

La demanda de dinero en una
economía abierta: el caso de Argentina
1993-2006

Marisol Rodríguez Chatruc

*Premio Anual de Investigación Económica, Año 2007
Categoría Estudiantes Universitarios*

Diciembre de 2007

ie | BCRA



Investigaciones Económicas
Banco Central
de la República Argentina

Banco Central de la República Argentina
ie | Investigaciones Económicas

Diciembre, 2007
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.

*La demanda de dinero en una economía abierta: el
caso de Argentina
1993-2006*

Marisol Rodríguez Chatruc

Diciembre de 2007
Buenos Aires, Argentina

INTRODUCCIÓN*

La existencia de una función de demanda de dinero estable es fundamental a la hora de formular y de llevar a cabo la política monetaria. Ello adquiere aún más importancia en el contexto actual de Argentina, en el cual, el Banco Central fija metas de agregados monetarios¹. A su vez, también es importante que dicha función tenga en cuenta las características particulares de economía abierta de Argentina.

Las teorías tradicionales de la demanda de dinero sostienen que éste puede ser demandado por dos motivos complementarios: como inventario líquido para suavizar diferencias entre los flujos de ingresos y gastos, y como un activo más dentro de un portafolio formado por varios activos (Ericsson, 1998). Ambos motivos llevan a una especificación de la demanda de largo plazo en la que la cantidad real de dinero demandada depende de una variable de escala (en general, el PIB a precios constantes), de la tasa de inflación esperada y del costo de oportunidad de mantener dinero (dado por un vector de retornos esperados de varios activos domésticos).

Dicho marco conceptual supone una economía cerrada. Este supuesto es muy restrictivo teniendo en cuenta el proceso de apertura -tanto en lo que respecta al comercio de bienes como a los movimientos de capital- que experimentó la economía argentina a partir de principios de la década del noventa. En un contexto de apertura los individuos pueden elegir no sólo entre mantener varios activos domésticos sino entre mantener activos domésticos y activos extranjeros. Varios trabajos han sugerido que la especificación tradicional de la demanda de dinero debería ser ampliada para incluir el retorno de mantener activos extranjeros, como bonos o monedas extranjeras. Dichos trabajos se enmarcan en la literatura de *sustitución de monedas*, y entre ellos se destacan los de Arango y Nadiri (1979), Girton y Roper (1981), Miles (1981), McKinnon

* Se agradecen los valiosísimos aportes y comentarios de Juana Z. Brufman, Ernesto Gaba y Guillermo Rozenwurcel.

¹ Es necesario aclarar que la identificación de una función de demanda de dinero estable no sólo es importante en un régimen monetario como el descrito. Dado que la brecha del producto influye en la determinación de la tasa de interés a través de la regla de Taylor, los excesos de oferta o de demanda de saldos reales afectan indirectamente la tasa de interés a través de su efecto sobre la brecha del producto o la inflación. Esto hace que una función de demanda de dinero estable sea importante aún en el contexto de un régimen monetario de metas de inflación (*inflation targeting*). Ver al respecto Laidler (1999).

(1982), Cuddington (1983) y Ortiz (1983). En general, se supone en estos trabajos que los individuos evalúan sus carteras en términos de la moneda doméstica (Arango y Nadiri, 1979). De esta manera, una depreciación esperada del tipo de cambio – que aumenta el valor de los activos externos mantenidos por residentes domésticos y reduce el valor de los activos domésticos poseídos por residentes extranjeros – dará lugar a que se produzca una sustitución entre la moneda local y la extranjera, reduciendo la demanda de dinero (doméstico)². Esto determina que, en teoría, la relación entre la demanda de dinero y el tipo de cambio esperado sea negativa.

Existen, a su vez, trabajos que estudian específicamente la experiencia de Latinoamérica como Bahmani-Oskooee y Malixi (1991) para los casos de Brasil, México y Perú, Bjørnland (2004) para el caso de Venezuela y Gay (2004) para el caso de Argentina.

Este trabajo pretende estimar un modelo multivariado de la demanda de dinero en Argentina durante el periodo 1993-2006 incorporando a los determinantes clásicos los determinantes no tradicionales mencionados. Dicha tarea incluirá, además, un análisis acerca de la cointegración entre las variables seleccionadas. La hipótesis central del trabajo es la existencia de una relación de cointegración significativa entre las variables que permite estimar una única ecuación para todo el periodo que tome en cuenta la dinámica de corto plazo y los desequilibrios de largo plazo.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 1 se desarrolla el marco teórico general que está detrás de cualquier especificación de la demanda de dinero, añadiéndole los determinantes presentes en una economía abierta. En la sección 2 se realiza, por un lado, un breve relato acerca de los dos regímenes monetarios que se sucedieron durante el periodo analizado y por el otro, una sucinta revisión de la literatura sobre el caso Argentino. En la sección 3 se exponen los resultados de las estimaciones econométricas. Finalmente, en la sección 4 se detallan las conclusiones del trabajo.

1. MARCO TEÓRICO

Como ya se dijo en la introducción, en las teorías tradicionales de la demanda de dinero, éste puede ser demandado por dos razones: como inventario para suavizar diferencias entre los flujos de ingresos y gastos, y como un activo más dentro de un portafolio formado por varios activos

² Salvo que se aclare lo contrario, al usar el término demanda de dinero, nos estaremos refiriendo a dinero local.

(Ericsson, 1998). Ambos motivos llevan a una especificación de la demanda de largo plazo en la que la cantidad nominal de dinero demandada (M^D) depende del nivel de precios (P), de una variable de escala (Y), de la tasa de inflación (Δp) y de un vector de retornos de varios activos domésticos (\mathbf{R})³:

$$M^d = f(P, Y, \Delta p, \mathbf{R}) \quad (1)$$

La función se supone, además, homogénea de grado uno con respecto al nivel de precios, creciente en Y , decreciente en Δp y decreciente en los elementos del vector \mathbf{R} (salvo los referidos al propio retorno del dinero).

Si se toma en cuenta que en un contexto de apertura a los movimientos de capital los individuos pueden elegir entre activos nacionales y extranjeros, deben incluirse en la especificación anterior los retornos esperados de poseer activos extranjeros (dinero o bonos). En general, en este tipo de especificaciones, las variables que se incluyen son la tasa de interés extranjera y la tasa de depreciación esperada del tipo de cambio.

Si bien lo correcto sería -en términos teóricos- incluir la tasa de depreciación del tipo de cambio⁴, en la práctica ello se dificulta debido a que dicha variable suele ser estacionaria. De esta manera, sólo podría explicar la parte estacionaria de la demanda de dinero la cual presenta, en general, raíces unitarias. Una solución a este problema es incluir el tipo de cambio en nivel. Aclarado esto, la función de demanda de dinero para una economía abierta⁵ debería ser⁶:

$$m_t^d - p_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 R_t^D + \beta_3 R_t^F + \beta_4 \Delta p_t + \beta_5 e r_t + u_t \quad (2)$$

³ Vale aclarar que tanto la tasa de inflación como los retornos son, en teoría, magnitudes esperadas. En este trabajo se utilizarán magnitudes observadas como *proxy* de las magnitudes esperadas.

⁴La cual puede considerarse una *proxy* de la depreciación esperada del tipo de cambio.

⁵ Basada en Bjørnland (2004).

⁶ Para esta ecuación y de ahora en más, las variables en minúscula se encuentran en logaritmos (mientras que las que están en mayúscula se encuentran en nivel).

donde $m^d - p$ es la demanda real de dinero, con lo cual se está asumiendo homogeneidad de grado uno con respecto al nivel de precios en el largo plazo. y es el ingreso real, R^D y R^F son, respectivamente, la tasa de interés doméstica⁷ y la internacional, Δp es la tasa de inflación doméstica (medida como la diferencia del logaritmo del nivel de precios) y er es el tipo de cambio nominal (medido en cantidad de moneda doméstica por unidad de moneda extranjera). El signo anticipado por la teoría para β_1 es positivo ya que representa la elasticidad-ingreso de la demanda de dinero. De hecho, si se cumple la teoría cuantitativa clásica (ecuación de Fisher), dicho coeficiente debería valer 1 y bajo la hipótesis de Baumol-Tobin debería ser 0,5. Los coeficientes β_2 y β_3 -los cuales son semi-elasticidades- se espera que sean negativos, dado que tanto un aumento de la tasa local como de la extranjera inducen a los agentes a disminuir sus tenencias de dinero para hacerse de activos que devenguen algún tipo de interés en el primer caso o de activos externos en el segundo. β_4 es la semi-elasticidad con respecto a la tasa de inflación, y su signo debería ser negativo ya que un incremento de la inflación provoca que los agentes sustituyan dinero por activos físicos domésticos (o activos financieros protegidos de la inflación) o por activos extranjeros. Por último, β_5 es la elasticidad con respecto al tipo de cambio nominal cuyo signo en general se considera que debería ser negativo. Una depreciación del tipo de cambio nominal implica que aumenta el retorno de poseer dinero u otros activos extranjeros, impulsando a los agentes a desprenderse de parte de sus tenencias de dinero doméstico para hacerse de dinero u otros activos extranjeros.

