



NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objetivo divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, de manera frecuente, aunque no exclusiva, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

ESTIMACIÓN RECIENTE DE LA DEMANDA DE DINERO EN CHILE*

Christian Ferrada K.**
Mario Tagle E.**

I. INTRODUCCIÓN

La determinación apropiada de los parámetros que gobiernan la demanda de dinero es relevante en la conducción de la política monetaria puesto que su conocimiento podría tener implicancias sobre presiones inflacionarias en la economía. Aun cuando el entendimiento de los coeficientes de la ecuación de demanda de dinero es importante, estos se han caracterizado por ser poco estables debido a la naturaleza no estacionaria de las variables involucradas en su estimación. El objetivo de este trabajo es estimar la demanda de dinero en Chile con datos más recientes, ya que de acuerdo con nuestra revisión bibliográfica, este tema no ha sido analizado en profundidad con posterioridad al año 2002.

Estudios de demanda de dinero en Chile anteriores al 2002 y con datos desde 1978 muestran que la elasticidad de largo plazo entre dinero $M1^1$ e ingreso varía desde 0,97 hasta 1,15.

* Se agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de Milcíades Contreras, Joaquín Vial y asistentes al Seminario Interno de Investigación y Política del Banco Central de Chile. También agradecemos los muy constructivos comentarios de los editores de las Notas de Investigación de Economía Chilena.

** Gerencia de Gestión y Evaluación de Riesgo Financiero, Banco Central de Chile: E-mails: cferrada@bcentral.cl; mtagle@bcentral.cl

1 En los estudios revisados y en particular en este documento, se usa una definición común de dinero $M1$, que corresponde a la suma de circulante (billetes, monedas y cheques emitidos por el Banco Central en libre circulación, menos los saldos en caja del sistema financiero), depósitos en cuenta corriente del sector privado no financiero netos de canje y depósitos y ahorros a la vista del sector privado no financiero, distintos de cuentas corrientes, netos de canje. En la revisión literaria internacional, además de $M1$, algunos trabajos consideran las definiciones más amplias de dinero $M2$ y $M3$. Estas definiciones siguen los delineamientos establecidos por el FMI y que detalla Arraño (2006). En el caso chileno, $M2$ considera el $M1$ más depósitos a plazo, depósitos de ahorro a plazo, cuotas de fondos mutuos con inversiones en instrumentos de deuda con duración de hasta un año y captaciones de cooperativas de ahorro y crédito, menos depósitos a plazo de los fondos mutuos mencionados y de las cooperativas de ahorro y crédito. El $M3$ equivale a $M2$ más depósitos en moneda extranjera, documentos del BCCh, bonos de Tesorería, letras de crédito hipotecario, cuotas del resto de los fondos mutuos y cuotas de las AFP en ahorro voluntario, menos lo que los fondos mutuos y AFP tienen invertido en los activos que componen este agregado.

En este trabajo confirmamos estos números y encontramos para el período más reciente de datos una elasticidad cercana a 2. Este resultado es mayor en comparación con las elasticidades reportadas previamente en la literatura chilena y se encuentra entre las más altas a nivel internacional, lo que se reporta en la próxima sección. En cuanto a los resultados más recientes, al considerar datos entre los trimestres 2000.I y 2014.II, un quiebre estructural el cuarto trimestre del 2009 y una estimación mediante un modelo de corrección de errores, se obtienen elasticidades respecto del Producto Interno Bruto (PIB) y la tasa de interés iguales a $2,34 \pm 0,07$ y $-0,12 \pm 0,02$, respectivamente. Al restringir los datos a partir del trimestre 2010.I, es decir, con posterioridad al quiebre estructural del 2009, se obtienen elasticidades menores, iguales a $1,89 \pm 0,23$ y $-0,09 \pm 0,03$, respectivamente.

Obtener una elasticidad entre dinero e ingreso por sobre 2 en el período después del año 2000, no deja de sorprender dada la evidencia empírica en Chile anterior a tal fecha y en otros países. Para dilucidar el crecimiento en la elasticidad entre dinero e ingreso se contempla como próxima agenda de investigación la determinación de los posibles factores que afectan dicho fenómeno, incluyendo, entre otros, el estímulo fiscal, las inyecciones de liquidez del Banco Central, las innovaciones financieras y la estabilidad del régimen macroeconómico.

La organización del documento es la siguiente: la sección II presenta una revisión bibliográfica de demanda de dinero en Chile e internacional; la sección III considera una modelación de la demanda de dinero que sirve de justificación para la especificación considerada en las estimaciones; la sección IV muestra los datos, evalúa la presencia de quiebres estructurales y contiene los resultados que incluyen dichos quiebres; finalmente, la sección V concluye.

II. REVISIÓN DE ESTUDIOS PREVIOS SOBRE DEMANDA DE DINERO EN CHILE E INTERNACIONAL

Partimos la revisión de demanda de dinero con cinco estudios aplicados a la economía chilena, los que comprenden datos desde 1978 hasta el 2002. Con posterioridad a esta fecha, y hasta donde sabemos, no existen estudios enfocados en la estimación de la demanda de dinero en Chile.

Matte y Rojas (1987), usando datos trimestrales y desestacionalizados para Chile entre 1978.I y 1986.II y un modelo con variable dependiente rezagada muestran que la elasticidad entre dinero y PIB es 0,43 en el corto plazo y 1,06 en el largo plazo, y que la semielasticidad entre dinero y tasa de interés es -0,06 en el corto plazo y -0,14 en el largo plazo. En las estimaciones, los autores consideran una variable *dummy* que es igual a 1 a partir del segundo trimestre de 1983 y que se encuentra interactuada con la tasa de interés.

Por otro lado, Herrera y Vergara (1992) extienden la muestra de datos chilenos (que también consideran con frecuencia trimestral y desestacionalizados) hasta 1991.I y estiman un modelo con corrección de errores dada la naturaleza no estacionaria de las series individuales, encontrando que la elasticidad entre dinero y PIB es 0,38 en el corto plazo y 1,13 en el largo plazo, y que la semielasticidad entre dinero y tasa de interés es -0,03 en el corto plazo y -0,05 en el largo plazo. En un ejercicio de proyección fuera de muestra comparan el modelo de corrección de errores con el de Matte y Rojas (1987), obteniendo menores errores cuadráticos medios (ECM) con el modelo de Herrera y Vergara (1992) en horizontes de proyección desde ocho a 17 trimestres hacia adelante y menores ECM en el modelo de Matte y Rojas (1987) al proyectar desde uno hasta siete trimestres hacia adelante.



En un estudio similar, Arrau y De Gregorio (1993) usan datos trimestrales y no desestacionalizados para Chile entre 1975.I y 1989.IV, variables *dummy* estacionales y una *dummy* que es igual a 1 desde el tercer trimestre de 1984, y encuentran que la elasticidad de largo plazo entre dinero y consumo es 1,15, y entre dinero y tasa de interés es -1,32 (considerando en las estimaciones la tasa de interés i transformada como $i/(1+i)$). A pesar de incluir un quiebre estructural, muestran que el modelo de demanda de dinero no cointegra, lo que remedian considerando un intercepto variable que estiman usando el filtro de Kalman y que asocian a innovaciones tecnológicas. Bajo este nuevo modelo, la elasticidad de largo plazo entre dinero y consumo es 1,05 y entre dinero y tasa de interés es -0,50.

