0,909	4,414	0,000	1,000	6,158	0,000	0,995	5,648	0,000	-0,677	-11,399	0,000
LOG(1+TNA)	-0,175	-3,282	0,002	-0,193	-4,366	0,000	0,251	4,131	0,0002	0,608	5,287	0,000
LOG(1+TNA(-1))										-0,310	-3,294	0,002
LOG(1+TNA(-1))*D2002.III ON												
LOG(1+TNA(-2))	0,144	3,288	0,002	0,144	3,248	0,002				0,083	5,159	0,000
Seasonal-I	0,128	8,302	0,000	0,098	6,651	0,000	0,093	5,700	0,000	-0,092	-4,795	0,000
Seasonal-II	-0,083	-4,105	0,000	-0,081	-4,387	0,000	-0,086	-4,323	0,000	0,045	4,132	0,000
Seasonal-III	0,096	9,125	0,000	0,048	4,553	0,000	0,053	4,495	0,000	-0,052	-2,076	0,044
D1995.I												
D2001.IV	0,086	3,282	0,002									
D2002.I	0,321	11,380	0,000	0,419	14,418	0,000	0,484	15,341	0,000	0,135	3,744	0,001
D2002.III												
R ² ajustado		0,860			0,866			0,895			0,789	
Desv. estándar de la var. dep.		0,059			0,066			0,083			0,051	
Desv. estándar de la regresión		0,022			0,024			0,027			0,024	
F statistic		34,490			46,281			60,505			21,334	
Prob (F stat.)		0,000			0,000			0,000			0,000	
Comportamiento residual		estad.	p-value		estad.	p-value		estad.	p-value		estad.	p-value
No Autocorrelación AR 1- 4		1,689	0,174		0,162	0,956		1,653	0,181		0,934	0,455
No Heterocedast. ARCH 1- 4		1,848	0,138		0,848	0,503		0,329	0,857		0,330	0,856
Normalidad		0,242	0,886		1,120	0,571		1,081	0,582		2,517	0,284
No Heteroced.: White de cuad.		1,144	0,357		1,403	0,215		0,693	0,725		0,551	0,875
Correcta especificación												
Test de Ramsey		2,619	0,114		1,216	0,277		5,586	0,023		0,332	0,568
Confiabilidad en pronósticos												
Pronóstico 2004.I – 2005.III												
Test de Chow		0,201	0,983		0,501	0,827		1,311	0,274		0,544	0,794

especificación del modelo permite aceptar la hipótesis nula de correcta especificación. En tanto, según el test de pronóstico de Chow, para ninguno de los modelos se rechaza la hipótesis nula de constancia de los parámetros y confiabilidad en los pronósticos *in-sample* para el período 2004:I-2005:III, esto es, en un escenario lo más cercano posible a aquel en que se realizará la predicción. Asimismo, la estimación recursiva de los coeficientes de los distintos modelos no muestra cambios estructurales para ninguno de éstos, como tampoco revelan quiebres significativos los tests de Chow recursivos “n-ascendente” y “n-descendente”, realizando ambos ejercicios desde el primer trimestre de 1998 en adelante.²³ Las relaciones así estimadas lucen confiables para la realización de pronósticos en el período posterior a la crisis.

Para la formulación de pronósticos con modelos uniecuacionales debe chequearse la causalidad en sentido de Granger, además de la exogeneidad en sentido débil según se examinó en la sección III.1: la variable a pronosticar no debería causar en sentido de Granger a sus determinantes. Aquí los resultados difieren según la variable independiente considerada (ver Tabla 5). En la relación entre dinero y producto, no hay retroalimentación al 1% de significatividad: el agregado no anticipa el comportamiento del producto, y otro tanto ocurre en sentido inverso. Por su parte, se descarta la hipótesis nula de que los distintos agregados considerados, a excepción de M3*, no precedan temporalmente al costo de oportunidad; mientras que la relación de anticipación temporal de la TNA respecto de los agregados es confusa.

En resumen, los modelos uniecuacionales estimados presentan un ajuste aceptable, tanto en términos globales como de sus coeficientes individuales; los residuos evidencian normalidad, ausencia de autocorrelación y heterocedasticidad; y no se rechazan las hipótesis de estabilidad de los parámetros y confiabilidad de los pronósticos, al menos para el período más próximo al cual deben realizarse estos últimos. Sin

²³ En los anexos A y B se incluyen los tests recursivos sobre los coeficientes individuales, así como los tests de pronóstico de Chow (n-descendentes); el resto de los tests está disponible a pedido del interesado. Los únicos tests que revelan algún indicio de cambio estructural para todos los agregados son los tests de Chow a un paso, lo que ocurre típicamente en los episodios de crisis. Sin embargo, tales pruebas son particularmente sensibles a la presencia de *outliers* en la muestra; y, teniendo en cuenta el horizonte de predicción requerido en este trabajo, no parecen ser una mejor evaluación de la capacidad predictiva de los modelos que los tests n-ascendente y n-descendente.

embargo, la justificación de un enfoque uniecuacional es limitada: si bien la exogeneidad del producto podría sostenerse respecto de algunos agregados,²⁴ está cuestionada la del costo de oportunidad del dinero. Además, la no causalidad en sentido de Granger de los diferentes agregados se verifica respecto de uno sólo de sus determinantes –el producto–. Sujeta a estas limitaciones, la sección siguiente presenta y evalúa los pronósticos de los modelos estimados.