Especificada nuestra función, pasaremos ahora a una breve discusión acerca de la inclusión de cada variable en la ecuación anterior y las diferentes posibilidades en cuanto a su medición:

- Los Saldos Monetarios Reales

Para estudiar el comportamiento de la demanda de dinero es importante delimitar qué activos deben incluirse en la definición de dinero. Esta elección está basada generalmente en

⁷ Por tasa doméstica entendemos una tasa que representa específicamente un costo de oportunidad de mantener dinero, es decir, debe ser la tasa de un activo alternativo y no del propio agregado. Cuando se trabaja con agregados estrechos, no es problemático suponer un retorno nulo del dinero. Sin embargo, si se trabaja con agregados amplios, en lugar de R^D debe utilizarse un *spread* entre el retorno del propio agregado y el de otro activo (por ejemplo, un activo extranjero).

consideraciones teóricas y de política. Sin embargo, determinar qué queda adentro y qué queda fuera de nuestra definición de dinero no es una tarea fácil que puede complicarse incluso por la existencia de instituciones financieras cambiantes a lo largo del tiempo (Goldfeld y Sichel, 1990).

Los agregados ByM (Billetes y monedas en poder del público), M1 (Billetes y monedas en poder del público + Depósitos en cuenta corriente) y M2 (M1 + Depósitos en caja de ahorro) constituyen las definiciones más estrechas de dinero e incluyen a aquellos activos de mayor liquidez que son mantenidos con fines transaccionales y cuyo rendimiento nominal es nulo o casi nulo⁸.

Si nos alejamos de los enfoques de tipo transaccional, se vuelve todavía más difícil realizar una definición de dinero, debido a que resulta arbitraria la elección del espectro de activos a incluir (Goldfeld y Sichel, 1990). Las definiciones amplias de dinero están dadas por los agregados a partir de M3 (M2 + Depósitos a plazo fijo).

Un problema adicional es si medir el dinero en términos nominales o reales (Thomas, 1993). Desde el punto de vista teórico, a nivel individual, debería importar la demanda de saldos reales y no nominales. Por ello, debería deflactarse la cantidad de dinero por algún índice de precios⁹.

- La Variable de Escala

Si se considera que la demanda de dinero está positivamente relacionada con el valor de las transacciones de la economía, debería incluirse al valor de las transacciones como variable explicativa. Sin embargo, debido a que la medición de la cantidad de transacciones se dificulta en la práctica, se utiliza como variable *proxy*, el PIB a precios constantes¹⁰. No debe olvidarse que el PIB a precios constantes no es una medida exacta de la cantidad de transacciones puesto que no incluye, entre otras cosas, las compras y ventas de bienes intermedios ni de bienes preexistentes en la economía.

El uso del PIB como variable de escala es más acorde a modelos que toman en cuenta la

⁸ Para una discusión acerca del rendimiento de agregados estrechos se recomienda Goldfeld y Sichel (1990).

⁹ La elección del índice de precios pertinente tampoco está exenta de dificultades.

¹⁰ Incluso pueden elegirse solamente aquellos componentes del PIB que se consideren más dinero- intensivos como variable de escala. Por ejemplo, podría utilizarse únicamente el consumo o bien la oferta agregada (que equivale a la suma de PIB más importaciones).

existencia de restricciones de liquidez, por lo cual es el ingreso corriente de los individuos lo que determina su cantidad deseada de saldos reales. En cualquier modelo en que no operen restricciones de liquidez como es el caso del enfoque cuantitativo moderno (Friedman, 1956) la variable de escala debería ser la riqueza (humana y no humana). La riqueza también presenta dificultades para su medición, por lo cual se utiliza en la práctica el ingreso permanente o alguna medida de riqueza neta no humana. A su vez, dado que las transacciones financieras también pueden generar demanda de dinero, la inclusión de la riqueza en la ecuación es compatible con un enfoque de tipo transaccional (Goldfeld y Sichel, 1990).

La elección de la variable de escala apropiada se dificulta puesto que se pueden esgrimir argumentos teóricos a favor de cualquiera de las tres variables mencionadas –ingreso o producto, riqueza (no humana) e ingreso permanente -. Sin embargo, la inclusión de por lo menos dos de dichas variables en la estimación probablemente generaría multicolinealidad. Con lo cual, lo recomendable es quedarse con aquella que genere las mejores estimaciones (ver Thomas, 1993).

- Los Costos de Oportunidad

Al mantener dinero en sus carteras los agentes enfrentan costos de oportunidad dado que renuncian al rendimiento que podrían obtener con otros activos. Estos costos de oportunidad dependen de la definición de dinero que se utilice y están constituidos por la diferencia entre la tasa de retorno del agregado en cuestión y la tasa de retorno de activos alternativos. En el caso de los agregados estrechos, debido a las dificultades prácticas que se presentan para medir la tasa de retorno nominal del dinero, ésta usualmente se supone nula y se consideran únicamente las tasas de activos alternativos.

En general, los activos alternativos considerados son bonos, acciones o depósitos a plazo fijo¹¹, por lo cual, sus respectivas tasa de interés esperadas constituyen un costo de oportunidad de mantener dinero. La tasa de inflación esperada también constituye un costo de oportunidad al ser la tasa de rendimiento de los activos físicos. Como ya fue mencionado, si se trata de una economía abierta, debe considerarse como costo de oportunidad al rendimiento de los activos extranjeros, el cual es igual a su tasa de interés nominal más la tasa de depreciación esperada del

¹¹ Los depósitos a plazo constituyen un costo de oportunidad únicamente para agregados estrechos.

tipo de cambio¹².

2. EL CASO DE ARGENTINA

2.1 *El contexto*

Argentina viene aplicando desde 2003, una política monetaria basada en el cumplimiento de metas de creación monetaria. Desde entonces, las metas han sido anunciadas a principio de cada año en los sucesivos programas monetarios del Banco Central en los cuales éste se compromete a mantener determinados agregados monetarios dentro de una banda de fluctuación preestablecida. Este tipo de régimen monetario denominado en la literatura *Monetary Targeting* utiliza a los agregados monetarios como metas (*targets*) intermedias para alcanzar, en última instancia, la estabilidad de precios.

Durante el periodo bajo estudio Argentina atravesó dos regímenes monetarios diferentes. El primero de ellos –denominado *Convertibilidad* y que se extendió desde abril de 1991 hasta diciembre de 2001- consistió en un arreglo cambiario de tipo caja de conversión en el cual el Banco Central debía garantizar una paridad de un peso por dólar. De esta forma, la base monetaria quedaba determinada por la cantidad de reservas internacionales que poseyera el Banco Central.

A fines de 2001, la profunda crisis del sistema financiero y del sector externo tornó insostenible el régimen de convertibilidad con lo cual, se devaluó la moneda¹³. A partir de allí no volvió a tener lugar un arreglo cambiario explícito y desde principios de 2003, luego de un periodo de transición, el Banco Central vino manteniendo el régimen de *monetary targeting* ya mencionado paralelamente a una política de acumulación de reservas.

Si se observa la evolución de los principales agregados monetarios durante el periodo

¹² Para una discusión interesante acerca de la sustitución entre pesos y dólares y su impacto en los desequilibrios monetarios, ver el trabajo de Gaba y Sorensen (2003).

¹³ Para un relato detallado de la caída del régimen de convertibilidad y sus consecuencias ver Rapetti (2005) y Rozenwurcel (2003).