Johnson y Morandé (2002) consideran *dummies* estacionales y datos trimestrales no desestacionalizados para Chile entre 1986.I y 2002.II, y obtienen una elasticidad entre dinero y PIB igual a 0,23 en el corto plazo y a 0,93 en el largo plazo; y una semielasticidad entre dinero y tasa de interés igual a -0,04 en el corto plazo y a -0,15 en el largo plazo. Haciendo uso de estimaciones recursivas que eliminan datos antiguos, muestran que estos coeficientes caen en el tiempo (la elasticidad ingreso cae hasta 0,2 y hasta 0,7 en el corto y el largo plazo, respectivamente, y la semielasticidad interés cae hasta -0,068 en el corto plazo y hasta -0,24 en el largo plazo).

Un estudio más reciente para Chile es el de Restrepo (2002), quien utiliza datos trimestrales y desestacionalizados para el período 1986.IV-2001.III, encontrando que la elasticidad entre dinero y PIB es 1,02, y entre dinero y tasa de interés (medida como el logaritmo de $i/(1+i)$) es -0,19 en el largo plazo. Al separar la demanda de dinero entre empresas y personas, encuentra que las elasticidades para las empresas son levemente mayores.

Respecto a la evidencia internacional, Mankiw y Summers (1986) estiman para Estados Unidos, entre 1960 y 1984, una elasticidad entre dinero M2 y PIB igual a 0,64. Un resultado similar encuentran Goldfeld y Sichel (1990) para la elasticidad entre dinero M1 y PIB entre 1952 y 1979, con un valor igual a 0,68. Para Europa, Fair (1987) considera datos entre 1958 y 1986 y documenta elasticidades ingreso bajas para Francia (0,13), Reino Unido (0,21), Japón (0,84) e Italia (0,93), e intermedias para Alemania y Canadá (1,18 en ambos casos). Lütkepohl et al. (1999) obtienen una elasticidad ingreso de largo plazo para Alemania igual a 1,12. Coenen y Vega (2001) utilizan datos agregados de la Eurozona, evidenciando una elasticidad ingreso de 1,13. Bahmani y Kutan (2010) estiman la demanda de dinero en países europeos en desarrollo con datos desde 1995 hasta el 2006 y un modelo de corrección de errores, encontrando una elasticidad dinero M2 a PIB de largo plazo baja para Polonia (igual a 0,35), Hungría (0,78) y República Checa (0,90); intermedia para Armenia (1,11), y elevada para Rusia (1,82) y Bulgaria (3,98). Otro estudio que documenta una elasticidad ingreso alta es Carrera (2012), quien encuentra una elasticidad igual a 3,27 en Brasil utilizando datos entre 1948 y 2003 y considerando un panel de 15 países de América Latina. La elasticidad ingreso reportada para Chile por dicho autor es de 1,07. Cabe destacar que en países donde se encuentra una elasticidad superior a 2 no se elabora una explicación para dicho resultado.

III. ELECCIÓN DE UNA ESPECIFICACIÓN PARA LA DEMANDA DE DINERO

La especificación de la demanda de dinero se justifica en la optimización de un agente representativo que maximiza su consumo y que demanda dinero por motivos transaccionales. En general, distintos modelos implican que el logaritmo del dinero depende positivamente del

logaritmo del consumo (o del ingreso) y negativamente de la tasa de interés. Dependiendo de los supuestos utilizados, se derivan tres posibles especificaciones. En la primera, la tasa de interés se mide como el logaritmo de $i/(1+i)$; en la segunda, como $i/(1+i)$ de forma lineal, y en la tercera, se considera además, como variable explicativa el logaritmo del dinero rezagado en un período.

Definiendo el dinero real como m , el consumo como c y la tasa de interés como i , la primera especificación satisface la siguiente relación:

$$\log m_t = \alpha + \beta \log c_t + \gamma \log \left(\frac{i_t}{1+i_t} \right) \quad (1)$$

En la segunda especificación, la tasa de interés se considera de forma lineal:

$$\log m_t = \alpha + \beta \log c_t + \gamma \left(\frac{i_t}{1+i_t} \right) \quad (2)$$

Por último, suponiendo costos de ajuste se desprende una tercera especificación que satisface la condición:

$$\log m_t = \alpha' + \varphi \log m_{t-1} + \beta' \log c_t + \gamma' \log \left(\frac{i_t}{1+i_t} \right) \quad (3)$$

La derivación de estas tres especificaciones se detalla en el apéndice A y se basa en los análisis y aplicaciones empíricas de Tobin (1956), Corbo (1980), Feenstra (1986), Matte y Rojas (1987), y Arrau y De Gregorio (1993).

Es posible transformar las elasticidades de largo plazo entre dinero y consumo (o ingreso) y entre dinero y tasa de interés de la ecuación (3) para que sean análogas a las de las ecuaciones (1) y (2) mediante las siguientes condiciones:

$$\alpha = \frac{\alpha'}{1-\varphi}$$

$$\beta = \frac{\beta'}{1-\varphi}$$

$$\gamma = \frac{\gamma'}{1-\varphi}$$

IV. ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA DE DINERO

Las estimaciones se realizan con datos trimestrales y mensuales considerando las siguientes variables: dinero M1 real², deflactado a pesos del 2008 usando el IPC promedio de cada trimestre, PIB real, consumo real y tasa de interés de captación entre 30 y 89 días. El dinero trimestral se calcula como el promedio entre los valores correspondientes a los tres meses

2 Ver definiciones en nota 1.



que componen cada trimestre. La fuente de datos es la base SIE7E del Banco Central de Chile, de donde también se obtienen los datos de dinero, PIB y consumo desestacionalizados que se utilizan en ejercicios de robustez de las estimaciones. El apéndice C muestra que las estimaciones con datos desestacionalizados o no desestacionalizados arrojan resultados muy similares. En este trabajo se reportan estimaciones basadas principalmente en datos sin desestacionalizar, por simplicidad y porque al realizar proyecciones hacia adelante, es más directo utilizar datos sin desestacionalizar.

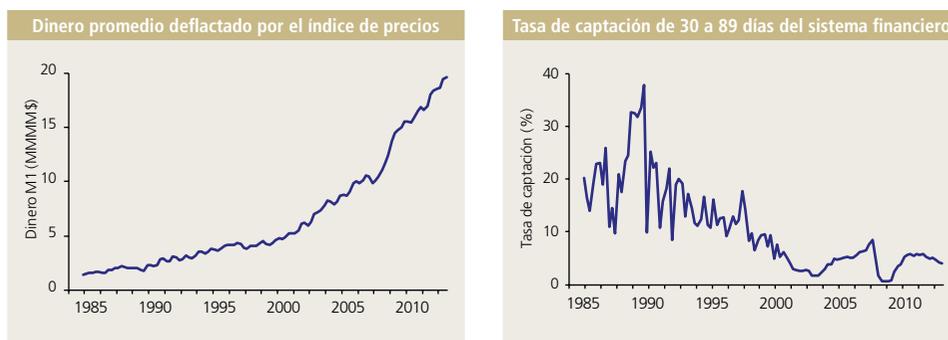
La evolución de las series trimestrales del dinero real y de la tasa de interés de captación, desde principios de 1986, se presenta en el gráfico 1, mientras el gráfico 2 muestra el PIB real y el consumo real. Las series de dinero, producto y consumo muestran un marcado crecimiento, mientras la tasa de interés fue alta y variable en las décadas de los ochenta y noventa, alcanzando valores menores y más estables a partir del año 2000. En ejercicios de robustez reportados en el apéndice C se utilizan series mensuales, las que presentan un patrón similar al que muestran los gráficos 1 y 2.