Tabla 5 / Tests de causalidad en sentido de Granger

H0: no causalidad en sentido de Granger (1993 - 2005)		
Lags: 6	F-statistic	P-value
<i>bym</i> no causa <i>pib</i>	2,471	0,041
<i>pib</i> no causa <i>bym</i>	3,048	0,016
<i>bym</i> no causa <i>tna</i>	10,142	0,000
<i>tna</i> no causa <i>bym</i>	2,540	0,040
<i>m1</i> no causa <i>pib</i>	2,705	0,028
<i>pib</i> no causa <i>m1</i>	3,362	0,009
<i>m1</i> no causa <i>tna</i>	15,808	0,000
<i>tna</i> no causa <i>m1</i>	1,019	0,431
<i>m2</i> no causa <i>pib</i>	2,403	0,046
<i>pib</i> no causa <i>m2</i>	3,003	0,017
<i>m2</i> no causa <i>tna</i>	17,711	0,000
<i>tna</i> no causa <i>m2</i>	2,687	0,032
<i>m3</i> no causa <i>pib</i>	1,877	0,110
<i>pib</i> no causa <i>m3</i>	2,555	0,035
<i>m3</i> no causa <i>tna</i>	0,619	0,713
<i>tna</i> no causa <i>m3</i>	0,275	0,945

26

IV. Pronósticos de los agregados monetarios

A continuación se presentan y evalúan los pronósticos de los diferentes modelos de agregados monetarios, tanto a uno como a cinco pasos, en

²⁴ Al respecto, recuérdese que el producto: a) resultó exógeno respecto de todos los agregados en la relación bivariable agregados-PIB, en la versión desestacionalizada de las series; b) es la variable de menor respuesta a los desequilibrios de largo plazo en las relaciones agregados-PIB-TNA.

niveles y en términos nominales.^{25,26} Los pronósticos a un paso se realizaron para el período 2004:I - 2005:III; los pronósticos a cinco pasos, para 2004:III - 2005:III. El primer ejercicio tiene sentido como una forma general de evaluar el desempeño de los modelos a la hora de predecir; si se quiere, en una situación “ideal”, pudiendo actualizarlos con la información disponible trimestre a trimestre. El segundo trata de reproducir la situación al momento de formulación del programa monetario, cuando se cuenta con información al penúltimo trimestre anterior al año para el cual se realiza el ejercicio. Ciertamente, el desempeño de un modelo en cuanto a su capacidad predictiva depende del horizonte de pronóstico: Clements y Hendry (1998) enfatizan este aspecto, alertando sobre las limitaciones de la evaluación de la capacidad predictiva de un modelo cuando sólo se enfoca el pronóstico a 1 paso.

Una primera inspección de la Tabla 6 arroja un resultado notable: los errores de pronóstico (definidos como la diferencia entre el valor observado y el valor estimado de la variable dependiente), ya sea a uno como a cinco pasos, siempre se encuentran comprendidos dentro del intervalo de confianza del 95%. Desde el punto de vista de las medidas usuales de significatividad, estos errores no tienden a ser distintos de cero, por lo que la capacidad predictiva de los modelos es satisfactoria. Sin embargo, y siguiendo a Granger (2001), la evaluación del pronóstico debe reflejar el costo del error para quien es usuario de la información. En este caso, la autoridad monetaria puede encontrar excesivamente costosos desvíos de las metas aunque no sean significativos con una confianza del 95%: la evaluación encarada aquí debe ser más exigente que la considerada habitualmente, por lo que se utilizan bandas de confianza de un desvío estándar de amplitud, lo que representa una confiabilidad del 68%. Aún bajo este criterio más estricto, los errores de pronóstico en muy pocos casos son distintos de cero, tal como se advierte en el Gráfico 2.

²⁵ La elección de variables en niveles o en diferencias está lejos de ser trivial a la hora de evaluar los pronósticos: un mismo modelo puede tener un buen desempeño predictivo en diferencias y no en niveles, y viceversa (Clements y Hendry, 1998). Elegir niveles para este ejercicio se debe exclusivamente a que las metas monetarias se formulan así.

²⁶ Los pronósticos nominales se obtienen “inflando” los reales por el IPC observado. Esto no afecta la evaluación del pronóstico, pero sí agrega una dimensión de incertidumbre al mismo, pues además del sendero de las variables independientes en el futuro, debe especificarse el de la inflación.

Tabla 6 / Pronósticos a h pasos

	ByM							
	h=1				h=5			
	Pronóst.	Error	Int. conf. 95%		Pronóst.	Error	Int. conf. 95%	
mar-04	26.186	-0,4%	24.984	27.389				
jun-04	26.716	0,5%	25.503	27.929				
sep-04	29.116	-1,2%	27.787	30.445	29.116	-1,2%	27.787	30.445
dic-04	29.467	1,3%	28.107	30.827	29.926	-0,3%	27.658	32.195
mar-05	32.136	1,0%	30.648	33.624	32.126	1,1%	28.912	35.341
jun-05	34.026	-1,0%	32.424	35.628	33.525	0,5%	29.470	37.579
sep-05	36.499	1,4%	34.841	38.156	36.380	1,8%	31.337	41.423

	M1*							
	h=1				h=5			
	Pronóst.	Error	Int. conf. 95%		Pronóst.	Error	Int. conf. 95%	
mar-04	48.542	1,2%	46.112	50.973				
jun-04	51.570	2,4%	48.991	54.149				
sep-04	55.984	0,5%	53.173	58.794	55.984	0,5%	53.173	58.794
dic-04	58.417	0,6%	55.448	61.387	58.154	1,1%	54.000	62.309
mar-05	62.376	-0,5%	59.244	65.508	61.700	0,6%	56.313	67.087
jun-05	66.760	-3,6%	63.362	70.157	66.357	-3,1%	59.651	73.064
sep-05	67.996	0,6%	64.608	71.385	70.142	-2,5%	62.238	78.046

	M2*							
	h=1				h=5			
	Pronóst.	Error	Int. conf. 95%		Pronóst.	Error	Int. conf. 95%	
mar-04	64.652	2,5%	61.085	68.219				
jun-04	70.358	3,2%	66.479	74.238				
sep-04	78.764	1,1%	74.400	83.127	78.764	1,1%	74.400	83.127
dic-04	84.210	-1,8%	79.515	88.905	83.284	-0,7%	76.738	89.830
mar-05	89.003	-2,4%	84.080	93.925	89.617	-3,1%	81.004	98.229
jun-05	94.347	-5,6%	89.074	99.619	97.315	-8,5%	86.496	108.133
sep-05	96.055	-0,9%	90.768	101.342	104.963	-9,3%	91.942	117.983

	M3*							
	h=1				h=5			
	Pronóst.	Error	Int. conf. 95%		Pronóst.	Error	Int. conf. 95%	
mar-04	118.309	0,1%	112.430	124.188				
jun-04	124.278	0,9%	118.130	130.426				
sep-04	134.193	1,6%	127.597	140.788	134.193	1,6%	127.597	140.788
dic-04	143.289	-0,8%	136.184	150.394	140.968	0,8%	131.126	150.810
mar-05	150.531	-0,5%	142.943	158.118	149.333	0,3%	136.474	162.192
jun-05	160.517	-3,8%	152.595	168.439	160.100	-3,5%	144.210	175.989
sep-05	164.140	-1,1%	156.045	172.234	170.149	-4,5%	151.292	189.006

Nota: el error se define como $y - \hat{y}$, donde y es el valor observado e \hat{y} es el valor estimado.