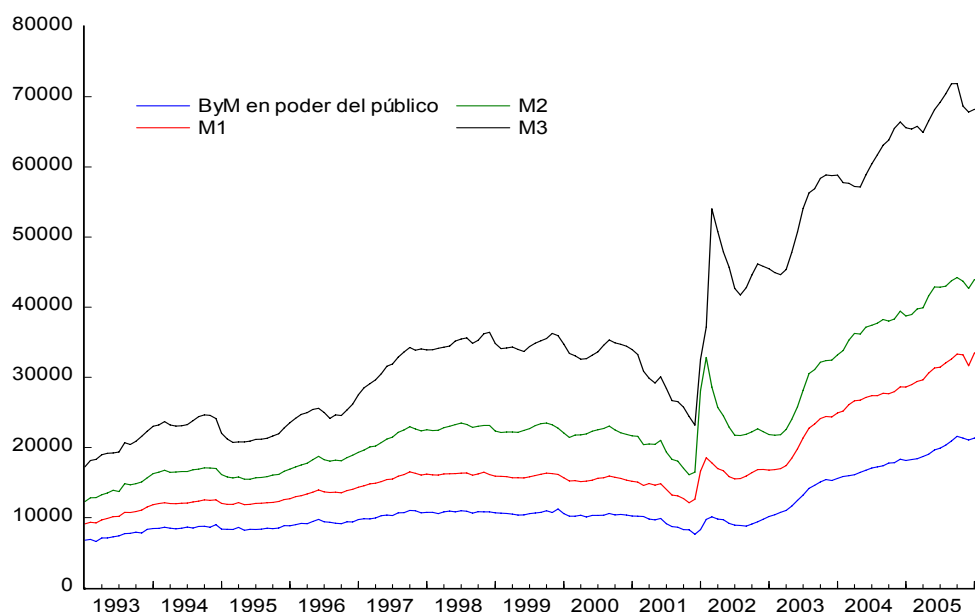
considerado (Gráfico 1¹⁴) puede notarse la influencia que tuvieron la crisis económica y el cambio de régimen monetario en el comportamiento de las series. Durante el periodo 1993-1998 tuvo lugar una tendencia creciente de todos los agregados en términos reales. Esta puede explicarse -además de por el crecimiento del producto en dicho periodo- por la recomposición de saldos reales en las carteras de los agentes luego del intenso proceso de desmonetización resultado de los intensos vaivenes de la economía durante los ochenta y, en particular, de los episodios hiperinflacionarios de 1989-1990. Los agregados mostraron una tendencia decreciente a partir de mediados de 1998 momento en que se inicia la recesión económica que culmina con el colapso de fines de 2001. La crisis económica de 2001-2002 -así como el posterior cambio de régimen monetario- evidentemente marca un quiebre en la demanda de los cuatro agregados. A partir de allí, las carteras de los agentes se vuelven, aparentemente, más M1-intensivas. El comportamiento de los determinantes de M1 también se modificó sustancialmente luego de la crisis, lo cual puede ser la causa del quiebre en la demanda de dinero. Aunque tampoco puede descartarse que haya habido asimismo un cambio en los parámetros de la función.

Vale destacar que la presencia de quiebres no necesariamente implica la imposibilidad de encontrar una función estable. En Aguirre et al. (2006) se citan varios trabajos en los que el periodo bajo análisis incluye cambios de régimen, episodios inflacionarios, *shocks* externos, etc. y sin embargo esto no se constituye en un obstáculo para encontrar una representación estable de la demanda de dinero.

¹⁴A pesar de que los datos para las estimaciones son de frecuencia mensual, las series del gráfico se encuentran en frecuencia trimestral dado que así muestran un comportamiento más suave.

Gráfico 1. Agregados monetarios en términos reales (millones de pesos)

1993-2006



Fuente: BCRA, FIEL e INDEC. IPC base 1993=100

2.2 Breve revisión de la literatura

La modelización de una función de demanda de dinero con parámetros estables es una tarea compleja en cualquier economía. Las dificultades empíricas van desde la elección de la definición de dinero y de las variables independientes más adecuadas hasta la frecuencia, estacionalidad y periodicidad de los datos (Ericsson, 1998). Estos problemas se agudizan en Argentina que, como economía emergente, presenta una elevada propensión a las crisis cambiarias –así como sucesivos cambios de régimen monetario y cambiario-, un alto grado de sustitución de monedas y una gran volatilidad de las variables macroeconómicas en general.

La literatura de las últimas dos décadas sobre caso argentino puede clasificarse en varias líneas. Por un lado, existe una serie de trabajos que pone énfasis en los episodios hiperinflacionarios de

final de la década del ochenta y en cómo ello pudo haber influido en el comportamiento de la demanda de dinero, como Melnick (1990), Ahumada (1992), Choudhry (1995), y Ericsson y Kamin (2003). Por otro lado, están aquellos que intentan modelizar el comportamiento de largo plazo del dinero utilizando datos anuales, como Ahumada y Garegnani (2002) y Gay (2004), abarcando respectivamente los periodos 1935-2000 y 1963-2003.

Existen a su vez trabajos que abordan cuestiones de pronóstico para diferentes agregados como Grubisic y Manteiga (2000) y Aguirre et al. (2006); pero con ciertas diferencias. En primer lugar, mientras que el primero de ellos utiliza datos de frecuencia mensual y se aboca únicamente al periodo de convertibilidad, el segundo recurre a datos de frecuencia trimestral y abarca el periodo 1993-2005. En segundo lugar, las variables que se toman como determinantes de la demanda de dinero son diferentes en uno y otro trabajo: Grubisic y Manteiga, al analizar un periodo en el que rigió un régimen de tipo de cambio fijo con libre movilidad de capitales, ponen énfasis en variables como el riesgo país y en la entrada de capitales. Por su parte, Aguirre et al. toman como variables independientes el PIB y la tasa de interés doméstica.

Es importante mencionar separadamente el trabajo de Gay (2004) dado que toma en cuenta las características peculiares de Argentina como economía pequeña y abierta, lo cual también se pretende en este trabajo¹⁵. Como suele suceder en las economías emergentes, las variables macroeconómicas son en Argentina altamente volátiles debido, en parte, a la alta vulnerabilidad a *shocks* externos (cambios abruptos en los precios y en las tasas de interés internacionales, variaciones no esperadas del tipo de cambio, etc). La demanda de dinero, según los resultados obtenidos por este autor, tampoco está exenta de sufrir alteraciones ante dichos *shocks*. De hecho, el estudio concluye que las principales fuentes de volatilidad de la demanda de dinero para el periodo 1963-2003 son los *shocks* experimentados por los términos de intercambio y los activos externos netos, es decir, variables que están relacionadas con el tipo de cambio real.¹⁶

¹⁵ Con la salvedad que, en el trabajo citado, se deriva la función de demanda de dinero para una economía abierta de la versión extendida del modelo de Obstfeld y Rogoff (1995), lo cual, excede los propósitos de este trabajo.

¹⁶ Sin embargo, otros autores, como Ahumada y Garegnani (2002) no encuentran una influencia del tipo de cambio en el largo plazo. Las autoras incluyen la tasa de devaluación del tipo de cambio nominal como costo de oportunidad sin encontrar una influencia significativa de dicha variable una vez que se incluyen (alternativamente) la tasa de interés o la tasa de inflación. La principal conclusión del trabajo es que la tasa de inflación es el costo de oportunidad

3. ESTIMACIONES Y RESULTADOS

3.1 Las variables utilizadas¹⁷

En este trabajo se utilizaron las siguientes variables con frecuencia mensual para el periodo enero de 1993 – marzo de 2006:

M1: Billetes y monedas en poder del público y depósitos en cuenta corriente del sector privado en moneda nacional¹⁸.

P: Índice de precios al consumidor nivel general, base 1993=100.

Y: PIB base 1993.

R^D: Tasa de interés (doméstica) por depósitos a plazo fijo en moneda nacional de 30 a 59 días de plazo.

R^F: Tasa de interés de las Letras del Tesoro de EEUU a 3 meses.

ER: Tipo de Cambio Real Multilateral.

