

Banco Central de Chile  
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile  
Working Papers

N° 324

Julio 2005

**NO ESTABA MUERTA, ... : LA TEORÍA  
CUANTITATIVA Y LA RELACIÓN ENTRE DINERO E  
INFLACIÓN**

Rómulo Chumacero

Jorge Hermann

---

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: <http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).



**BANCO CENTRAL DE CHILE**

**CENTRAL BANK OF CHILE**

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile  
Working Papers of the Central Bank of Chile  
Agustinas 1180  
Teléfono: (56-2) 6702475; Fax: (56-2) 6702231

**Documento de Trabajo**  
**N° 324**

**Working Paper**  
**N° 324**

## **NO ESTABA MUERTA, ... : LA TEORÍA CUANTITATIVA Y LA RELACIÓN ENTRE DINERO E INFLACIÓN**

**Rómulo Chumacero**  
Departamento de Economía  
Universidad de Chile y  
Gerencia de Investigación Económica  
Banco Central de Chile

**Jorge Hermann**  
Departamento de Economía  
Universidad de Chile

### **Resumen**

Este documento muestra un hecho estilizado robusto en la relación entre dinero e inflación en Chile: la inflación precede (estadísticamente) al crecimiento del dinero y no viceversa. Este hallazgo es robusto a la consideración del tipo de política monetaria, período muestral, agregado monetario, consideración de segundos momentos condicionales o la inclusión de metas de inflación. A su vez, se presenta una motivación teórica de porqué la evolución de los agregados monetarios no necesariamente está asociada a la inflación.

### **Abstract**

This paper presents a robust finding for the relationship between money growth and inflation in Chile: inflation precedes money and not the other way around. This result holds irrespectively of the way in which monetary policy was conducted, the sample period, the choice of monetary aggregate, the consideration of conditional second moments, or the inclusion of inflation targets. A simple theoretical model is used to motivate why money and inflation are not necessarily correlated.

---

Se agradecen los comentarios y sugerencias de Elizabeth Bucacos, José De Gregorio, Klaus Schmidt-Hebbel, Rodrigo Valdés y los participantes en la IX Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales. Los descargos habituales se aplican.

E-mail: [rchumace@econ.uchile.cl](mailto:rchumace@econ.uchile.cl).

# 1. Introducción

En los últimos cinco años distintos agregados monetarios han experimentado un fuerte crecimiento. Por ejemplo, M1A creció en 99 % entre diciembre del año 1999 e igual mes del año 2004, mientras que en el mismo periodo los precios aumentaron en sólo 14 %, implicando un aumento real de M1A de 85 %. A su vez, desde enero hasta diciembre del 2004, la variación promedio de 12 meses en M1A alcanzó a casi el 21 % mientras que la inflación promedio fue de 1 %.<sup>1</sup>

Estos hechos generaron un intenso debate. Un lado aduce que este comportamiento es incompatible con la meta de inflación impuesta por el Banco Central (una banda entre 2 % y 4 %) dado que el acelerado crecimiento del agregado monetario señala presiones inflacionarias futuras de importancia. El otro considera que en una economía con metas de inflación y/o con niveles bajos de inflación este tipo de comportamiento en los agregados monetarios no es incompatible con el cumplimiento de la meta de inflación.<sup>2</sup>

Este trabajo aporta a la discusión, pretendiendo responder las siguientes cuatro preguntas:

1. ¿Los agregados monetarios proveen información relevante para proyectar la inflación?
2. ¿La baja correlación entre el crecimiento del dinero y la inflación que se observa actualmente es una característica intrínseca del esquema de regla de tasas con metas de inflación?
3. ¿La baja correlación actual se debe a que ahora la inflación es baja?
4. Si la respuesta a la primera pregunta es negativa, ¿está muerta la teoría cuantitativa? o dicho de otro modo ¿es la inflación un fenómeno monetario?

El documento se organiza del siguiente modo: La sección 2 muestra la evolución del crecimiento de los agregados monetarios y la inflación a distintas frecuencias. La sección 3 presenta evidencia contundente respecto a la precedencia estadística entre estas series. La sección 4 discute algunas consideraciones teóricas que pueden servir para interpretar correctamente los resultados encontrados. Finalmente, la sección 5 concluye.

---

<sup>1</sup>Aunque en una menor proporción que M1A, los demás agregados monetarios también sufrieron incrementos bastante mayores que la inflación.

<sup>2</sup>Ejemplos de argumentos en la primera dirección son Cerda y Lema (2003) y Rosende (2003a, 2003b). Ejemplos del segundo grupo son De Gregorio (2003a, 2003b) y García y Valdés (2003a y 2003b).