Los pronósticos a un paso (Tabla 6) no presentan errores sistemáticos en los dos agregados más líquidos; y el tamaño de dichos errores no excede en casi ningún caso el 2%. En M2* y M3* se advierten en los últimos cuatro trimestres errores de un mismo signo: los modelos parecerían mostrar una sobrestimación de los agregados monetarios más amplios, aunque la magnitud de la misma es pequeña. Ello podría estar relacionado con el uso más intensivo del efectivo por parte de los agentes económicos, aún no captado plenamente por estos modelos.

Tabla 7 / Medidas de evaluación del error de pronóstico a h pasos.

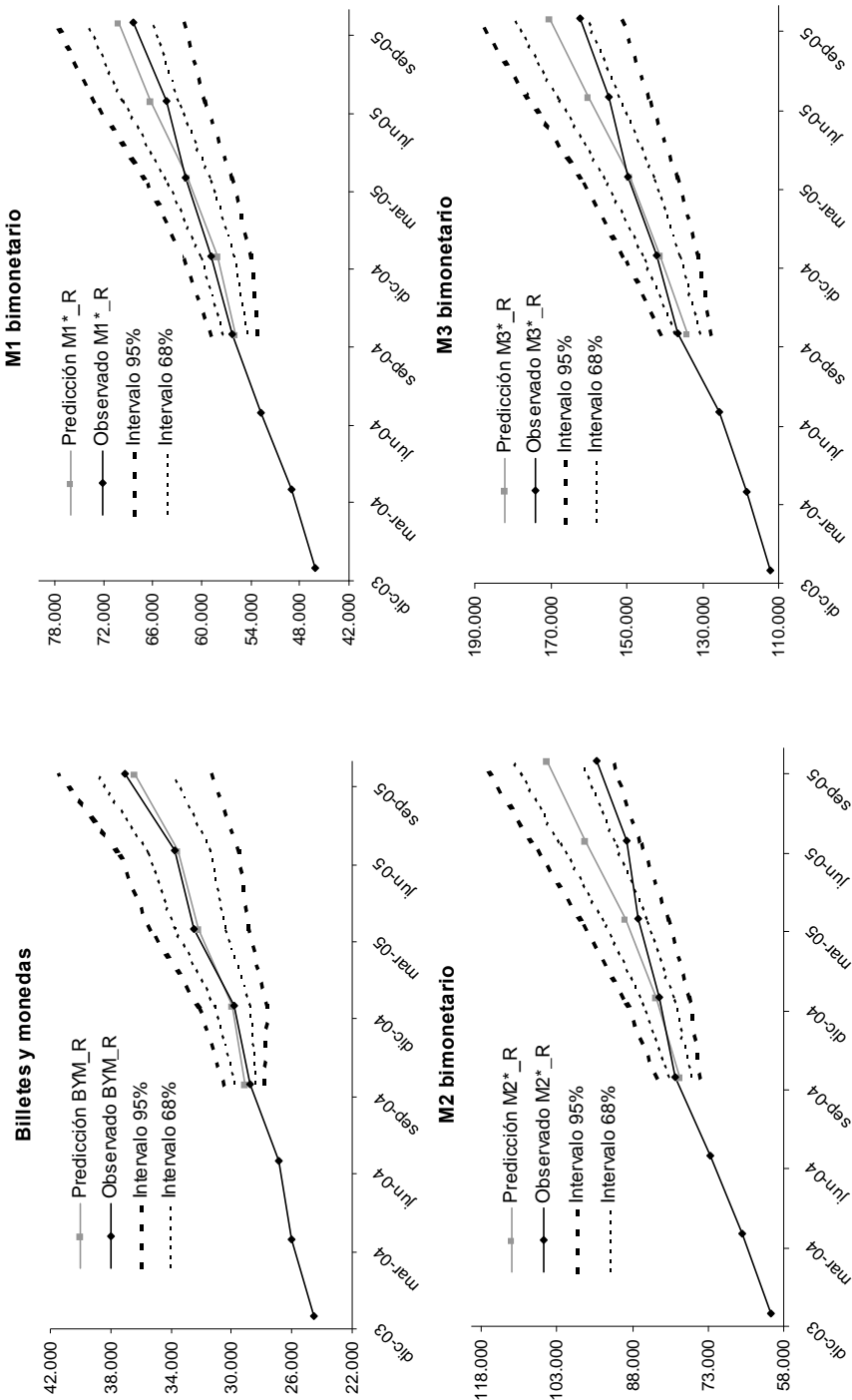
h=1 (2004:I - 2005:III)				
	ByM	M1*	M2*	M3*
Error medio cuadrático	209,4	681,3	1573,7	1627,0
Error medio cuad. estand.	0,010	0,017	0,028	0,017
Coef. de Theil	0,005	0,009	0,015	0,009
Proporción sesgo	0,058	0,002	0,067	0,109
Proporción varianza	0,073	0,463	0,650	0,440
Proporción covarianza	0,870	0,536	0,282	0,451

h=5 (2004:III - 2005:III)				
	ByM	M1*	M2*	M3*
Error medio cuadrático	226,1	762,6	3550,4	2690,8
Error medio cuad. estand.	0,011	0,019	0,062	0,028
Coef. de Theil	0,006	0,010	0,032	0,014
Proporción sesgo	0,143	0,151	0,488	0,178
Proporción varianza	0,744	0,657	0,493	0,771
Proporción covarianza	0,113	0,193	0,018	0,051

Nota: el ECM estandarizado se define como $ECME = (ECM^{h/2}) / (h^{-1} \sum y_{t+h})^{1/2}$, donde h es el número de pasos e y el valor observado. La descomposición de Theil se define como $ECM = (h^{-1} \sum \hat{y} - h^{-1} \sum y)^2 + (\sum -rS_y)^2 + (1-r^2) S_y^2$, donde \hat{y} es el valor estimado, S es el desvío estándar muestral y r el coeficiente de correlación muestral entre y e \hat{y} ; cada término se incluye como proporción del ECM .