Vale la pena en este punto hacer algunas aclaraciones. La elección de todas las variables, a excepción del tipo de cambio real multilateral, es concordante con las elegidas en la mayor parte de los trabajos. Como ya se dijo, debería considerarse como costo de oportunidad al tipo de cambio nominal de la moneda local con respecto, por ejemplo, al dólar. En Argentina y en el periodo elegido, esto no es posible teniendo en cuenta que durante la mayor parte de nuestra muestra (1991-2001) estuvo en vigencia el régimen de convertibilidad que determinó una paridad nominal con el dólar igual a uno. Con lo cual, introducir una variable que ostenta una variabilidad casi nula durante la mayor parte del periodo muestral, no tendría sentido si se pretende que dicha variable refleje las fluctuaciones en el costo de oportunidad de mantener dinero.

relevante en los periodos de alta inflación (y en los de hiperinflación) mientras que la tasa de interés lo es en los periodos de relativa estabilidad.

¹⁷ Las fuentes de información se detallan en el Apéndice Metodológico.

¹⁸ A los fines de analizar únicamente la demanda de M1 por parte de particulares la serie no se conforma por todos los depósitos a la vista del sistema bancario: no incluye los depósitos del sector público ni operaciones con el exterior.

Sin embargo, la moneda local sí presentó durante todo el periodo muestral variaciones en su tasa de cambio con otras monedas que flotaban frente al dólar y a su vez, los precios de nuestra economía también presentaban fluctuaciones con respecto a los precios internacionales (incluso con respecto a los de EEUU). Por lo tanto, en este trabajo se eligió la serie de tipo de cambio real multilateral -construida por el Banco Central de la República Argentina- que representa el precio relativo de los bienes y servicios de nuestra economía con respecto a los de los principales socios comerciales¹⁹.

Si bien el vínculo entre tipo de cambio real y demanda de dinero no está tan explorado en la literatura como el vínculo con el tipo de cambio nominal, existen varios trabajos –en su mayoría sobre países emergentes- que incluyen directamente al tipo de cambio real multilateral como variable explicativa (entre ellos, Bahmani-Oskooee y Malixi, 1991; Arize, 1994; Fischer et al., 2004²⁰) o a variables relacionadas con su determinación (Gay, 2004)²¹.

Es necesario señalar que, tal como se mencionó en la introducción, el PIB no es el único candidato posible como variable de escala, pero es la más comúnmente utilizada en la literatura. Asimismo, existe cierta arbitrariedad en las tasas de interés elegidas, dado que en realidad debería utilizarse como costo de oportunidad el *spread* entre la tasa local y la extranjera. Sin embargo, al no existir una medida confiable del retorno de M1, se optó por suponer nulo a dicho retorno y considerar separadamente como costos de oportunidad a la tasa local y a la extranjera.

En cuanto al periodo elegido (1993-2006), la justificación se relaciona con dos factores. En primer lugar, podría haberse iniciado el análisis en 1991, al momento de inicio del Plan de Convertibilidad, sin embargo, la información estadística todavía se encontraba para ese entonces distorsionada como consecuencia de los episodios hiperinflacionarios de 1989-1990. En segundo

¹⁹ A diferencia de los tipos de cambio reales bilaterales, el tipo de cambio real multilateral mide el valor real del peso en relación a las monedas de sus principales socios comerciales. La ponderación de cada socio dentro del índice refleja su participación en el comercio total (exportaciones más importaciones) de nuestro país. Este índice tiene en cuenta las fluctuaciones de las monedas y de los precios de nuestros socios comerciales y es, por lo tanto, una medida amplia de la competitividad de la moneda local. (www.bcra.gov.ar).

²⁰ Este último trabajo estudia la zona del Euro.

²¹ Por su parte, otros autores utilizan el tipo de cambio *nominal* multilateral (Ericsson y Sharma, 1998; Chowdhury, 1995; MacNown y Wallace, 1992).

lugar, a partir de 1993 comienza la elaboración de una nueva serie de producto bruto interno (PIB base 1993); si nuestra muestra hubiese tomado datos anteriores a 1993 habría que haber recurrido al empalme de las series de producto (bases 1986 y 1993), lo cual, excedía los objetivos de este trabajo.

Por último, la frecuencia de los datos elegida es mensual por dos motivos. En primer lugar, resulta interesante explorar los resultados que se pueden obtener con esta frecuencia dado que no es utilizada en otros trabajos que abarquen el mismo periodo muestral. En segundo lugar, el periodo elegido no es muy prolongado, por lo cual, trabajar con datos de frecuencia mensual permite contar con una mayor cantidad de observaciones, incrementando los grados de libertad para las estimaciones.

3.2 Metodología Econométrica

El procedimiento econométrico utilizado está en línea con los desarrollos realizados por Johansen (1988, 1991) para sistemas multivariados y cointegrados. El concepto de cointegración tiene que ver con los movimientos de las variables en el largo plazo. Se dice que dos o más variables $I(1)$ están cointegradas si existe una combinación lineal entre ellas que sea estacionaria (ver Urbisaia y Brufman, 2000). Si un grupo de variables están cointegradas, entonces van a converger a un equilibrio en el largo plazo.

En el caso específico de la demanda de dinero (ver Enders, 1995) la hipótesis de que el mercado de dinero se vacía permite equiparar los datos sobre oferta monetaria a datos sobre demanda de dinero (esto sucede porque en equilibrio, la oferta es igual a la demanda). Asimismo, en la mayor parte de los casos, todas las variables que entran en la ecuación pueden ser caracterizadas como variables $I(1)$, es decir, no estacionarias. Para que la especificación de la función tenga sentido, cualquier desviación en la demanda de dinero de su valor de equilibrio tiene que ser necesariamente temporaria. Si la parte no explicada de la demanda (u_t) tiene tendencia estocástica, los errores del modelo serán acumulativos, determinando que no se eliminen los desequilibrios. De aquí la importancia de que las series estén cointegradas y los residuos sean estacionarios.

La metodología de Johansen cuenta con los siguientes pasos para lidiar con los temas

mencionados (Enders, 1995):

- 1) Pruesteo de las series y longitud de los rezagos. Se testean las series separadamente para contrastar la existencia de raíces unitarias. Luego se estima un VAR (ver recuadro 1) con la cantidad máxima de rezagos considerada razonable y se testea si la cantidad de rezagos puede ser acortada.
- 2) Estimación del modelo y test de cointegración de Johansen para determinar la cantidad de vectores de cointegración.
- 3) Análisis del vector de cointegración normalizado y de los coeficientes de velocidad de ajuste.
- 4) Por último, si las variables están cointegradas debe estimarse un modelo con término de corrección de error, que para el caso multivariado se denomina VEC (Vector Error Correction).

Recuadro 1. Los modelos VAR y la demanda de dinero

La función de demanda de dinero es la forma reducida de un modelo estructural multiecuacional. La econometría tradicional, para lograr una formalización satisfactoria de la dependencia entre las variables, debía recurrir a la teoría económica subyacente para clasificar a las variables en endógenas y exógenas (Urbisaia y Brufman, 2000). Suponer *a priori* la exogeneidad de una variable resulta demasiado restrictivo dado que es usual que exista retroalimentación (*feedback*) entre las variables que entran en la función de demanda de dinero. Por lo tanto, sería apropiado contar en estas situaciones con un enfoque no estructural que trate a todas las variables sobre la misma base y así poder examinar el *feedback* entre cada par de variables.

La metodología VAR, propuesta por Sims en 1980, permite lidiar con estos temas. En su versión irrestricta trata a todas las variables de forma simétrica de modo que todas son endógenas. A su vez, cada variable es especificada como función lineal de sus propios valores pasados y de las restantes variables rezagadas.

El VAR en su forma estándar se especifica de la siguiente manera:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$$

donde x_t es un vector de dimensión k de variables endógenas, A_0 es un vector de interceptos, A_1 es una matriz de coeficientes y e_t es un vector de innovaciones. Todos los coeficientes de A_0 y A_1 deben ser estimados.

3.3 Resultados del Test de Dickey-Fuller Ampliado

El primer paso hacia la estimación del modelo es contrastar el carácter estacionario o no de las series. Para ello se realizó a cada una de ellas el Test de Dickey Fuller Ampliado, tanto en nivel como en primera diferencia como muestran las tablas 1 y 2 respectivamente. El número de rezagos (lags) apropiado para cada test fue elegido según el criterio de Akaike.