Las estimaciones de demanda de dinero se calculan con datos, a contar de 1986, distinguiendo estimaciones adicionales que comienzan en el 2000, esto último para documentar un período donde —según nuestro conocimiento— no existe evidencia empírica en Chile de estimaciones enfocadas en la demanda de dinero, y porque en años recientes la economía chilena se ha destacado por mostrar estabilidad en sus agregados macroeconómicos, entre los cuales están una tasa de interés y tasa de inflación menos volátiles y un crecimiento económico sostenido (con la sola excepción de la crisis financiera del 2009). En esta línea, cabe notar, que la tasa de interés se nominalizó en agosto del 2001, lo que ayudó a que esta fuera menos volátil en comparación con una tasa indexada a la inflación. Esta idea la refuerzan Fuentes et al. (2003) quienes mencionan que “la tasa de política no responde uno a uno a la variación rezagada del IPC mensual (la variación contemporánea de la UF) sino que, actúa de acuerdo con la proyección de inflación a un horizonte de 12 a 24 meses”.

Gráfico 1

Dinero promedio deflactado por el índice de precios y tasa de captación de 30 a 89 días del sistema financiero

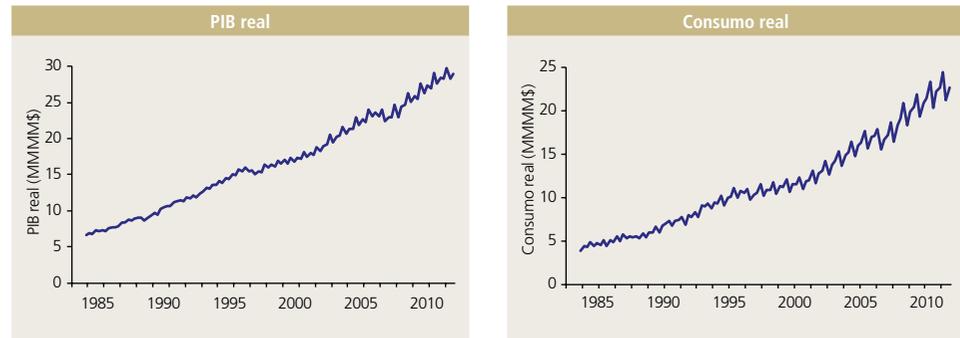
(datos trimestrales)



Fuente: Banco Central de Chile.

Gráfico 2**PIB real y consumo real**

(datos trimestrales)



Fuente: Banco Central de Chile.

Antes de presentar las estimaciones de la ecuación de demanda de dinero, se muestra la naturaleza estacionaria de las series individuales sin desestacionalizar, mediante tests de raíz unitaria a base de datos trimestrales a partir del año 2000 (cuadro 1). Se reportan los estadísticos de Dickey y Fuller (1981) con un rezago (DF) y con más rezagos (ADF). Los ADF consideran cuatro rezagos para las series originales en el caso de las variables de dinero y PIB y tres rezagos para las variables de tasa de interés. Lo anterior se justifica en que los criterios de información de Akaike, de Schwartz y de Hannan-Quinn tienen menores valores al considerar este número de rezagos. De la misma forma, se calcula el estadístico ADF considerando cuatro rezagos para el error de la especificación dada por la ecuación (1) y tres rezagos para la especificación dada por la ecuación (2). Cabe señalar que los valores críticos del test de raíz unitaria de los errores estimados de los modelos son distintos a los reportados por Dickey y Fuller (1981). Según MacKinnon (1990), los valores críticos apropiados son mayores. Los valores críticos para los tests de raíz unitaria de Dickey-Fuller para series individuales y de MacKinnon para errores estimados se presentan en el cuadro 1 en filas distintas. Como ejercicio de robustez, se utiliza el test KPSS de Kwiatkowski et al. (1992), el cual posee mayor poder que el test de Dickey y Fuller (1981). Los resultados del test KPSS con un rezago y AKPSS aumentado con 4 rezagos se reportan en el cuadro 2.

Se comprueba que, en general, las series son integradas de orden 1, y que además el modelo que combina las series mediante las especificaciones de las ecuaciones (1) y (2) sí cointegra. Por lo tanto, se cumplen las condiciones necesarias para la representación de corrección de errores de Granger (Engle y Granger, 1987). Estos resultados son muy similares al considerar datos mensuales.

Respecto de la estabilidad del modelo de demanda de dinero, este presenta un quiebre estructural el cuarto trimestre del 2009, el cual se observa en el gráfico 3 a través de los tests de suma de errores acumulados CUSUM recursivo y maxF. Estos dos tests se aplican al modelo representado por la ecuación (1), notando que los resultados también se recuperan para especificaciones alternativas, como por ejemplo, las que resume la ecuación (2) y por el modelo de corrección de errores presentado más adelante en la ecuación (6).

**Cuadro 1****Tests de raíz unitaria sobre las series individuales y sobre el error del modelo de regresión lineal dado por las ecuaciones (1) y (2)**

Variables	Sin tendencia		Con tendencia	
	DF	ADF	DF	ADF
log(m)	-0,31	-0,35	-2,70	-4,14
log(PIB)	-0,79	-0,62	-6,92	-3,33
log(i/(1+i))	-2,05	-3,24	-1,97	-3,19
i/(1+i)	-2,44	-2,71	-2,35	-2,65
Δ log(m)	-6,26	-2,91	-6,20	-2,88
Δ log(PIB)	-20,00	-2,46	-19,82	-2,44
Δ log(i/(1+i))	-5,15	-4,13	-5,13	-4,12
Δ i/(1+i)	-8,36	-4,10	-8,33	-4,10
Error modelo especificación (1)	-8,54	-2,57	-8,70	-2,50
Error modelo especificación (2)	-8,91	-1,58	-9,14	-2,04
Valores críticos al 5% series	-2,92	-2,92	-3,49	-3,49
Valores críticos al 5% errores	-3,34	-4,71	-3,78	-4,98

Fuente: Elaboración propia.

Nota: DF: Estadístico del test de Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos a base de menores criterios de información) para las variables de dinero y PIB y para el error de los modelos dados por las especificaciones (1) y (2) y con tres rezagos para la tasa de interés. Los valores críticos para los tests de raíz unitaria de Dickey y Fuller (1981) para series individuales y de MacKinnon (1990) para errores estimados se presentan en filas distintas.