Las medidas estándar de evaluación de los pronósticos a un paso (Tabla 7) también reflejan el mejor desempeño relativo de los modelos de ByM y M1*: el error cuadrático medio estandarizado aumenta a medida que decrece la liquidez del agregado, a excepción de M3*. Otra medida a tener en cuenta es la descomposición de Theil del error cuadrático medio en

Gráfico 2 / Predicciones a 5-pasos para el período 2004:III-2005:III e intervalos de confianza al 95 % y 68 %



tres componentes: un “buen ajuste” debería revelar proporciones de sesgo y varianza pequeñas y reunir en la covarianza la parte no explicada. Todos los modelos exhiben un componente de sesgo muy bajo, siendo el de M3* el más elevado. El componente de varianza es en general alto, excepto en ByM. La descomposición de Theil revela así un ajuste aceptable de los pronósticos a un paso, en particular para ByM y M1*, que muestran las proporciones de covarianzas más elevadas.

Al trabajar con los pronósticos a cinco pasos (Tabla 6 y Gráfico 2), algunas de las cuestiones señaladas anteriormente parecen acentuarse. Aunque en una cuantía no significativa, el modelo de circulante en poder del público presenta, en los últimos tres trimestres pronosticados, un error positivo, lo que implicaría una ligera subestimación de billetes y monedas, aunque ésta no excede el 2%. Esto es consistente con el comportamiento advertido desde la crisis, que ha conllevado un descenso de la velocidad de circulación del dinero más líquido (Gráfico 1). En tanto, el modelo de M1* muestra errores de signo algo menos sistemático, y de magnitud igualmente reducida. Una vez más, es en M2* y M3* donde se advierten errores mayores y crecientes a lo largo del tiempo. Aquí se trataría de una sobrestimación de estos agregados, el espejo de una economía que no recuperó sus niveles de bancarización previos a la crisis.²⁷ Nuevamente, el error medio absoluto de los pronósticos a 5 pasos (Tabla 7) varía en proporción inversa a la liquidez del agregado (a excepción de M3*). Sin embargo, en la descomposición de Theil se observa en general mayor proporción de sesgo y varianza que de covarianza.

Si se construyeran intervalos a partir de estas estimaciones puntuales, bastaría hacerlo con la amplitud de un desvío por encima y por debajo de aquellas para que queden comprendidas dentro de tales bandas. La única excepción se presenta en el caso de M2*, pero sólo para el cuarto y quinto paso de pronóstico; y si bien estos últimos valores están más allá de un desvío estándar, permanecen dentro del intervalo de 2 desvíos. Estos son

²⁷ El examen de todos los errores a 5 pasos a lo largo de la muestra corrobora que la eventual “sobrestimación” es más marcada en M3* que en M2* (lo que, por otra parte, refuerza la idea de que es el agregado más ilíquido el que no se ha recuperado respecto de sus niveles pre-crisis, y que esto se refleja en los modelos). Este resultado, no obstante, depende de la serie de datos considerada (ver nota 21).

nuevos indicios de un comportamiento más que aceptable estadísticamente y también relevante desde el punto de vista económico.²⁸

El análisis anterior se refiere sólo al período 2004:III – 2005:III. Es interesante determinar si el satisfactorio desempeño de la capacidad predictiva de estos modelos se extiende sobre un período muestral mayor; asimismo, podría comprobarse si la aparente sobrestimación de los agregados amplios es propia del período referido, o se vincula con algún comportamiento anómalo en los pronósticos.

Existen criterios adicionales para evaluar la capacidad predictiva de un modelo: uno de ellos se conoce como “racionalidad de los pronósticos”, e incluye los conceptos de insesgamiento y eficiencia de los mismos.²⁹ Evaluar si los pronósticos son insesgados se acerca a la idea de medir si “aciertan” en promedio a lo largo de toda la muestra –y no sólo en las últimas observaciones, como se presentó hasta ahora– en el verdadero valor de las variables de interés.

32

Para poder aplicar este análisis se construyeron series de pronósticos de 1 a 5 pasos. Dichas series se inician en 1996:I y finalizan en 2005:III. En cada una de ellas se mantiene fijo el horizonte de pronóstico h mientras el período muestral T varía. A fin de testear insesgamiento se estima la siguiente relación mediante MCO:

$$O_{T+h} = \alpha + \beta P_{T+h/T} + \varepsilon_{T+h} \quad (2)$$

donde O_{T+h} es el valor observado en $T+h$ y $P_{T+h/T}$ es el valor pronosticado en $T+h$ al momento T . La hipótesis nula $\alpha=0$ y $\beta=1$ implica que los pronósticos son insesgados; en tanto esta hipótesis permite aceptar o

²⁸ Cuando decimos “relevante desde el punto de vista económico” nos referimos al posible *trade-off* entre certeza en el grado de cumplimiento y capacidad de la meta de generar algún grado de credibilidad: una meta lo suficientemente amplia será ciertamente cumplible, pero con poco o ningún valor como ancla nominal.

²⁹ El concepto de racionalidad débil se refiere a la consistencia del pronóstico, en el sentido que el pronosticador no comete errores sistemáticos al realizar el pronóstico. Esta propiedad puede ser testeada a partir de los valores observados y los valores pronosticados sin ningún otro tipo de información adicional. En cambio, el concepto de racionalidad en sentido estricto o eficiencia, se refiere a que los errores de pronóstico no están correlacionados con ninguna otra serie o información disponible al momento en que el pronóstico es realizado. Este tipo de análisis ha sido utilizado fundamentalmente para evaluar el desempeño de las encuestas que pronostican diferentes tipos de variables macroeconómicas con distintos horizontes (Nordhaus, 1987; Brown y Maital, 1981).

rechazar que los pronósticos y sus errores están correlacionados, constituye también un test de eficiencia. Si bien los estimadores de los coeficientes α y β son insesgados y consistentes, la matriz de varianzas y covarianzas de aquellos es inconsistente, ya que los errores presentan correlación serial; ello invalida el cálculo de los estadísticos t y, por ende, la inferencia. Dicha correlación se debe a que el pronóstico para cualquier $h > 1$ se realiza sobre muestras solapadas, en el sentido que los pronósticos son formulados antes de conocer el error cometido en el paso previo (Clements y Hendry, 1998; Elkayam e Ilek, 2004). Para solucionar este problema, se corrige la matriz de varianzas y covarianzas mediante el método de Newey-West. La Tabla 8 presenta los resultados de la estimación por MCO de la ecuación (2), con la corrección por autocorrelación, para $h=1, 2, \dots, 5$, junto con los resultados del test para la hipótesis mencionada.