Tabla 1. Resultados del Test de DF Ampliado (en nivel)

H₀: la serie tiene raíz unitaria

Variable en nivel	Lags	Intercepto y tendencia	
		t _{ADF}	p value
<i>m1</i>	13	-1,0817	0,9280
<i>m1-p</i>	13	-1,3524	0,8708
<i>p</i>	4	-1,0837	0,9277
<i>y</i>	13	-2,8034	0,1985
<i>R^D</i>	8	-2,8782	0,1726
<i>R^F</i>	10	-2,3921	0,3823
<i>er</i>	2	-2,5243	0,3161

Tabla 2. Resultados del Test de DF ampliado (en primera diferencia)

H₀: la serie tiene raíz unitaria

Variable en diferencia	Lags	Intercepto y tendencia		Intercepto		Sin intercepto	
		t _{ADF}	p value	t _{ADF}	p value	t _{ADF}	p value
<i>d(m1)</i>	12	-3,1475	0,0992	-3,0109	0,0360	-2,3235	0,0199
<i>d(m1-p)</i>	12	-3,4714	0,0461	-3,4427	0,0109		
<i>d(p)</i>	3	-4,4624	0,0023	-4,2945	0,0006	-3,8230	0,0002
<i>d(y)</i>	10	-8,8197	0,0000				
<i>d(R^D)</i>	13	-3,9173	0,0137	-3,9156	0,0025		
<i>d(R^F)</i>	2	-3,8046	0,0187	-3,8249	0,0033		
<i>d(er)</i>	1	-5,3755	0,0001	-5,3693	0,0000	-5,3412	0,0000

Los tests indican que todas las variables son integradas de orden uno (no estacionarias) a excepción de *m1*. El hecho de que no podamos asegurar que *m1* sea I(1) implica que habría que continuar con otros tests para determinar su orden de integración. Sin embargo, esto no será necesario dado que la variable dependiente de nuestra función son los saldos reales (*m1-p*) los cuales sí son I(1). Por otro lado, en la mayor parte de los estudios internacionales sobre demanda de dinero se encuentra que la tasa de inflación es I(1). Sin embargo, en Argentina, debido a que durante la convertibilidad las tasas de inflación se mantuvieron durante periodos prolongados en valores cercanos a cero -llegando incluso a tomar valores negativos en algunos periodos- la serie *d(p)* es estacionaria. Esto determina que dicha variable no puede ser incluida en el análisis de cointegración. Por lo cual, se incluirá una dummy-step que tome el valor 1 a partir de enero de 2002, momento de abandono del régimen de convertibilidad y en el que la tasa de inflación comienza a tomar valores más elevados.

3.4 Cointegración

Dados los resultados de los test de Dickey Fuller, la función de demanda de dinero de largo plazo que se estimó fue:

$$m_t^d - p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 R_t^D + \beta_3 R_t^F + \beta_4 e_t + u_t \quad (3)$$

Como ya fue explicado, para el análisis de cointegración se usará la metodología de Johansen. El vector, x , sobre el cual testaremos la existencia de cointegración está compuesto por las siguientes variables:

$$x = ((m1 - p), y, R^D, R^F, er) \quad (4)$$

Siendo que todas las variables pertenecientes a x son I(1), la existencia de por lo menos un vector de cointegración entre dichas variables permite representar el comportamiento de la demanda de dinero de la siguiente manera:

$$\Delta x_t = \mu + \alpha \beta' x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Donde μ es un vector de constantes de dimensión 5×1 , α y β son matrices de dimensión $5 \times r$, r es el número de vectores de cointegración, π_i son k matrices de coeficientes de dimensión 5×5 . La dinámica de corto plazo está dada por las series en primera diferencia y las relaciones de corto plazo por las variables en nivel. La ecuación (5), que representa un modelo VEC, implica que cualquier desviación con respecto al equilibrio de largo plazo ($\beta' x_{t-1} \neq 0$) va a influir en las dinámicas de corto plazo. Para que los saldos reales regresen a su valor de equilibrio de largo plazo, alguna de las otras variables tiene que ajustar; la magnitud de estos movimientos de corto plazo queda capturada por los coeficientes de ajuste (α_i).

Como primer paso se estimó un modelo VAR con 4 rezagos²², en el que se incluyeron como

²² La cantidad de rezagos apropiada para el VAR resultaba sensible a la cantidad de rezagos máxima elegida para realizar los tests de longitud de rezagos. Por lo tanto, se eligieron 4 rezagos dado que esta longitud brindaba las mejores estimaciones. Por otro lado, si bien el criterio de Akaike utilizado en los test de Dickey Fuller sugería una mayor cantidad de rezagos, esto hubiera quitado una gran cantidad de grados de libertad a las estimaciones.

variables endógenas a las variables pertenecientes al vector x . A su vez entraron en la estimación como variables exógenas una constante y variables dummy estacionales centradas (ortogonalizadas) como sugiere Johansen (1995). También se incluyó (dentro del grupo de exógenas) una variable dummy-step que toma el valor 1 a partir de enero de 2002, para captar el cambio de régimen cambiario-monetario.

La tabla 4 muestra los resultados del Test de cointegración de Johansen que se realizó suponiendo intercepto (C) en la relación cointegración y tendencia lineal en los datos en nivel.

Tabla 4. Test de Cointegración de Johansen
(H_0 : n° de relaciones de cointegración)

	Eigenvalor	λ_{traza}	P value	$\lambda_{m\acute{a}x}$	P value
Ninguna	0,6890	245,1896**	0,0000	181,0497**	0,0001
1	0,1791	64,1398**	0,0007	30,5886*	0,0199
2	0,1242	33,5513*	0,0176	20,5549	0,0600
3	0,0684	12,9964	0,1149	10,9759	0,1554
4	0,0129	2,0205	0,1552	2,0205	0,1552

(**) Significativo al 1%

(*) Significativo al 5%

Como puede apreciarse, los test de traza y autovalor máximo arrojan resultados contradictorios. Mientras el primero rechaza la hipótesis nula de una relación de cointegración en favor de dos relaciones, el segundo rechaza la hipótesis nula de ninguna relación de cointegración en favor de una (al 1% de significatividad). En estos casos se recomienda (Johansen y Juselius, 1990) examinar los vectores de cointegración estimados y basar la elección en el sentido económico de las relaciones de cointegración. Esto fue precisamente lo que se hizo, llegando a la conclusión de que hay un único vector de cointegración y que dicho vector constituye una ecuación de demanda de dinero de largo plazo.

Tabla 5. Coeficientes del Vector de Cointegración

Variable	Coefficiente	Desvío	Estadístico t
$m1-p$	1,0000		
y	-1,3059	0,1138	-11,4757**
Rd	0,0100	0,0009	10,8717**
Rf	-0,0449	0,0077	-5,8056**
er	0,5953	0,0774	7,6913**
C	13,1871		

**Significativo al 1%

La tabla 5 muestra los coeficientes del vector de cointegración estimado (normalizado con respecto al dinero). Todos los coeficientes son significativos al 1%. Sustituyendo en (3), obtenemos:

$$(m1-p)_t^d = -13,19 + 1,31 y_t - 0,01 R_t^D + 0,045 R_t^F - 0,60 er_t \quad (6)$$

Como puede apreciarse, todos los coeficientes tienen los signos anticipados por la teoría a excepción del coeficiente asociado a la tasa de interés internacional (R^F) cuyo signo es positivo cuando debería ser negativo (esto ocurrió incluso empleando otras tasas internacionales, como la de los fed-funds, la del bono del tesoro a 10 años y la tasa libor²³). Por su parte, la velocidad de ajuste de la demanda de dinero a los desequilibrios en el mercado de dinero (α) es igual a -0,18 (con un desvío estándar de 0,023). Lo anterior significa que excesos de demanda de dinero en $t-1$ inducen una menor demanda de dinero en t con un ajuste del 18% entre meses consecutivos.

Para lidiar con el problema con respecto al signo de β_3 se recurrió a una estimación restringida del vector de cointegración en la que se impuso el valor cero a dicho coeficiente. Realizando esta restricción, se obtuvo el vector de cointegración que muestra la tabla 6.

²³ Lo cual no debería sorprender dada la alta correlación entre las diferentes tasas de interés internacionales.