Cuadro 2**Tests de KPSS sobre las series individuales y sobre el error del modelo de regresión lineal dado por las ecuaciones (1) y (2)**

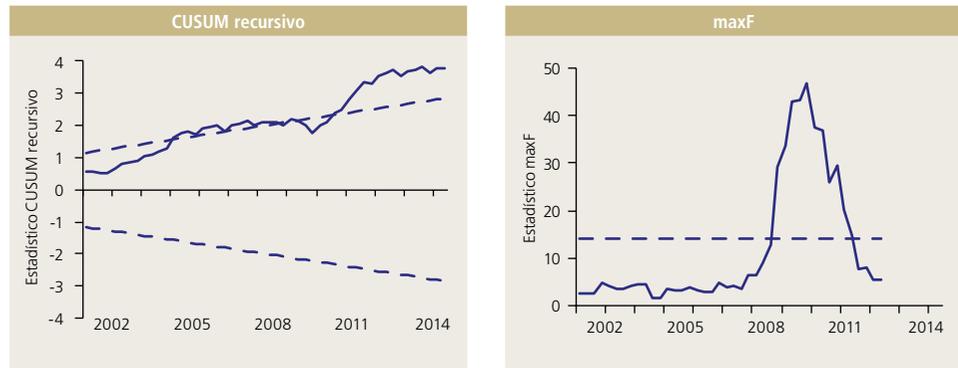
Variables	Sin tendencia		Con tendencia	
	KPSS	AKPSS	KPSS	AKPSS
log(m)	2,93	1,25	0,17	0,10
log(PIB)	2,93	1,25	0,19	0,10
log(i/(1+i))	0,18	0,09	0,15	0,08
i/(1+i)	0,22	0,11	0,19	0,10
Δ log(m)	0,04	0,06	0,04	0,06
Δ log(PIB)	0,05	0,05	0,05	0,05
Δ log(i/(1+i))	0,07	0,06	0,05	0,04
Δ i/(1+i)	0,11	0,09	0,07	0,06
Error modelo especificación (1)	0,22	0,17	0,14	0,11
Error modelo especificación (2)	0,28	0,22	0,16	0,14
Valores críticos al 5%	0,46	0,46	0,15	0,15

Fuente: Elaboración propia.

Nota: KPSS: Estadístico del test de Kwiatkowski et al. (1992), AKPSS: KPSS aumentado con cuatro rezagos (elegidos a base de menores criterios de información) para las variables de dinero y PIB y para el error de los modelos dados por las especificaciones (1) y (2) y con tres rezagos para la tasa de interés. En el test de Kwiatkowski et al. (1992) la hipótesis nula corresponde a una serie estacionaria.

Gráfico 3

Estadísticos CUSUM recursivo y maxF para el logaritmo de la demanda de dinero como función de los logaritmos del PIB y de $i/(1+i)$



Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las estimaciones empíricas de la demanda de dinero, y dado que las series individuales no son estacionarias pero el modelo dado por la ecuación (1) sí cointegra, se estima un modelo con corrección de errores. Esta metodología se puede estimar alternativamente a través de dos formas que son equivalentes. En una primera, se considera una ecuación de corto plazo y otra de largo plazo, asociada a las ecuaciones (4) y (5), respectivamente, y en una segunda, se estima una ecuación única dada por la ecuación (6).

$$\log(m_t) = \alpha + \beta \log(PIB_t) + \gamma \log(i_t / (1+i_t)) + u_t \tag{4}$$

$$\Delta \log(m_t) = \phi_{0,1} \Delta \log(PIB_t) + \phi_{0,2} \Delta \log(i_t / (1+i_t)) - \varphi \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

$$\log(m_t) = \delta + \theta \log(m_{t-1}) + \phi_{0,1} \log(PIB_t) + \phi_{0,2} \log(i_t / (1+i_t)) + \phi_{1,1} \log(PIB_{t-1}) + \phi_{1,2} \log(i_{t-1} / (1+i_{t-1})) + \varepsilon_t \tag{6}$$

Las siguientes restricciones sobre los parámetros hacen que ambas alternativas sean equivalentes entre sí y permiten obtener elasticidades análogas a las de la metodología de regresión lineal descrita en la ecuación (1):

$$\varphi = 1 - \theta$$

$$\alpha = \delta / (1 - \theta)$$

$$\beta = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1}) / (1 - \theta)$$

$$\gamma = (\phi_{0,2} + \phi_{1,2}) / (1 - \theta)$$



Considerando un VAR cointegrado para el dinero, el PIB y la tasa de interés, el test de traza de Johansen (1991) arroja la existencia de una relación de cointegración. Por tanto, nos enfocamos en un modelo de demanda de dinero con una sola ecuación, que supone que tanto el PIB como la tasa de interés son variables débilmente exógenas. Aplicaciones similares se encuentran en Lütkepohl et al. (1999) y en Coenen y Vega (2001), quienes documentan la exogeneidad débil del ingreso y de la tasa de interés respecto al dinero en Alemania y en la Eurozona, respectivamente.

Las elasticidades respecto del PIB y la tasa de interés del modelo de corrección de errores, y que han sido transformadas para ser análogas a la especificación dada por la ecuación (1) se muestran en el cuadro 3 (los coeficientes originales se presentan en el apéndice B). En el cuadro, cada período posee dos filas de datos, donde se presentan los coeficientes con su error estándar y una serie de tests estadísticos (por ejemplo, en la primera fila de la quinta columna se muestra el R^2 y en la segunda fila de la misma columna, el test h de Durbin (1970)). El universo de datos desde 2000.I hasta 2014.II considera un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009. Ejercicios donde este quiebre se interactúa con el PIB o con la tasa de interés arrojan coeficientes asociados a estas interacciones que no son significativos. Alternativamente, se estimó el modelo con las interacciones en vez de la variable *dummy* de quiebre, obteniéndose ajustes con menor ECM en comparación con el modelo base que posee el quiebre sin interacciones.

Cuadro 3

Demanda de dinero estimada mediante corrección de errores y explicada por los logaritmos del PIB y de $i/(1+i)$

Período	α	β	γ	R^2	DF	F RESET
				D	ADF	
1986.IV a 2001.III	-1,505	0,959	-0,249	0,987	-6,300	7,659
	(0,649)	(0,082)	(0,067)	5,164	-2,269	
2000.I a 2014.II	-14,612	2,342	-0,121	0,998	-6,858	2,260
	(0,659)	(0,066)	(0,016)	1,083	-2,803	
2000.I a 2009.IV	-14,647	2,343	-0,126	0,994	-5,975	3,033
	(0,633)	(0,065)	(0,018)	0,014	-2,132	
2010.I a 2014.II	-9,728	1,885	-0,085	0,989	-4,770	0,210
	(2,415)	(0,232)	(0,030)	0,822	-2,085	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: D: h de Durbin (1970) DF: Estadístico del test de Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos a base de menores criterios de información). F RESET: test RESET de variables omitidas. Los valores críticos al 5% de significancia de estos cuatro tests son 6,64, -4,51, -4,15 y 2,13, respectivamente. Error estándar entre paréntesis. La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009.