La condición $\alpha=0$ y $\beta=1$ es suficiente pero no necesaria para el insesgamiento: Holden y Peel (1990) sugieren también someter a prueba el insesgamiento a través de un test de $\tau=0$ en la siguiente regresión

$$O_{T+h} - P_{T+h|T} = \tau + \varepsilon_{T+h} \quad (3)$$

De acuerdo con los resultados de la Tabla 8, se acepta la hipótesis nula acerca de los pronósticos planteada para la ecuación (2) a los niveles usuales del 1% y 5%, con excepción de M3* para el cuarto y quinto paso. En el caso del test para la ecuación (3), no se rechaza la hipótesis nula para ninguno de los agregados monetarios cualquiera sea el $h=1 \dots 5$, a los niveles del 1% y 5%. Luego, según la evidencia disponible los pronósticos realizados por todos los modelos de corto plazo son insesgados para horizontes de pronóstico de 1 a 5 pasos. Este análisis señala la ausencia de un comportamiento sistemáticamente errado de las predicciones; la posible excepción sería M3*, lo que podría estar asociado a los problemas de cambio estructural que se habrían detectado en su especificación (ver sección III.1).

Tabla 8 / Tests de inesgamiento de los pronósticos, 1996:I – 2005:III

$$O_{T+h} = \alpha + \beta P_{T+h/T} + e_{T+h} \quad (2)$$

$$O_{T+h} - P_{T+h/T} = \tau + e_{T+h} \quad (3)$$

		ByM				
		h=1	h=2	h=3	h=4	h=5
$H_0: \alpha = 0 \text{ y } \beta = 1$	$F(2,33)$	1,882	1,422	1,405	1,676	1,835
	p-value	0,168	0,256	0,260	0,203	0,176
$H_0: t = 0$	$F(2,33)$	1,456	2,006	2,434	3,102	3,581
	p-value	0,236	0,166	0,128	0,087	0,067

		M1*				
		h=1	h=2	h=3	h=4	h=5
$H_0: \alpha = 0 \text{ y } \beta = 1$	$F(2,33)$	0,810	2,191	2,599	1,060	0,803
	p-value	0,454	0,128	0,090	0,358	0,457
$H_0: t = 0$	$F(2,33)$	0,014	0,003	0,003	0,042	0,060
	p-value	0,906	0,959	0,954	0,838	0,808

		M2*				
		h=1	h=2	h=3	h=4	h=5
$H_0: \alpha = 0 \text{ y } \beta = 1$	$F(2,33)$	0,920	1,385	0,746	0,075	0,006
	p-value	0,409	0,265	0,482	0,928	0,994
$H_0: t = 0$	$F(2,33)$	0,250	0,159	0,070	0,016	0,003
	p-value	0,621	0,692	0,793	0,900	0,958

		M3*				
		h=1	h=2	h=3	h=4	h=5
$H_0: \alpha = 0 \text{ y } \beta = 1$	$F(2,33)$	2,062	2,371	2,310	3,936	7,393
	p-value	0,143	0,109	0,114	0,029	0,002
$H_0: t = 0$	$F(2,33)$	0,187	0,115	0,046	0,016	0,009
	p-value	0,668	0,736	0,831	0,901	0,927

Si bien los pronósticos de 1 a 5 pasos son inesgados, y los errores asociados a ellos no son significativos, durante el período 1996:I-2005:III estos últimos se vuelven persistentes a medida que el horizonte de predicción se extiende: esto es, aunque los pronósticos no revelen problemas de sesgo, puede haber problemas de varianza –algo que ya sugería la descomposición de Theil para 2004:III - 2005:III-. Los errores en los pronósticos a un paso del modelo en diferencias no están correlacionados (ver Tabla 4), pero al realizarse las predicciones en niveles, el modelo se vuelve dinámico, en el sentido de que el valor de la variable de interés en t está parcialmente determinado por su valor en $t-1$. En este último caso, la correlación de los errores de predicción ocurre siempre

que el horizonte sea superior a un paso.³⁰ Se propone entonces un ajuste que contemple este problema: corregir el pronóstico en $T+h$ por el valor del error de pronóstico en $T-1+h$, teniendo en cuenta la autocorrelación de dichos errores, esto es:

$$P_{T+h/T}^C = P_{T+h/T} + \phi e_{(T-1)+h} \quad (4)$$

donde $P_{T+h/T}^C$ denota el pronóstico corregido a h pasos realizado en T , $P_{T+h/T}$ el pronóstico original a h pasos realizado en T , $e_{(T-1)+h}$ el error del pronóstico realizado en $T-1$ a h pasos, y ϕ el coeficiente de autocorrelación entre $e_{(T-1)+h}$ y e_{T+h} .

La corrección propuesta puede justificarse tanto a partir de criterios econométricos como del juicio del analista. Desde el punto de vista econométrico, tomar en cuenta la estructura de los errores permite un mejor pronóstico.³¹ Concretamente, la utilización del modelo corregido para todos los agregados teniendo en cuenta la estructura de correlación del error arroja resultados superiores en términos de varianza de los errores y de ECM (a excepción del ECM para M1*); en la Tabla 9, valores inferiores a 1 indican que los pronósticos corregidos tienen menor varianza que aquellos sin corregir. Además, al incorporar las correcciones, todas las observaciones quedan comprendidas dentro de los rangos estimados de un desvío.³²

Asimismo, el analista debe evaluar en qué medida comportamientos de uso más intensivo del efectivo, que podrían estar explicando el signo del error observado hacia el final de la muestra, deben ser incorporados a los pronósticos. Es claro que modelos estimados para el período 1993:II-2005:III reflejan, durante buena parte de dicho lapso, conductas cuya

³⁰ En rigor, la correlación entre los errores de pronósticos formulados en T y $T-j$ surge en la medida en que la longitud del horizonte de pronóstico h sea superior a la distancia j .