**Tabla 6. Coeficientes del Vector de Cointegración.
Estimación restringida ($\beta_3 = 0$)**

Variable	Coeficiente	Desvío	Estadístico t
<i>m1-p</i>	1,0000		
<i>y</i>	-1,6619	0,1096	-15,1633**
<i>Rd</i>	0,0099	0,0010	9,9000**
<i>Rf</i>	0,0000		
<i>er</i>	0,4360	0,0823	5,2977**
<i>C</i>	19,9720		

**Significativo al 1%

Para verificar la significatividad de la restricción se realizó un test de restricciones de cointegración que arrojó los siguientes resultados:

**Tabla 7. Test de Restricciones en la Relación de Cointegración
($H_0: \beta_3 = 0$)**

Relaciones de cointegración	LV restringido	Estadístico de RV (χ^2)	Grados de Libertad	P value
1	886,6505	33,7719	1	0,0000
2	916,0152	ND	ND	ND
3	929,1082	ND	ND	ND
4	934,5962	ND	ND	ND

ND indica que la restricción no es vinculante.

LV logaritmo de verosimilitud

RV razón de verosimilitud

La tabla 7 muestra que el valor del estadístico de razón de verosimilitud $\chi^2(9) = 33,77$ sin dudas rechaza la hipótesis nula ($\beta_3 = 0$). Es por ello que R^F deberá ser incluida en la relación de cointegración a pesar de que su signo sea contrario al que dicta la teoría. Este resultado es a primera vista sorprendente teniendo en cuenta que a inicios de la década del noventa se abrió la cuenta capital del balance de pagos, con lo cual la tasa de interés internacional debería haber operado como un costo de oportunidad relevante de la demanda de dinero y haber tenido asociado, por lo tanto, un coeficiente negativo. Sin embargo, hay que tener en cuenta que M1 está compuesta por circulante y por depósitos en cuenta corriente y ambas componentes podrían no

manifestar una sustitución directa con bonos extranjeros. En el caso del circulante, esto se debe a que una parte de su demanda es probable que esté compuesta por demanda de agentes de bajos niveles de ingresos que no están bancarizados. Mientras que en el caso de los depósitos en cuenta corriente ello se debe a que son en gran medida atribuibles a empresas y se encuentran afectados por el impuesto sobre los créditos y débitos en cuentas bancarias (conocido coloquialmente como “impuesto al cheque”).

Por su parte, el coeficiente asociado a la tasa local resulta poco relevante, tomando un valor de alrededor de $-0,01^{24}$ para ambas especificaciones. Dicho resultado, sugiere la hipótesis de que luego de los episodios hiperinflacionarios de 1989-1990 en los que los agentes habían ajustado sus tenencias de M1 al mínimo, perdió sentido para ellos economizar sus tenencias de dinero ante aumentos de la tasa de interés. De esta forma, predominó el motivo transacción en la demanda de M1. A esto se suma la crisis de 2002 que, junto a la imposición de restricciones financieras, pudo haber determinado que las tasas perdieran su papel como costo de oportunidad (Aguirre et al., 2006).

La influencia del tipo de cambio real multilateral (er) es realmente importante en ambas especificaciones (es decir, tanto incluyendo a la tasa internacional como restringiendo su coeficiente a tomar el valor cero). El coeficiente asociado a esta variable (β_4) toma en cada especificación los valores 0,60 y 0,44 respectivamente y en ambos casos es significativo al 1%.²⁵

Asimismo, se testeó la hipótesis de elasticidad-ingreso unitaria. Vale la pena mencionar que bajo esta hipótesis el coeficiente correspondiente a la tasa internacional continúa resultando positivo (ver tabla 8).

²⁴ Lo que equivale a decir que un aumento de un 1 punto porcentual en la tasa de interés provoca una caída de un 1% en la demanda de M1.

²⁵ En este punto, es necesario hacer la aclaración de que dichos valores podrían estar sobreestimando el verdadero valor del parámetro porque, al no estar incluida la tasa de inflación en la ecuación (por ser estacionaria), el coeficiente asociado a er capta también la sustitución de dinero por bienes.

**Tabla 8. Coeficientes del Vector de Cointegración.
Estimación restringida ($\beta_1 = 1$)**

Variable	Coeficiente	Desvío	Estadístico t
<i>mI-p</i>	1,0000		
<i>y</i>	1,0000		
<i>Rd</i>	0,0248	0,0027	9,1852**
<i>Rf</i>	-0,1648	0,0240	-6,8667**
<i>er</i>	2,9126	0,2776	10,4921**
<i>C</i>	-32,0117		

**Significativo al 1%

Tabla 9. Test de Restricciones de Cointegración

$H_0: \beta_1 = 1$

Relaciones de cointegración	LV restringido	Estadístico de RV (χ^2)	Grados de Libertad	P value
1	890,5457	25,9817	1	0,0000
2	918,8308	ND	ND	ND
3	929,1082	ND	ND	ND
4	934,5962	ND	ND	ND

Es evidente por la tabla 9 que el valor del estadístico no permite aceptar la hipótesis nula de elasticidad unitaria. Por lo tanto, la elasticidad ingreso toma alternativamente los valores 1,31 y 1,66 según incluyamos o no la tasa de interés internacional en el vector de cointegración. Si bien dichos valores son elevados, su magnitud es consistente con los hechos estilizados de países emergentes y en transición y con la historia argentina reciente. Por un lado, Knell y Stix (2004) encuentran que las estimaciones para países miembros de la OECD arrojan valores de elasticidad-ingreso inferiores al resto de los países. La causa de ello radica, según los autores, en el mayor desarrollo de los sistemas de pago que permite a los individuos economizar sus tenencias de saldos reales. La explicación es convalidada por el hallazgo empírico de que las mejoras en la tecnología transaccional²⁶ van asociadas a una menor elasticidad. En el mismo sentido, en Dreger et al. (2006), donde se analiza una muestra países compuesta por diez nuevos miembros de la Unión Europea (ocho de ellos economías en transición que sufrieron importantes cambios

²⁶ Dichas mejoras proveen mejor información y reducen la incertidumbre y los costos de transacción. Sin embargo, resultan muy difíciles de medir en la práctica. (Ver al respecto Goldfeld y Sichel, 1990).

estructurales), se encuentra que la elasticidad ingreso de la demanda de dinero es mayor a la unidad en todos los casos.

Por otro lado, en otros trabajos sobre Argentina como en Aguirre et al. (2006) se obtienen elasticidades mayores a la unidad. En dicho trabajo se ensaya como explicación que el colapso económico de 2001 generó un marcado deterioro de los sistemas de pago, lo que disminuyó la capacidad de los agentes de economizar saldos reales, dando como resultado una mayor elasticidad.

Otra explicación posible de los valores tan elevados de elasticidad-ingreso es que el coeficiente se encuentre sobreestimando al verdadero valor del parámetro. Ello podría estar causado por dos factores. En primer lugar, durante la convertibilidad la mayor apertura de la economía pudo haber determinado que la variable de escala relevante no fuera el PIB sino la oferta global²⁷. En segundo lugar, a partir del año 2000, la existencia de restricciones fiscales en varias provincias determinó el surgimiento de cuasimonedas que, en algunos casos, llegaban a convertirse en sustitutos muy próximos del circulante. En el año 2002 comienza un proceso de rescate de estas cuasimonedas, con lo cual se podrían estar generando ciertas distorsiones en las estimaciones debido a que la serie de billetes y monedas durante el periodo 2000-2002 podría estar subestimando la cantidad de medios de pago existentes en la economía.

3.5 Un modelo dinámico con término de corrección de error

Al haber hallado en el apartado anterior que las variables de la ecuación de demanda de dinero se encuentran cointegradas, lo correcto es estimar un modelo con término de corrección de error que, para el caso multiecuacional como el que estamos trabajando, se denomina VEC. Habiendo dado cuenta de la dificultad acerca del signo del coeficiente asociado a la tasa de interés internacional, se estimó un VEC de tres rezagos (en diferencias) incluyendo en el término de

²⁷ De hecho, algunos autores (Ahumada y Garegnani, 2002) encuentran evidencia en este sentido. En este trabajo no se ensayó la inclusión de la oferta global en la ecuación, lo cual queda pendiente para una agenda de investigación futura.

corrección a la variable R^F ²⁸. Se incluyeron, además, en ambos modelos variables dummy estacionales centradas y una dummy-step que toma el valor 1 a partir de enero de 2002.