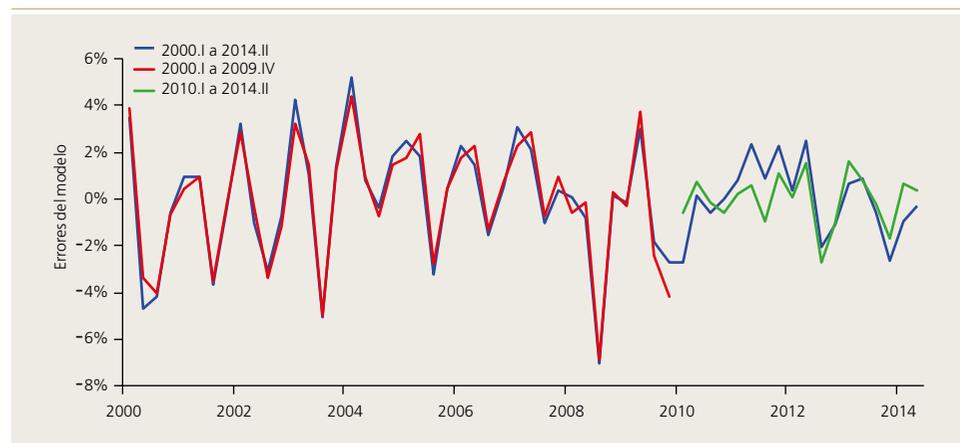
Las primeras estimaciones corresponden al período considerado por Restrepo (2002), quien documentó elasticidades ingreso y tasa de interés iguales a $1,02 \pm 0,04$ y $-0,19 \pm -0,03$, respectivamente. Al aplicar nuestra metodología, obtenemos elasticidades similares, iguales a $0,96 \pm 0,08$ y $-0,25 \pm 0,07$, respectivamente. En la ventana de datos entre 2000.I y 2014.II, las elasticidades respecto al PIB y a la tasa de interés son iguales a $2,34 \pm 0,07$ y $-0,12 \pm 0,02$, respectivamente. Estas elasticidades son parecidas a las obtenidas al considerar datos entre 2000.I y 2009.IV hasta el quiebre estructural del 2009, pero disminuyen al considerar la ventana de datos más reciente entre 2010.I y 2014.II. Como un ejercicio de robustez, utilizamos la metodología de Restrepo (2002) en los datos entre 2000.I y 2014.II, y obtenemos elasticidades respecto del PIB y la tasa de interés iguales a $2,39 \pm 0,06$ y $-0,10 \pm 0,02$, respectivamente, las cuales son muy similares a las reportadas en el cuadro 3 para la misma ventana de datos, pero bajo nuestra metodología de corrección de errores. Cabe destacar que Restrepo (2002) considera una metodología de corrección de errores igual a la nuestra, pero adicionalmente usa dos rezagos y dos adelantos de la primera diferencia de la variable de ingreso, la que en nuestras estimaciones no reporta mejores resultados. Se desprende que el aumento de la elasticidad entre dinero y PIB desde valores cercanos a 1 antes del 2000 a valores cercanos a 2 después de ese año, se explica principalmente por el cambio en la muestra estadística más que por cambios metodológicos en la estimación.

Los errores de estimación se exhiben en el gráfico 4 como porcentaje del error sobre la demanda de dinero observada a partir del 2000. Los errores del modelo con la ventana de datos desde el trimestre 2000.I poseen un ajuste muy similar al de las estimaciones antes y después del 2009. Sin embargo, a base de los resultados del cuadro 3, en el período desde 2000.I se rechaza con mayor probabilidad la presencia de autocorrelación serial, de no estacionariedad y de variables omitidas o no linealidades.

Gráfico 4

Errores del modelo con corrección de errores

(donde el logaritmo del dinero está explicado por los logaritmos del PIB y de $i/(1+i)$)



Fuente: Elaboración propia.



Adicionalmente, los errores de proyección se analizan a partir del ECM y de su descomposición en media, varianza y covarianza (Theil, 1971). Esta descomposición es la siguiente:

$$ECM = \sum_{t=1}^T \frac{1}{T} (m_t - \hat{m}_t)^2 = (\bar{m} - \bar{\hat{m}})^2 + (s_m - s_{\hat{m}})^2 + 2(1-r)s_m s_{\hat{m}} \quad (7)$$

donde \bar{m} y $\bar{\hat{m}}$ son las medias del dinero real observado y predicho, respectivamente; s_m y $s_{\hat{m}}$ son las desviaciones estándares del dinero real observado y predicho, respectivamente; r es la correlación entre el dinero observado y predicho, y T es el número de datos en la muestra. El primer término de la derecha mide la desviación entre las medias (que mide la presencia de un error sistemático positivo o negativo), el segundo, la desviación entre varianzas (si esta es alta, entonces la variabilidad de la serie observada es considerablemente mayor que la de la serie estimada) y el tercero, los errores no sistemáticos (idealmente, se espera que este último término sea lo mayor posible).

Los estadísticos de ajuste dentro de la muestra se exponen en el cuadro 4 usando los logaritmos del PIB y de $i/(1+i)$ como variables explicativas. Según estos resultados, la metodología con menor ECM corresponde a la ventana de datos restringida entre 2000.I y 2009.IV. Al descomponer el ECM, la mayor proporción de errores no sistemáticos se obtiene entre los trimestres 2010.I y 2014.IV. Que la raíz del ECM sea 204 significa que, en promedio, el ajuste se equivoca en esa magnitud (considerando que el promedio es cuadrático), lo que equivale aproximadamente a un error del 1,1% según la métrica dada por:

$$\sqrt{\sum_{t=1}^T \frac{1}{T} \left(\frac{m_t - \hat{m}_t}{m_t} \right)^2} \quad (8)$$

donde la notación considera que m_t es el dinero en términos reales observado en el trimestre t , y \hat{m}_t corresponde al dinero real estimado por el modelo.

Cuadro 4

Descomposición del error cuadrático medio, dentro de la muestra de estimación, donde la demanda de dinero se explica por los logaritmos del PIB y de $i/(1+i)$

Período	Raíz del ECM	Descomposición del ECM		
		Media	Varianza	Resto
2000.I a 2014.II	216 (2,4%)	0,0%	0,8%	99,1%
2000.I a 2009.IV	198 (2,6%)	0,0%	3,5%	96,4%
2010.I a 2014.II	204 (1,1%)	0,0%	0,2%	99,8%

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009. El número entre paréntesis corresponde a la raíz del ECM relativo calculado a partir de la ecuación (8).

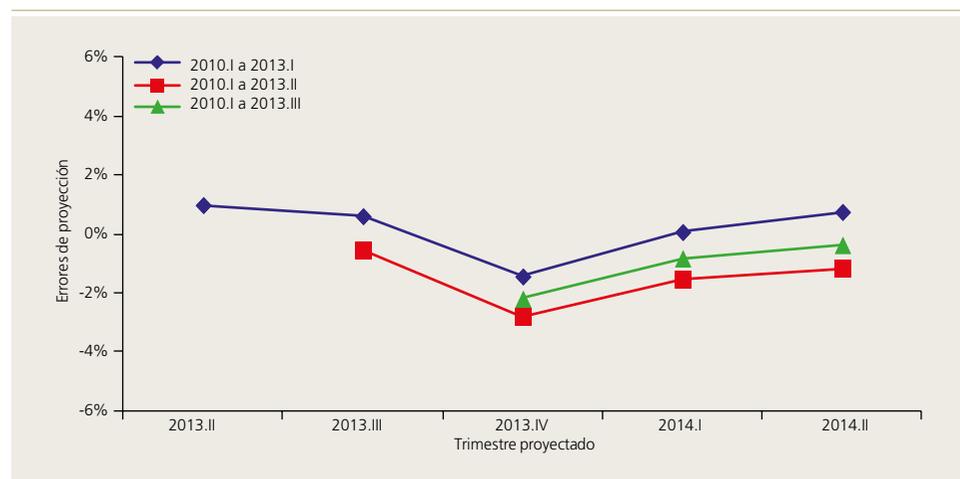
Con el objetivo de validar la especificación donde el dinero se relaciona con los logaritmos del PIB y de la tasa $i/(1+i)$ se analizan cuatro opciones. La primera, donde se considera la tasa de interés mediante la transformación $i/(1+i)$ pero sin logaritmo; la segunda, con el logaritmo del consumo en vez del PIB; la tercera, con datos mensuales, y la cuarta, con datos desestacionalizados. Estos resultados se muestran en el apéndice C.