³¹ Este tipo de ajuste puede ser ventajoso por otros motivos: si la presencia de algún "quiebre" estructural da lugar a pronósticos correlacionados positivamente, la corrección de pronóstico usando el error del paso anterior conlleva un beneficio; ver Ahumada (2005).

³² Los modelos así corregidos fueron comparados con el desempeño de los pronósticos de modelos ARIMA, medido a través del ECM, para el período 2004:I-2005:III. No hay diferencia en el pronóstico a 1 paso entre los dos modelos para ByM; y resultan superiores los ARIMA para M1*, M2* y M3*. Para pronósticos a 5 pasos, el modelo usado en este trabajo es claramente superior al ARIMA en ByM; en M1*, ambos modelos son indistintos; y en M2* y M3* vuelve a ser menor el ECM de los modelos ARIMA.

sensibilidad a los determinantes elegidos es diferente de la actual; por lo tanto, usar los coeficientes estimados para la predicción seguramente acarrea un error, por más que no sea estadísticamente significativo ni resienta la capacidad predictiva del modelo bajo criterios convencionales. Es un interrogante hasta qué punto este comportamiento puede sostenerse en el tiempo o ya ha llegado a su fin, debiendo a partir de ahora revertirse parcialmente el movimiento desde formas más líquidas hacia otras más ilíquidas de mantenimiento de los saldos reales. La evidencia con que se cuenta hasta aquí no permite indicar que dicha reversión vaya a tener lugar de manera significativa en el corto plazo; teniendo en cuenta el horizonte de predicción “corto” de este trabajo, es aconsejable generar una corrección.

Tabla 9

Ratio de varianzas 1996:I - 2005:III

Ratio de varianzas de los errores de pronóstico corregidos de acuerdo a la estructura de autocorrelación respecto de los errores de pronóstico sin corrección

	ByM_r	M1*_r	M2*_r	M3*_r
h=2	0,938	0,854	0,814	0,885
h=3	0,895	0,737	0,660	0,816
h=4	0,866	0,635	0,607	0,677
h=5	0,778	0,566	0,494	0,612

Comparación del error cuadrático medio para 2004:III-2005:III

Ratio del ECM entre los pronósticos corregidos respecto de los pronósticos sin corregir

	ByM	M1*	M2*	M3*
Ratio ECM	0,482	1,385	0,848	0,876

V. Conclusiones

En este trabajo se estimaron diferentes agregados monetarios en función del producto y la tasa de interés, con el objetivo de realizar pronósticos útiles a la formulación de la política monetaria. Los modelos uniecuacionales estimados exhiben un aceptable ajuste global (y de sus coeficientes

individuales), con residuos no autocorrelacionados, homocedásticos y normales, y evidencia de constancia en sus parámetros. Los pronósticos no exhiben errores significativamente distintos de cero tanto a uno como a cinco pasos, y con 68% de confianza los valores diarios observados entre 2004:III y 2005:III quedan comprendidos dentro de los rangos promedio trimestrales. Adicionalmente, se corrobora a través de dos tests el insesgamiento de los pronósticos a lo largo del período 1996:I-2005:III. Así, criterios más exigentes que los usuales avalan la capacidad predictiva de los modelos estimados.

La aplicación de criterios más rigurosos se origina en los propios costos enfrentados por la autoridad monetaria. Tales criterios llevan a detectar errores que –aunque no significativos– parecen indicar sobrestimación de los agregados amplios y –en mucha menor medida– subestimación de los más líquidos. La eventual subestimación de las formas líquidas de dinero puede llevar a metas innecesariamente restrictivas; la posible sobrestimación de las más amplias, a metas demasiado expansivas. Es así conveniente introducir un ajuste en base a criterios econométricos y a la propia evaluación de los analistas: los errores de pronóstico muestran persistencia a medida que aumenta el horizonte de predicción; y la evidencia indica que, luego de la crisis, los agentes económicos utilizan efectivo de manera más intensiva que antes, en desmedro de tenencias de saldos menos líquidas. El ajuste consiste en corregir la estimación por el último error observado en el paso correspondiente, teniendo en cuenta la estructura de autocorrelación de los errores de pronóstico.

Los modelos así obtenidos son una herramienta que permite evaluar qué nivel de metas monetarias es coherente con el escenario macroeconómico que se considere, utilizando como insumos variables cuyos pronósticos pueden obtenerse de manera consistente a partir del Modelo Estructural Pequeño desarrollado por el BCRA.

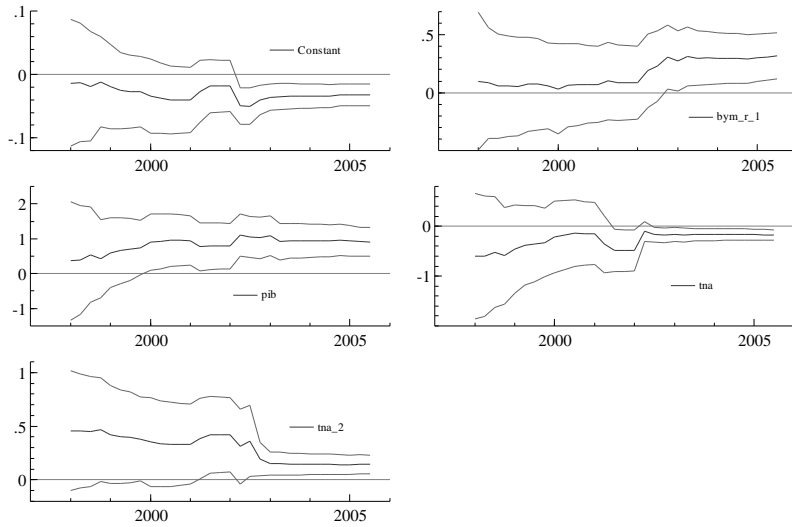
Realizar estimaciones en el período 1993-2005 presenta la particularidad de abarcar dos regímenes macroeconómicos diferentes. Esto se revela problemático a la hora de estudiar las relaciones de largo plazo entre las variables elegidas: los coeficientes obtenidos no corresponden a los valores de largo plazo sugeridos por la teoría; y las relaciones de cointegración no resultan estacionarias –aún considerando que se controló por posibles quiebres–, lo que contradice su razón de ser. Tendría poco sentido realizar

pronósticos a partir, por ejemplo, de una elasticidad transaccional que casi duplica la unidad, cuando sabemos que se obtuvo de datos que pertenecen a un período de intensa remonetización de la economía, seguido por una crisis y un proceso de remonetización de los agregados líquidos. Si bien es cierto que los tests de exogeneidad, así como las relaciones de causalidad de Granger, no sugieren en todos los casos la conveniencia de un enfoque uniecuacional, consideramos más costosa aún la estimación de un modelo VECM que de antemano se sabe incorrectamente especificado.