El modelo²⁹ arrojó los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} \Delta(m1 - p)_t = & \\ & - \frac{0,06}{(0,0085)} - \frac{0,18}{(0,023)} \left((m1 - p)_{t-1} + 13,19 - 1,31y_{t-1} + 0,01R_{t-1}^D - 0,05R_{t-1}^F + 0,60er_{t-1} \right) + 0,09\Delta(m1 - p)_{t-1} \\ & - \frac{0,14}{(0,0691)} \Delta(m1 - p)_{t-2} - 0,01\Delta(m1 - p)_{t-3} + 0,13\Delta y_{t-1} + 0,02\Delta y_{t-2} + 0,2\Delta y_{t-3} + \frac{0,001}{(0,0007)} \Delta R_{t-1}^D \quad (7) \\ & - 0,02\Delta R_{t-1}^F + 0,002\Delta R_{t-2}^F - 0,02\Delta R_{t-3}^F - 0,0002\Delta er_{t-1} - 0,02\Delta er_{t-2} + 0,009\Delta er_{t-3} \end{aligned}$$

$R^2=0,80$

Los coeficientes del vector de cointegración son muy significativos estadísticamente³⁰, lo cual confirma la existencia de una relación de cointegración entre las variables. El coeficiente de ajuste es relativamente elevado (en valor absoluto) para tratarse de datos de frecuencia mensual, pero lo mismo ocurre en otros trabajos que exploran la experiencia de países en los que hubo innovaciones financieras y grandes variaciones del tipo de cambio (Bjørnland, 2004). En el corto plazo³¹, los cambios en la demanda de dinero en $t-1$ inducen aumentos de la demanda de dinero en t ; los coeficientes para $t-2$ y $t-3$ son negativos, reflejando que lleva un tiempo a los agentes sustituir dinero doméstico por otros activos.

Por su parte, el producto siempre ejerce una influencia positiva sobre las tenencias de saldos reales, tanto en el corto como en el largo plazo. Los coeficientes correspondientes a los costos de oportunidad son en su mayoría muy cercanos a cero en el corto plazo, presentando una influencia

²⁸ Al ensayarse la estimación de un VEC que no incluyera a R^F como regresor, no se alteraron los signos del resto de los coeficientes con respecto al modelo presentado aquí.

²⁹ Los rezagos 2 y 3 de R^D no se muestran porque su valor resultó prácticamente nulo. Las variables dummy resultaron todas significativas al 5% a excepción de la correspondiente al mes de abril que resultó no significativa.

³⁰ Los valores de los estadísticos t se encuentran en la tabla 5.

³¹ Las únicas variables que ejercieron una influencia significativa (al 5%) en el corto plazo fueron los cambios en la demanda de dinero en $t-2$ y las variaciones en la tasa de tasa de interés en $t-1$. Con lo cual, la influencia del producto y del tipo de cambio queda circunscripta al largo plazo.

mucho más significativa en el largo plazo.

Los coeficientes de velocidad de ajuste del VEC (α en la ecuación 5) se muestran en la tabla 10. Como puede verse, ante un exceso de oferta de dinero en el periodo t-1, los agentes reducen sus tenencias de saldos reales en t (por un monto equivalente a 0,17 veces el desequilibrio en t-1), esto ocurre a través de un aumento de precios o de una reducción en la cantidad nominal de dinero. El producto reacciona de manera positiva (aunque moderada) ante el exceso de oferta de dinero. Lógicamente, la tasa de interés ajusta negativamente (cae 0,11 puntos porcentuales cuando el exceso de oferta es del 1%). Como era de esperarse, el coeficiente de ajuste de la tasa de interés externa es no significativo, dado que al tratarse de un país pequeño los factores domésticos no influyen en su determinación. Por último, el tipo de cambio real cae, lo cual puede deberse al ajuste positivo del nivel de precios.

Tabla 10. Coeficientes de ajuste (Vector α)

Variable	Coeficiente	Estadístico t
<i>m1-p</i>	-0,1758	-7,6629**
<i>y</i>	0,0449	2,9317*
<i>Rd</i>	-11,8176	-3,8174**
<i>Rf</i>	0,0451	0,3111
<i>er</i>	-0,2586	-12,0025**

**(*) Significativo al 1% (5%)

Por último, el modelo es estable, como muestra el gráfico 2 (Anexo Estadístico), puesto que todas las raíces se encuentran dentro del círculo unitario. A su vez, posee una raíz cercana a 1, lo cual es indicativo de la presencia de un único vector de cointegración. Además, al realizarse el test de Dickey Fuller Ampliado a los residuos del modelo, se encontró que estos son estacionarios (ver tabla 11, Anexo Estadístico).

4. CONCLUSIONES

Este trabajo estudia la demanda de dinero en Argentina en un contexto caracterizado por la sucesión de dos regímenes monetarios y cambiarios distintos. El marco teórico en el que se desarrolla la investigación es el de una economía abierta. Por lo tanto, se incluyeron en la función de demanda de dinero, además de los determinantes tradicionales, la tasa de interés de las Letras del Tesoro Estadounidense y el tipo de cambio real multilateral.

El análisis de cointegración se realizó utilizando la metodología de Johansen. Los sucesivos test mostraron una relación de cointegración significativa entre la demanda de dinero, el producto, la tasa de interés local, la tasa de interés internacional y el tipo de cambio real multilateral. A pesar de ello, el coeficiente asociado a la tasa de interés internacional resultó no tener el signo previsto por la teoría. Por lo tanto, se lo restringió a tomar el valor cero, para poder determinar si correspondía su inclusión la relación de cointegración, pero dicha restricción no resultó significativa. Si bien se planteó una hipótesis tentativa para explicar este fenómeno, este es un asunto que la longitud de este trabajo no permite abordar en profundidad y que deberá, por lo tanto, ser estudiado en investigaciones futuras. Como paso final, se estimó un modelo de corrección de error (VEC) que resultó estable.

Quedó pendiente el análisis de la capacidad predictiva del modelo, para ello será necesario esperar a que el número de observaciones del periodo post-Convertibilidad se incremente. Además, esto permitirá captar mejor, desde el punto de vista econométrico, dicho periodo, pudiendo ensayarse la construcción de una función que comience en 2002.

Por último, es necesario mencionar que la variable tipo de cambio real multilateral resultó tener una influencia muy importante en el largo plazo. Los resultados obtenidos permiten concluir que una depreciación real del tipo de cambio, reduce la confianza en la moneda doméstica, disminuyendo la demanda de saldos reales vía un efecto sustitución con la moneda extranjera. Esta influencia del tipo de cambio real en la demanda de dinero está en línea con otros trabajos, como el de Gay (2004). Es por tanto importante que, en el futuro, se incluyan variables que den cuenta de las características de Argentina como economía abierta y emergente a la hora de intentar describir el comportamiento de la demanda de dinero.

APÉNDICE METODOLÓGICO

En primer lugar, todas las series utilizadas en el trabajo abarcan el periodo enero de 1993-marzo de 2006 y son de frecuencia mensual.

- Agregados Monetarios: Se trabajó con agregados monetarios expresados como saldos a fin de mes (fuente: DATAFIEL, www.fiel.org). Estos fueron llevados a valores reales deflactando por el nivel de precios. La serie que se utilizó como *proxy* del nivel de precios fue el IPC nivel general base 1999=100 (fuente: INDEC, www.indec.gov.ar).
- Variable de Escala: La variable de escala elegida fue el PIB trimestral a precios constantes de mercado de 1993; para la obtención de datos mensuales del PIB, se utilizó el indicador mensual de la actividad económica (fuente: INDEC, Dirección Nacional de Cuentas Nacionales).
- Costos de Oportunidad: Como costos de oportunidad se utilizaron la tasa de inflación, la tasa de interés local, la tasa de interés internacional y el tipo de cambio real multilateral. La tasa de interés local elegida fue la tasa de interés por depósitos a plazo fijo en moneda nacional de 30 a 59 días de plazo, la cual es construida como promedio mensual en porcentaje nominal anual (fuente: BCRA Panorama Monetario y Financiero, www.bcra.gov.ar). La tasa internacional elegida fue la tasa de las Letras del Tesoro de EEUU a 3 meses (fuente: Federal Reserve Board, www.federalreserve.gov). La serie de tipo de cambio real multilateral es construida por el BCRA y tiene frecuencia mensual (www.bcra.gov.ar).

