

Hacia una estimación de la demanda
de dinero con fines de pronóstico:
Argentina, 1993-2005

Horacio Aguirre / Tamara Burdisso / Federico Grillo
BCRA

Agosto de 2006



ie | BCRA

Investigaciones Económicas
Banco Central
de la República Argentina

Banco Central de la República Argentina
ie | Investigaciones Económicas

Agosto, 2006
ISSN 1850-3977
Edición Electrónica

Reconquista 266, C1003ABF
C.A. de Buenos Aires, Argentina
Tel: (5411) 4348-3719/21
Fax: (5411) 4000-1257
Email: investig@bcra.gov.ar
Pag.Web: www.bcra.gov.ar

Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de la República Argentina. La serie Documentos de Trabajo del BCRA está compuesta por material preliminar que se hace circular con el propósito de estimular el debate académico y recibir comentarios. Toda referencia que desee efectuarse a estos Documentos deberá contar con la autorización del o los autores.

Hacia una estimación de la demanda de dinero con fines de pronóstico: Argentina, 1993-2005*

Horacio Aguirre, Tamara Burdisso y Federico Grillo
*Banco Central de la República Argentina (BCRA)***

Resumen

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 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.

Palabras clave: agregados monetarios - pronóstico – demanda de dinero – política monetaria - Argentina

JEL: E41, E47

* 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

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; posibilitando su pronóstico con frecuencia trimestral, en tanto las metas del programa monetario se evalúan con tal frecuencia; y teniendo en cuenta que ello debe hacerse con un horizonte anual -esto es, al momento de formularse un programa monetario deben pronosticarse agregados para los cinco trimestres siguientes.

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:

$$M_t^d / P_t = \alpha Y_t + \beta i_t \quad (1)$$

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 Precios¹ (P_t):

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 dólares²;

M3* = M2*³ + depósitos a plazo fijo públicos y privados + otros depósitos, en pesos y dólares⁴.

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 intercambiable. 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.

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 PIB⁵ (Y_t en (1)). 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

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 de BCRA, y provista por la Gerencia de Coyuntura Monetaria. 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.

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

importaciones, inclinándose por esta última en cuanto su inclusión mejora la bondad de ajuste del modelo y permite obtener una representación de largo plazo satisfactoria⁶.

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 pesos⁷ (i_t en (1)). 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 alternativos⁸. 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 pesos⁹.

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.

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

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.

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.

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 estable¹⁰: 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 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.

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.

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

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

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-.

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 TNA¹¹. 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 cointegración¹².

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

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 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.

Se determinaron dos posibles relaciones de cointegración para cada uno de los agregados estudiados¹³, el PIB y la TNA (tabla 2). 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

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.

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.

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 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.

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

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 producto¹⁴. 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 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.

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 relaciones¹⁵. 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 desequilibrios¹⁶.

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 testea la constancia de los parámetros estimados mediante tests recursivos, como así también el carácter estacionario de

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

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.

dichas relaciones¹⁷. Los diferentes tests de Chow recursivos¹⁸, 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 una “*dummy step*” a partir de 2002. Es la ecuación de la TNA la que presenta los mayores problemas de constancia a lo largo del período estudiado¹⁹: 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**

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 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 binarias²⁰.

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

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

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

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.

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 estimados²¹.

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 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 considerados²².

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.

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

	$\Delta LByM$			$\Delta LM1^*$			$\Delta LM2^*$			$\Delta LM3^*$		
	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									
D(LOG(PIB))	0,909	4,414	0,000	1,000	6,158	0,000	0,995	5,648	0,000	0,995	5,525	0,000
LOG(1+TNA)	-0,175	-3,282	0,002	-0,193	-4,366	0,000	-0,551	-9,181	0,000	-0,677	-11,399	0,000
LOG(1+TNA(-1))							0,251	4,131	0,0002	0,608	5,287	0,000
LOG(1+TNA(-1))*D2002IIION										-0,310	-3,294	0,002
LOG(1+TNA(-2))	0,144	3,288	0,002	0,144	3,248	0,002						
Seasonal_I	0,128	8,302	0,000	0,098	6,651	0,000	0,093	5,700	0,000	0,083	5,159	0,000
Seasonal_II	-0,083	-4,105	0,000	-0,081	-4,387	0,000	-0,086	-4,323	0,000	-0,092	-4,795	0,000
Seasonal_III	0,096	9,125	0,000	0,048	4,553	0,000	0,053	4,495	0,000	0,045	4,132	0,000
D1995_I										-0,052	-2,076	0,044
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			
D2002_III										0,135	3,744	0,001
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	estadístico	p-value	estadístico	p-value	estadístico	p-value	estadístico	p-value	estadístico	p-value		
No Autocorrelación AR 1- 4	1,689	0,174	0,162	0,956	1,653	0,181	0,934	0,455				
No Heterosedasticidad 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 Heterosedast.: White de cuadrados	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 los 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				

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 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 adelante²³. 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

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.

deben realizarse estos últimos. Sin embargo, la justificación de un enfoque uniecuacional es limitada: si bien la exogeneidad del producto podría sostenerse respecto de algunos agregados²⁴, 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		
Lags: 6	F-statistic	P-value
<i>bym</i> no causa <i>pib</i>	2,471	0,041

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 niveles²⁵ y en términos nominales²⁶. 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

²⁴ Al respecto, recuérdese que el producto: a) resultó exógeno respecto de todos los agregados en la relación bivariada 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.

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.

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, 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.

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 sobreestimación 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 6 / Pronósticos a h pasos

	Pronóstico	Error			Pronóstico	Error	Interv. confianza 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*

	Pronóstico	Error			Pronóstico	Error		
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

Tabla 6 / Pronósticos a h pasos (continuación)

	Pronóstico	Error			Pronóstico	Error	Interv. confianza 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

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

Nota: el ECM estandarizado se define como $ECME = (ECM^h) / (h^{-1} \sum y_{t+h})^{1/2}$, donde h es el número de pasos e y el valor observado. La descomposición de Theil se define como $ECM = (h^{-1} \sum \hat{y} - h^{-1} \sum y)^2 + (S_{\hat{y}} - r S_y)^2 + (1-r^2) S_y^2$, 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.