Varias son las líneas de trabajo que pueden seguirse para completar satisfactoriamente esta primera aproximación, tanto desde el punto de vista de los determinantes como de la relación entre éstos y los saldos reales. En cuanto a los primeros: luce conveniente introducir las necesidades transaccionales a través de la suma de producto e importaciones; es importante discriminar cuál es el costo de oportunidad más apropiado para cada agregado, así como incluir el tipo de cambio nominal; finalmente, la modelización de depósitos del sector público, eventualmente explicados por la recaudación o necesidades de financiamiento debería llevar a mejorar la estimación de agregados que incluyen los depósitos totales. Debe tenerse en cuenta, por supuesto, que incrementar los determinantes es costoso en términos de obtener un *set* de variables a pronosticar internamente consistente a lo largo de un horizonte anual. Respecto de las relaciones entre determinantes y dinero: aún si no puede llegarse a modelos de corrección al equilibrio, el uso de modelos VAR debería ensayarse; no puede descartarse especificar modelos más desagregados, por tipo de depósitos; finalmente, el enfoque de coeficientes variables parecería ser una herramienta sumamente útil para encarar la estimación de demanda de dinero bajo cambios estructurales.

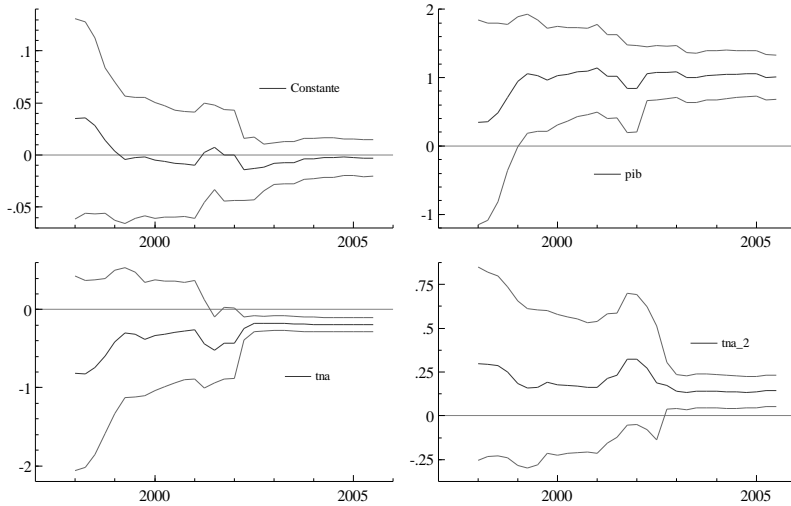
Anexo A / Gráficos recursivos de constancia de los parámetros

ByM



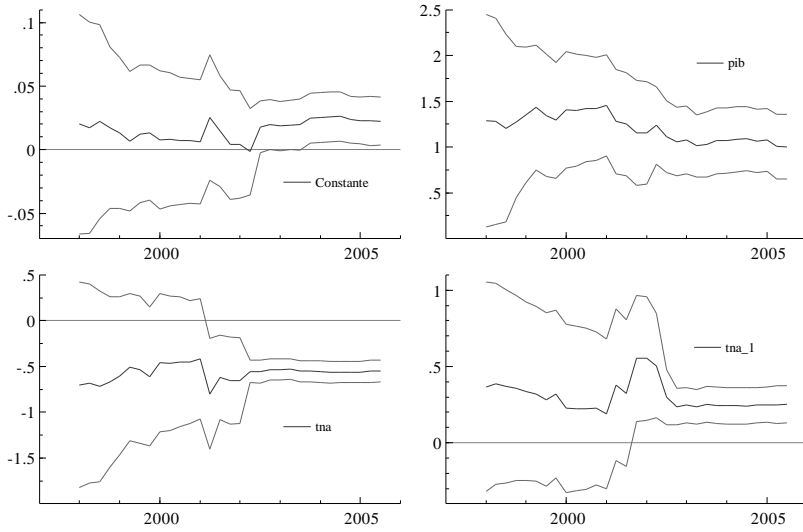
39

M1*



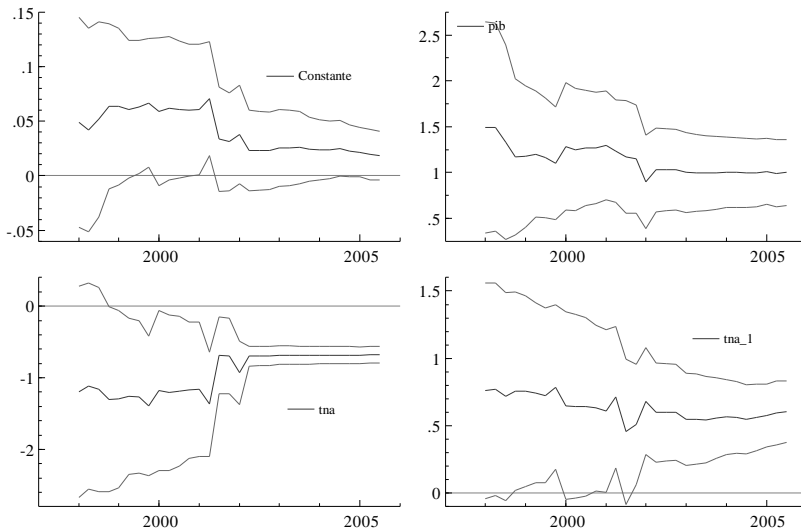
**Anexo A / Gráficos recursivos de constancia de los parámetros
(continuación)**