Las estimaciones con la tasa de interés $i/(1+i)$ incorporada dentro del modelo de forma lineal son muy similares a las reportadas en el cuadro 3, aunque la existencia de variables omitidas o no linealidades es más difícil de rechazar, especialmente después del 2000. Utilizar consumo como variable de escala conlleva una menor elasticidad para el consumo y una mayor elasticidad para la tasa de interés, menores R^2 y una menor probabilidad de rechazo de variables omitidas o no linealidades. Considerar datos mensuales o trimestrales desestacionalizados resulta en coeficientes muy similares a los obtenidos mediante la estimación base.

Otro ejercicio para determinar la calidad del modelo consiste en analizar su ajuste proyectando el dinero hacia adelante (gráfico 5). Para ello, se realizan tres ejercicios que varían en cuanto a la ventana de datos considerados. El primero usa datos muestrales para el período 2010.I-2013.I y cada nuevo ejercicio utiliza un dato adicional. Las muestras consideradas en los tres ejercicios se especifican en la leyenda del gráfico 5. Cada proyección utiliza como insumos las variables exógenas observadas en el trimestre de proyección y en el trimestre anterior, y la variable endógena previamente proyectada en el trimestre anterior, salvo para la primera proyección, donde se utiliza el dinero observado en el trimestre anterior. Este procedimiento sigue muy de cerca lo realizado por Herrera y Vergara (1992). Como es de esperar, las estimaciones con un mayor número de datos tienen menores errores de proyección.

Gráfico 5

Ajuste fuera de muestra, medido como el error de proyección, en términos porcentuales



Fuente: Elaboración propia.

Nota: La leyenda corresponde a las distintas ventanas de datos considerados para la estimación de las elasticidades.



Notamos además, que estos errores están distribuidos en torno a cero, lo que implica que en estas proyecciones no se manifiestan presiones inflacionarias positivas o negativas sistemáticas.

V. CONCLUSIONES

Las estimaciones de demanda de dinero en Chile anteriores al año 2000, reportan una elasticidad entre dinero e ingreso en torno a 1. En este documento reafirmamos dichos resultados y extendemos el análisis con posterioridad al 2000, documentando una elasticidad ingreso en torno a 2. La calidad del ajuste mejora al considerar un quiebre estructural a fines del 2009, justificado por medio de los tests CUSUM recursivos y maxF. Además, la descomposición del ECM muestra que los errores se asocian principalmente a factores no sistemáticos y no a desviaciones entre datos observados y predichos en medias o varianzas. Las proyecciones fuera de muestra generan errores de proyección menores que 3% al proyectar hacia adelante, aunque cabe destacar, que la muestra de datos utilizada en estos ejercicios es pequeña.

Obtener una elasticidad entre dinero e ingreso por sobre 2, en el período posterior al año 2000, no deja de sorprender dada la evidencia empírica en Chile anterior a tal fecha y en otros países. Esto, sumado al hecho de que en la ecuación de demanda de dinero el PIB es exógeno, implica que el conocimiento de la demanda de dinero podría utilizarse para analizar la existencia de presiones inflacionarias. Próximos pasos de investigación incluyen profundizar en el por qué la elasticidad entre dinero y PIB se encuentra en torno a 2, en períodos más recientes. Para ello, se proponen como determinantes de dicho fenómeno el estímulo fiscal, las inyecciones de liquidez, las innovaciones financieras y la estabilidad del régimen macroeconómico.

REFERENCIAS

Arraño, E. (2006). "Agregados Monetarios: Nuevas Definiciones". Estudios Económicos Estadísticos N° 53, Banco Central de Chile.

Arrau, P. y J. De Gregorio (1993). "Financial Innovation and Money Demand: Application to Chile and Mexico". *Review of Economics and Statistics* 75(3): 524–30.

Bahmani, S. y A. Kutan (2010). "How Stable is the Demand for Money in Emerging Economies?" *Applied Economics* 42(26): 3307–18.

Carrera, C. (2012). "Long-run Money Demand in Latin American Countries: A Nonstationary Panel Data Approach". Documento de Trabajo N°2012-016, Banco Central de Reserva del Perú.

Coenen, G. y J. Vega (2001). "The Demand for M3 in the Euro Area". *Journal of Applied Econometrics* 16(6): 727–48.

Corbo, V. (1980). "Expectativas de Inflación y Demanda por Dinero en una Economía con una Tasa de Inflación Intermedia: Chile en los Sesenta". *Cuadernos de Economía* 17(50): 143–54.

Dickey, D. y W. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica* 49(4): 1057–72.

Durbin, J. (1970). "Testing for Serial Correlation in Least-squares Regressions when Some of the Regressors are Lagged Dependent Variables". *Econometrica* 38(3): 410–21.

Engle, R. y C. Granger (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica* 55(2): 251–76.

Fair, R. (1987). "International Evidence on the Demand for Money". *Review of Economics and Statistics* 69(3): 473–80.

Feenstra, R. (1986). "Functional Equivalence between Liquidity Costs and the Utility of Money". *Journal of Monetary Economics* 17(2): 271–91.

Fuentes, J.R., A. Jara, K. Schmidt-Hebbel y M. Tapia (2003). "La Nominalización de la Política Monetaria en Chile: Una Evaluación". *Cuadernos de Economía* 6(2): 5–27.

Goldfeld, S. y D. Sichel (1990). "The Demand for Money". *Handbook of Monetary Economics* 1(1): 299–356.

Herrera, L.O. y R. Vergara (1992). "Estabilidad de la Demanda de Dinero, Cointegración y Política Monetaria". *Cuadernos de Economía* 29(86): 1–34.



Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica* 59(6): 1551–80.

Johnson, C. y F. Morandé (2002). "Subestimación de la Demanda por Dinero: ¿Cambio Estructural? Un Ejercicio Exploratorio". *Economía Chilena* 5(2): 57–63.

Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992). "Testing the Null of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?". *Journal of Econometrics* 54(1-3): 159–78.

Lütkepohl, H., T. Teräsvirta y J. Wolters (1999). "Investigating Stability and Linearity of a German M1 Money Demand Function". *Journal of Applied Econometrics* 14(5): 511–25.

Mankiw, N. y L. Summers (1986). "Money Demand and the Effects of Fiscal Policies". *Journal of Money, Credit and Banking* 18(4): 415–29.

Matte, R. y P. Rojas (1987). "Evolución Reciente del Mercado Financiero y una Estimación de la Demanda por Dinero en Chile". Serie de Estudios Económicos N°33, Banco Central de Chile.

MacKinnon, J. (1990). "Critical Values for Cointegration Tests". Working Papers 1227, Queen's University, Department of Economics.

Restrepo, J.E. (2002). "Demanda de Dinero para Transacciones en Chile". *Economía Chilena* 5(3): 95–104.

Theil, H. (1971). *Applied Economic Forecasting*. Amsterdam, Países Bajos: North-Holland.

Tobin, J. (1956). "The Interest Elasticity of the Transactions Demand for Cash". *Review of Economics and Statistics* 38(3): 241–47.