Todas las estimaciones econométricas fueron realizadas con el software EViews 5.0.

ANEXO ESTADÍSTICO

Gráfico 2. Raíces del modelo

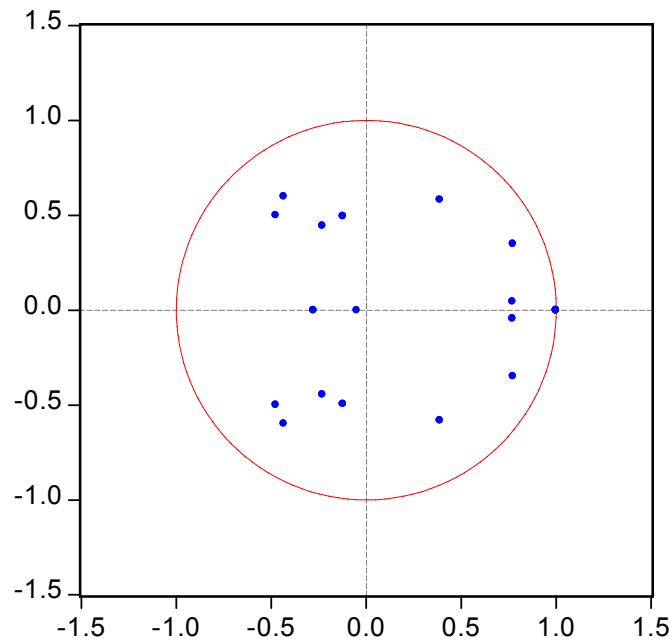


Tabla 11. Resultados del Test de DF Ampliado³²
H₀: la serie tiene raíz unitaria

Variable en nivel	Lags	Intercepto y tendencia	
		t_{ADF}	p value
Residuos del modelo	3	-5,5665	0,0002

³² El test fue realizado utilizando el criterio de Akaike para el número de rezagos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIRRE, H., T. BURDISSO y F. GRILLO (2006) Hacia una Estimación de la Demanda de Dinero con Fines de Pronóstico, Documento de Trabajo 2006/10, Investigaciones Económicas, Banco Central de la República Argentina.

AHUMADA, H. (1992). A Dynamic Model of the Demand for Currency: Argentina 1977-1988. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 14, No 3, pp. 335-361.

AHUMADA, H. y M. L. GAREGNANI (2002) Understanding Money Demand of Argentina: 1935-2000, Séptimas Jornadas de Economía Monetaria e Internacional, Universidad de La Plata, La Plata.

ARANGO, S. y M. I. NADIRI (1979) Price Expectations, Foreign Exchange and Interest Rates, and Demand for Money in an Open Economy, NBER, Working Paper No. 359.

ARIZE, A. C. (1994), A Re-Examination of the Demand for Money in Small Developing Economies, *Applied Economics*, Vol. 26 (Marzo), pp. 217-28.

BAHMANI-OSKOOEE, M. y M. MALIXI (1991) Exchange rate sensitivity of the demand for Money in developing countries, *Applied Economics*, Vol. 23, pp. 1377-1384.

BJØRNLAND, C. H. (2004) A stable demand for money despite financial crisis: The case of Venezuela, *Applied Economics*, vol. 37, No 4, pp. 375-385, Marzo.

CHOUDHRY, T. (1995) High Inflation rates and the Long-run Money Demand Function: Evidence from Cointegration Tests; *Journal of Macroeconomics*, vol. 17, nro. 1.

CHOWDHURY, A. R. (1995) The Demand for Money in a Small Open Economy: The Case of Switzerland, *Open Economies Review*, Vol. 6 (Abril), pp. 131-44.

CUDDINGTON, J. (1983) Currency substitution, capital mobility and money demand, *Journal of international money and finance*, Vol. 2, pp. 111-133.

DREGER, C., H. REIMERS y B. ROFFIA (2006) Long-Run Money Demand In The New EU

Member States With Exchange Rate Effects, European Central Bank Working Paper Series 628, mayo.

ENDERS, W. (1995) *Applied Econometric Time Series*, J. Wiley Sons, New York.

ERICSSON, N. R. (1998) Empirical modelling of money demand, *Empirical Economics*, No. 23, pp. 295-315.

ERICSSON, N. R. Y S. KAMIN (2003) Dollarization in post-hyperinflationary Argentina, *Journal of International Money and Finance*, vol. 22.

ERICSSON, N. R. y S. SHARMA (1998) Broad Money Demand and Financial Liberalization in Greece, *Empirical Economics*, Vol. 23, No. 3, pp. 417–36.

FISCHER, B., P. KÖHLER y F. SEITZ (2004) The demand for Euro Area currencies: Past, present and future, European Central Bank Working Paper Series N° 330, Abril.

FRENKEL, R. y M. RAPETTI (2006) Monetary and Exchange Rate Policies in Argentina after the Convertibility Regime Collapse, Nuevos Documentos Cedes 2006/20, CEDES, Buenos Aires.

FRIEDMAN, M. (1956) Nueva formulación de la teoría cuantitativa del dinero, en Mueller M. (comp.), *Lecturas de Macroeconomía*, CECSA, Méjico, 1979.

GABA, E. y G. SORENSEN (2003) Demanda de dinero y política monetaria, Serie de Estudios Económicos, Departamento de Research, BBVA Banco Francés, Argentina.

GAY, A. (2004) Money Demand and Monetary Disequilibrium in Argentina (1963-2003), XXXIX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Buenos Aires.

GIRTON, L. y D. ROPER (1981) Theory and implications of currency substitution, *Journal of Money, Credit, and Banking*, No XIII (1), pp. 12-30.

GOLDFELD, S.M y D.E. SICHEL (1990) The Demand for Money, Cap. 8, en Friedman B. M. y F. H. Hahn (eds.) *Handbook of monetary economics*, Vol. 1, North Holland, Amsterdam, pp. 299-356.

GRUBISIC, M. E. y M. MANTEIGA (2000) Modelos de predicción de Agregados Monetarios (1993-199), en *Nota Técnica - Banco Central de la República Argentina*, No. 9, agosto.

JOHANSEN, S (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No 2, pp. 231-254.

JOHANSEN, S (1991) Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, Vol. 59, No. 6 (Nov), pp. 1551-1580.

JOHANSEN, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.

JOHANSEN, S. Y K. JUSELIUS (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration. With Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, May, Vol. 52, No 2, pp. 169-210.

KNELL, M. Y H. STIX (2004) Three Decades of Money Demand Studies: Some Differences and Remarkable Similarities, Working Paper 88, Oesterreichische Nationalbank.

LAIDLER, D. (1999) The Quantity of Money and Monetary Policy, *Bank of Canada Working Paper Series*, No. 99-5, Bank of Canada.

MCKINNON, R. (1982) Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard, *American Economic Review*, Vol. 72, pp. 320-33.

MCNOWN, R. y M. S. WALLACE (1992) Cointegration Tests of a Long-Run Relation Between Money Demand and the Effective Exchange Rate, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 11 (Febrero), pp. 107-14.

MELNICK, R. (1990) The Demand for Money in Argentina 1978-1987: Before and After the Austral Program, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.8, No 4, pp. 427-434.

MILES, M. A. (1981) Currency substitution: Some further results and conclusions, *Southern Economic Journal*, Vol. 48, pp. 78-86.

OBSTFELD, M. y K. ROGOFF (1995) Exchange Rate Dynamics Redux, *Journal of Political Economy*, No. 103.

ORTIZ, G. (1983) Currency Substitution in Mexico: The Dollarization Problem, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.15, pp. 174-185.

RAPETTI, M. (2005) La Economía Argentina durante la Post-Convertibilidad: Evolución, Debates y Perspectivas, *Economics Working Group*, Documento de Políticas Económicas # 5.

ROZENWURCEL, G. (2003) The Collapse of the Currency Board and the Hard Way Back to Normality in Argentina,

http://www.networkideas.org/featart/aug2003/Guillermo_Rozenwurcel.pdf.

THOMAS, R.L (1993) *Introductory Econometrics*, Cap. 12, Longman.

URBISAIA, H. y J. Z. BRUFMAN (2000) *Análisis de Series de Tiempo: Univariadas y Multivariadas*, Segunda edición, Ediciones Cooperativas, Buenos Aires.