M2*



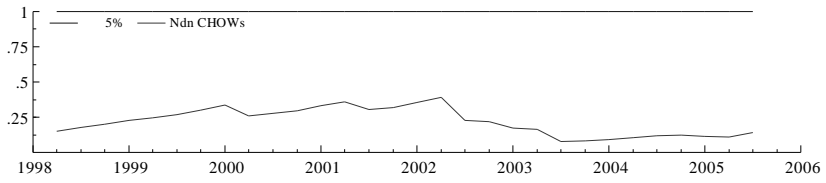
40

M3*

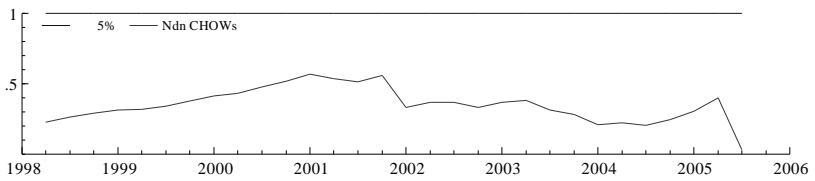


Anexo B / Tests recursivos de pronóstico de Chow (n-descendientes)

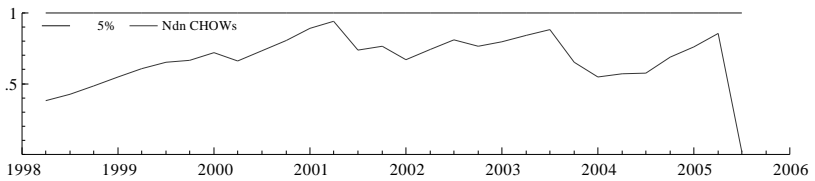
ByM



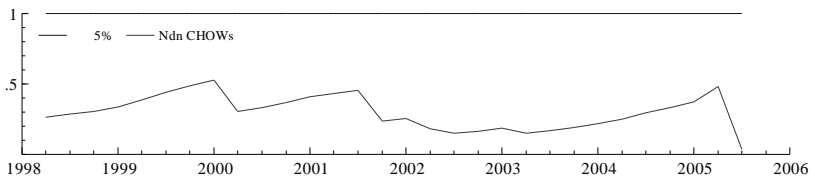
M1*



M2*



M3*



Referencias

- **Ahumada, Hildegart (1992)**; “A Dynamic Model of the Demand for Currency: Argentina 1977-1988”, *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, nro. 3.
- **Ahumada, Hildegart (2005)**; “Pronóstico con Modelos Econométricos”, en Asociación Argentina de Economía Política: *Progresos en Econometría*, Temas Grupo Editorial, Buenos Aires.
- **Ahumada, Hildegart y Lorena Garegnani (2002)**; “Understanding Money Demand of Argentina: 1935-2000”, *Séptimas Jornadas de Economía Monetaria e Internacional*, Universidad Nacional de la Plata.
- **Bjornland, Hilde (2005)**; “A Stable Demand for Money Despite Financial Crisis: the Case of Venezuela”, *Applied Economics*, vol. 37, nro. 4.
- **Brown, Bryan W. y Shlomo Maital (1981)**; “What do Economists Know? An Empirical Study of Experts’ Expectations”; *Econometrica*, vol. 49, nro. 2.
- **Burdisso, Tamara y Lorena Garegnani (2005)**; “Estimación de agregados monetarios”, Subgerencia General de Investigaciones Económicas, Banco Central de la República Argentina, mimeo (agosto).
- **Choudhry, Taufiq (1995)**; “High Inflation rates and the Long-run Money Demand Function: Evidence from Cointegration Tests”; *Journal of Macroeconomics*, vol. 17, nro. 1.
- **Clements, Michael y David Hendry (1998)**; *Forecasting Economic Time Series*; Cambridge University Press.
- **Doornik, Jurgen A. y David Hendry (1997)**; “Modelling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0 for Windows”, International Thomson Business Press.

- **Elkayam, David y Alex Ilek (2004)**; “The Information Content of Inflationary Expectations Derived from Bond Prices in Israel”, Bank of Israel, 2004.3, December.
- **Ericsson, Neil (1998)**; “Empirical Modelling of Money Demand”, *Empirical Economics* 23: pp. 295-315.
- **Ericsson, Neil y Steven Kamin (2003)**; “Dollarization in post-hyperinflationary Argentina”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 22.
- **Gay, Alejandro (2004)**; “Money Demand and Monetary Disequilibrium in Argentina (1963-2003)”, XXXIX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Buenos Aires.
- **Granger, Clive (2001)**; “Evaluation of Forecasts”, en Hendry & Ericsson (eds.): *Understanding Economic Forecasts*, Cambridge: MIT Press.
- **Grubisic, Elena y Marilina Manteiga (2000)**; “Modelos de Predicción de Agregados Monetarios”, Banco Central de la República Argentina, Nota Técnica nro. 9.
- **Holden, K. y D.A. Peel (1990)**; “On testing for unbiasedness and efficiency of forecasts”, *Manchester School*, 58, pp. 120-127.
- **Johnson, Harry G. (1962)**; “Monetary Theory and Policy”, *The American Economic Review*, vol. 52, nro. 3.
- **Knell, Markus y Helmut Stix (2004)**; “Three Decades of Money Demand Studies. Some Differences and Remarkable Similarities”, Oesterreichische Nationalbank, Working Paper 88, May.
- **Melnick, Rafi (1990)**; “The Demand for Money in Argentina 1978-1987: Before and After the Austral Program”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 8, nro. 4.
- **Nordhaus, William (1987)**; “Forecasting Efficiency: Concepts and Applications”, *Review of Economics and Statistics*, 69.

- **Utrera, Gastón (2002)**; “Un Análisis Econométrico del Efecto de la Política Monetaria en Argentina”, *Séptimas Jornadas de Economía Monetaria e Internacional*, Universidad Nacional de la Plata.
- **Wolters, Jurgen, Timo Terasvirta y Helmut Lütkepohl (1998)**; “Modelling the Demand for M3 in the Unified Germany”; *The Review of Economics and Statistics*, vol. 80, nro. 3, pp. 399-409.