APÉNDICE A

DERIVACIÓN DE LAS ESPECIFICACIONES DE DEMANDA DE DINERO

Primero se deriva la formulación donde tanto la demanda de dinero como la tasa de interés transformada como $i/(1+i)$ se expresan de forma logarítmica. Para ello, se considera un agente representativo que resuelve el siguiente problema:

$$\max_{c_t, m_t} E_s \sum_{t=s}^{\infty} \delta^{t-s} u(c_t, m_t)$$

sujeito a:

$$b_t + c_t = b_{t-1}(1+r_{t-1}) + y_t + \frac{M_{t-1} - M_t}{P_t} \quad (9)$$

donde δ es el factor de descuento, u es una función de utilidad creciente y cóncava, c es consumo, m son saldos reales de dinero, b es la posición real de bonos, r es la tasa de retorno real de los bonos, y es el ingreso real del trabajo, M son los saldos de dinero nominales y P es el nivel de precios. Definiendo la tasa de inflación como π , la ecuación (9) se reformula como:

$$b_t + c_t = b_{t-1}(1+r_{t-1}) + y_t + \frac{m_{t-1} - m_t}{1+\pi_t} \quad (10)$$

Las condiciones de primer orden respecto de c , m y b (siendo λ el multiplicador de Lagrange del problema) son:

$$\delta^t u_c(c_t, m_t) = \lambda_t \quad (11)$$

$$\delta^t u_m(c_t, m_t) = \lambda_t - \frac{\lambda_{t+1}}{1+\pi_{t+1}} \quad (12)$$

$$\lambda_t = \lambda_{t+1}(1+r_t) \quad (13)$$

Combinando estas tres expresiones y usando la ecuación de Fisher $i_t = (1+r_t)(1+E_t\pi_{t+1})$, donde π es la tasa de inflación y E_t corresponde a la esperanza condicional a la información que se tiene en la fecha t , se obtiene que:

$$\delta^t u_m(c_t, m_t) = \delta^t u_c(c_t, m_t) - \frac{\delta^t u_c(c_t, m_t)}{(1+\pi_{t+1})(1+r_t)}$$

$$u_m(c_t, m_t) = u_c(c_t, m_t) \left(1 - \frac{1}{1+i_t} \right)$$

$$u_m(c_t, m_t) = u_c(c_t, m_t) \frac{i_t}{1+i_t}$$

Suponiendo una función de utilidad con elasticidad de sustitución constante con parámetros asociados a la elasticidad de sustitución ρ_1 y ρ_2 y con importancia relativa de los determinantes de utilidad γ_1 y γ_2 :

$$u(c_t, m_t) = \gamma_1 c_t^{\rho_1} + \gamma_2 m_t^{\rho_2}$$

se obtiene que:

$$\frac{\gamma_2 \rho_2 m_t^{\rho_2-1}}{\gamma_1 \rho_1 c_t^{\rho_1-1}} = \frac{i_t}{1+i_t}$$

que es análogo a:

$$\log(\gamma_2 \rho_2) + (\rho_2 - 1) \log m_t = \log(\gamma_1 \rho_1) + (\rho_1 - 1) \log c_t + \log \frac{i_t}{1+i_t} \quad (14)$$

Las ecuaciones (1) y (14) son iguales, de lo que resulta que:

$$\alpha = \frac{\log\left(\frac{\gamma_1 \rho_1}{\gamma_2 \rho_2}\right)}{\rho_2 - 1}$$

$$\beta = \frac{\rho_1 - 1}{\rho_2 - 1}$$

$$\gamma = \frac{1}{\rho_2 - 1}$$

Otros supuestos asociados al modelamiento dan como resultado distintas especificaciones de demanda de dinero. En el caso que la función de utilidad dependa solo del consumo (pero no del dinero) y existan costos de transacción modelados bajo una especificación particular detallada a continuación, se desprende una demanda de dinero que se relaciona linealmente con la tasa de interés (desarrollo que sigue la exposición desplegada por Arrau y De Gregorio, 1993). En este caso, el agente representativo resuelve:

$$\max_{c_t} E_s \sum_{t=s}^{\infty} \beta^{t-s} u(c_t)$$

sujeto a:

$$b_t + c_t + h\left(\frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t\right) = b_{t-1}(1+r_{t-1}) + y_t + \frac{m_{t-1}}{1+\pi_t} - m_t$$

donde los costos de transacción h aumentan con el consumo c y disminuyen con los saldos reales m y con el estado de las artes en la tecnología para realizar transacciones θ . El parámetro ϕ se encuentra entre 0 y 1 y mide el grado de economías de escala en las transacciones.

Las condiciones de primer orden respecto a c , m y b son:

$$\beta^t u_c(c_t) = \lambda_t \tag{15}$$

$$-\lambda_t + \frac{\lambda_{t+1}}{1 + \pi_{t+1}} = \lambda_t h_m \left(\frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t \right) \tag{16}$$

$$\lambda_t = \lambda_{t+1} (1 + r_t) \tag{17}$$

A partir de esta expresión se obtiene:

$$1 - \frac{1}{(1 + \pi_{t+1})(1 + r_t)} = -h_m \left(\frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t \right)$$

$$h_m \left(\frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t \right) = -\frac{i_t}{1 + i_t} \tag{18}$$

En el caso particular en que los costos de transacción siguen la siguiente expresión, se desprende que la tasa de interés afecta la demanda de dinero a través de una semielasticidad, donde K es una constante positiva y grande que asegura que la función h satisface que $h > 0$ y donde $-\tau$ es la semielasticidad entre el dinero y la tasa de interés.

$$h \left(\frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t \right) = K \theta_t - \frac{1}{\tau} \left[\frac{m_t}{c_t^\phi} \log \left(\frac{m_t}{c_t^\phi \theta_t} \right) - \frac{m_t}{c_t^\phi} \right] \tag{19}$$

Para documentar lo anterior, reemplazamos la ecuación (19) en la ecuación (18):

$$h_m \left(\frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t \right) = -\frac{1}{\tau} \left[\log \left(\frac{m_t}{c_t^\phi \theta_t} \right) + \frac{m_t}{c_t^\phi} \frac{c_t^\phi \theta_t}{m_t} \frac{1}{\theta_t} - 1 \right] = -\frac{i_t}{1 + i_t}$$

$$\log \left(\frac{m_t}{c_t^\phi \theta_t} \right) = \tau \frac{i_t}{1 + i_t}$$

$$\log m_t = \log \theta_t + \phi \log c_t + \tau \frac{i_t}{1 + i_t}$$

Un caso particular donde la tasa de interés se relaciona mediante una elasticidad con la demanda de dinero (es decir, logaritmo de saldos reales versus logaritmo de la tasa de interés medida por $i/(1+i)$) se obtiene a partir de costos de transacción que satisfacen una expresión de la siguiente forma:

$$h \left(\frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t \right) = \theta_t \left[K - \frac{m_t^{1-1/\rho}}{c_t^\phi} \right]$$



En este caso, la condición de primer orden respecto a m es:

$$h_m\left(\frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t\right) = -\theta_t \frac{m_t^{-1/\rho}}{c_t^\phi} = -\frac{i_t}{1+i_t}$$

$$\log(\theta_t) - \frac{1}{\rho} \log(m_t) + \frac{\phi}{\rho} \log(c_t) = \log\left(\frac{i_t}{1+i_t}\right)$$

$$\log m_t = \alpha + \beta \log c_t + \gamma \log\left(\frac{i_t}{1+i_t}\right)$$

donde $\alpha = \rho \log(\theta_t)$, $\beta = \phi$ y $\gamma = -\rho$.

Por último, existe la posibilidad de que la demanda de dinero dependa de la demanda de dinero del período anterior, lo que se motiva al considerar costos de ajuste. Esta modelación la desarrollan, por ejemplo, Corbo (1980) y Matte y Rojas (1987), quienes asumen que la demanda de dinero realizada en el período anterior tiene relevancia en la determinación de la demanda de dinero contemporánea, pero que el cambio en la demanda de dinero se ajusta en una fracción μ del cambio experimentado entre la demanda de dinero de largo plazo m_t^* y el dinero del período anterior. La demanda de dinero de largo plazo por su parte se supone que es explicada por el consumo y por la tasa de interés. En la siguiente derivación, se impone que m_t^* se relaciona con el consumo y con la tasa de interés según la formulación descrita en la ecuación (1):

$$\log m_t - \log m_{t-1} = \mu(\log m_t^* - \log m_{t-1})$$

$$\log m_t = \mu \log m_t^* + (1 - \mu) \log m_{t-1}$$

$$\log m_t = \alpha \mu + \beta \mu \log c_t + \gamma \mu \log\left(\frac{i_t}{1+i_t}\right) + \phi \log m_{t-1}$$

APÉNDICE B

ESTIMACIONES DETALLADAS DEL MODELO CON CORRECCIÓN DE ERRORES

CUADRO B1

Demanda de dinero basada en un modelo de corrección de errores y explicada por los logaritmos del PIB y de $i/(1+i)$

Periodo	δ	θ	$\phi_{0,1}$	$\phi_{0,2}$	$\phi_{1,1}$	$\phi_{1,2}$	R^2		F RESET
							D	ADF	
1986.IV a 2001.III	-0,734	0,512	0,694	-0,144	-0,226	0,023	0,987	-6,300	7,659
	(0,459)	(0,125)	(0,190)	(0,022)	(0,231)	(0,027)	5,164	-2,269	
2000.I a 2014.II	-5,338	0,677	0,234	-0,030	0,584	-0,016	0,998	-6,858	2,260
	(1,086)	(0,065)	(0,120)	(0,013)	(0,125)	(0,014)	1,083	-2,803	
2000.I a 2009.IV	-7,679	0,476	0,372	-0,041	0,857	-0,025	0,994	-5,975	3,033
	(1,392)	(0,092)	(0,156)	(0,016)	(0,177)	(0,019)	0,014	-2,132	
2010.I a 2014.II	-3,499	0,640	0,234	-0,032	0,444	0,002	0,989	-4,770	0,210
	(1,183)	(0,094)	(0,126)	(0,015)	(0,108)	(0,014)	0,822	-2,085	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: D: h de Durbin (1970) DF: Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos a base de menores criterios de información). F RESET: test RESET de variables omitidas. Los valores críticos al 5% de significancia de estos cuatro tests son 6,64, -4,51, -4,15 y 2,13, respectivamente. Error estándar entre paréntesis. La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009.



APÉNDICE C1

EJERCICIOS DE ROBUSTEZ

CUADRO C1

Demanda de dinero basada en un modelo de corrección de errores y explicada por el logaritmo del PIB y por $i/(1+i)$

Período	α	β	γ	R^2		F RESET
				D	ADF	
1986.IV a 2001.III	-0,945	0,980	-1,758	0,989	-6,246	3,222
	(0,636)	(0,063)	(0,382)	7,019	-3,036	
2000.I a 2014.II	-13,835	2,319	-3,765	0,998	-7,666	1,753
	(0,555)	(0,056)	(0,415)	0,104	-2,485	
2000.I a 2009.IV	-14,144	2,349	-3,513	0,994	-6,781	1,453
	(0,561)	(0,056)	(0,433)	0,005	-2,333	
2010.I a 2014.II	-6,732	1,630	-2,736	0,988	-5,263	0,039
	(2,480)	(0,244)	(0,972)	1,971	-2,281	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: D: h de Durbin (1970) DF: Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos en base a menores criterios de información). F RESET: test RESET de variables omitidas. Los valores críticos al 5% de significancia de estos cuatro tests son 6,64, -4,51, -4,15 y 2,13, respectivamente. Error estándar entre paréntesis. La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009.

APÉNDICE C2

EJERCICIOS DE ROBUSTEZ

CUADRO C2

Demanda de dinero basada en un modelo de corrección de errores y explicada por los logaritmos del consumo y de $i/(1+i)$

Período	α	β	γ	R^2	DF	F RESET
				D	ADF	
1986.IV a 2001.III	0,791	0,726	-0,361	0,984	-5,957	7,259
	(0,959)	(0,129)	(0,114)	7,678	-2,385	
2000.I a 2014.II	-9,169	1,831	-0,251	0,997	-8,061	1,255
	(1,604)	(0,167)	(0,072)	0,649	-3,264	
2000.I a 2009.IV	-9,209	1,832	-0,250	0,993	-6,836	2,427
	(1,552)	(0,164)	(0,077)	1,258	-2,782	
2010.I a 2014.II	-2,278	1,134	-0,313	0,985	-4,922	0,074
	(8,997)	(0,878)	(0,307)	0,883	-1,344	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: D: h de Durbin (1970) DF: Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos en base a menores criterios de información). F RESET: test RESET de variables omitidas. Los valores críticos al 5% de significancia de estos cuatro tests son 6,64, -4,51, -4,15 y 2,13, respectivamente. Error estándar entre paréntesis. La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009.

APÉNDICE C3

EJERCICIOS DE ROBUSTEZ

CUADRO C3

Demanda de dinero basada en un modelo de corrección de errores y explicada por los logaritmos del PIB y de $i/(1+i)$

(datos mensuales)

Período	α	β	γ	R^2	DF	F RESET
				D	ADF	
1986.IV a 2001.III	-1,598	0,973	-0,235	0,990	-11,444	5,690
	(0,414)	(0,050)	(0,035)	4,954	-1,593	
2000.I a 2014.II	-14,712	2,353	-0,112	0,998	-14,473	2,141
	(0,779)	(0,078)	(0,015)	1,908	-6,780	
2000.I a 2009.IV	-14,803	2,359	-0,123	0,994	-11,524	1,175
	(0,991)	(0,101)	(0,023)	0,592	-6,111	
2010.I a 2014.II	-9,423	1,863	-0,050	0,977	-10,121	0,823
	(1,794)	(0,172)	(0,018)	7,168	-3,311	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: D: h de Durbin (1970) DF: Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos en base a menores criterios de información). F RESET: test RESET de variables omitidas. Los valores críticos al 5% de significancia de estos cuatro tests son 6,64, -4,51, -4,15 y 2,13, respectivamente. Error estándar entre paréntesis. La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009.

APÉNDICE C4

EJERCICIOS DE ROBUSTEZ

CUADRO C4

Demanda de dinero basada en un modelo de corrección de errores y explicada por los logaritmos del PIB y de $i/(1+i)$

(datos desestacionalizados)

Período	α	β	γ	R^2	DF	F RESET
				D	ADF	
1986.IV a 2001.III	-2,699	1,107	-0,137	0,993	-7,769	1,378
	(0,399)	(0,048)	(0,037)	0,095	-3,370	
2000.I a 2014.II	-14,566	2,335	-0,128	0,998	-8,186	6,713
	(0,638)	(0,065)	(0,019)	0,557	-2,894	
2000.I a 2009.IV	-14,727	2,352	-0,121	0,996	-6,290	7,415
	(0,596)	(0,061)	(0,018)	0,157	-2,012	
2010.I a 2014.II	-9,185	1,839	-0,060	0,994	-3,367	2,599
	(1,239)	(0,119)	(0,015)	0,271	-2,634	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: D: h de Durbin (1970) DF: Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos en base a menores criterios de información). F RESET: test RESET de variables omitidas. Los valores críticos al 5% de significancia de estos cuatro tests son 6,64, -4,51, -4,15 y 2,13, respectivamente. Error estándar entre paréntesis. La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009.