## 2. Asociaciones Simples

La evidencia histórica internacional ha mostrado siempre una alta correlación entre el crecimiento del dinero y la inflación. Sin embargo, como lo muestran el gráfico 1 y la primera columna del cuadro 1, la asociación entre estas variables no es en esencia estable.<sup>3</sup>

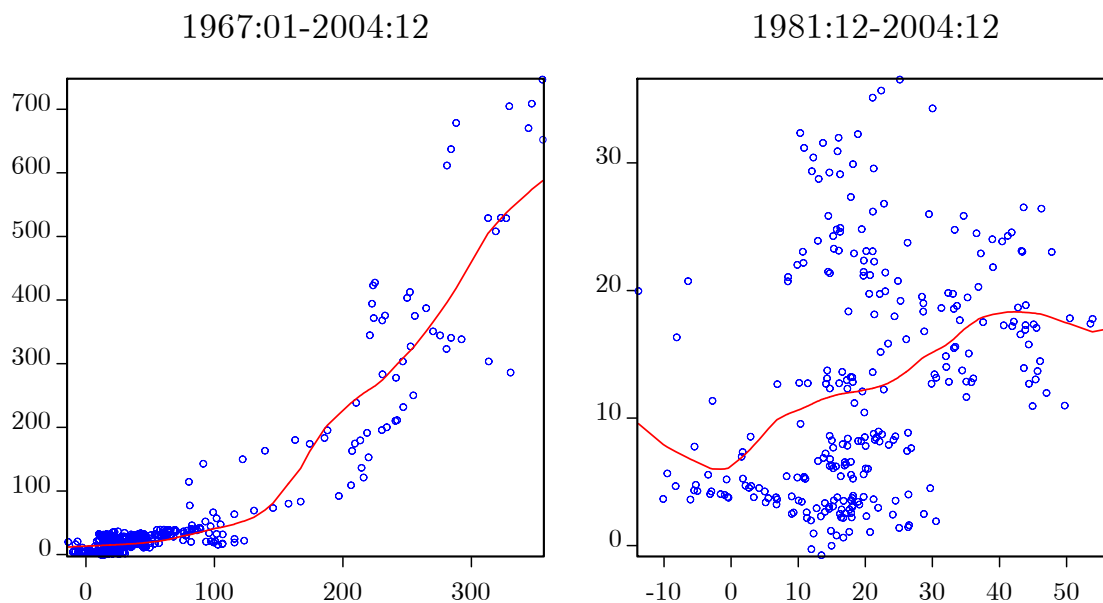


Figura 1: Crecimiento en 12 meses de M1A (eje horizontal) e inflación (eje vertical) en Chile para distintas muestras. La línea continua corresponde a una regresión no paramétrica.

Es posible que correlaciones simples de alta frecuencia (series originales) oculten asociaciones relevantes entre las series en otras frecuencias. Por ejemplo, suele afirmarse que el crecimiento del dinero y la inflación estarían altamente correlacionados en el largo y no necesariamente en el corto plazo.

La teoría de análisis espectral en series de tiempo provee un marco para descomponer una serie en distintas frecuencias, poseyendo la ventaja de ser flexible y no requerir comprometerse con un modelo estadístico particular. Christiano y Fitzgerald (1999) proponen utilizar el *Band Pass Filter* que consiste en una transformación lineal para obtener el componente de frecuencia.<sup>4</sup>

<sup>3</sup>De Gregorio (2003a, 2003b) y King (2002) muestran evidencia internacional al respecto. Lo mismo ocurre con Cochrane (1998) para Estados Unidos.

<sup>4</sup>Este filtro domina a los de Baxter-King, Hodrick-Prescott y Regresión Trigonométrica.

	Alta frecuencia	Menos de 2 años	2 a 4 años	Más de 4 años
1967:01 a 2004:012				
M1A	0.904	0.230	0.782	0.923
1982:01 a 2004:12				
M1A	0.353	-0.093	-0.458	0.461
M2A	0.435	0.225	-0.159	-0.070
M3	0.531	0.190	-0.255	-0.046
M4	0.733	0.339	0.273	0.242
M5	0.783	0.453	0.345	0.305
M6	0.783	0.454	0.369	0.182
M7	0.807	0.441	0.512	0.244
1991:01 a 2004:12				
M1A	0.671	0.011	-0.428	0.375
M2A	0.817	0.364	-0.183	-0.205
M3	0.856	0.391	-0.061	-0.140
M4	0.934	0.197	0.111	0.432
M5	0.932	0.196	0.105	0.380
M6	0.927	0.220	0.072	0.347
M7	0.934	0.257	0.402	0.452

Cuadro 1: Correlación entre crecimiento del dinero e inflación en Chile para distintas frecuencias.

Formalmente, sea  $x_t$  la serie original de datos (alta frecuencia),  $y_t$  el filtro “ideal” que deja intactos los componentes de los datos en sus respectivas frecuencias y sea  $\hat{y}_t$  una función lineal o filtro que debe aproximar a  $y_t$ . El filtro es escogido como una proyección lineal en  $x$  para minimizar el error cuadrático medio:

$$\mathcal{E}[(y_t - \hat{y}_t)^2 | x], \quad x \equiv [x_1, \dots, x_T].$$

Para aislar el componente de  $x$  con un periodo de oscilación entre  $p_l$  y  $p_u$ , donde  $2 \leq p_l < p_u < \infty$ , la aproximación recomendada para  $y_t$  es:

$$\begin{aligned} \hat{y}_t = & B_0 x_t + B_1 x_{t+1} + \dots + B_{T-1-t} x_{T-1} \\ & + \tilde{B}_{T-t} x_T + B_1 x_{t-1} + \dots + B_{t-2} x_2 + \tilde{B}_{t-1} x_1 \end{aligned}$$

para  $t = 3, 4, \dots, T - 2$ . Donde,

$$\begin{aligned} B_j &= \frac{\sin(jb) - \sin(ja)}{\pi_j}, \quad j \geq 1 \\ B_0 &= \frac{b - a}{\pi}, \quad a = \frac{2\pi}{p_u}, \quad b = \frac{2\pi}{p_l} \\ \tilde{B}_{T-t} &= -\frac{1}{2} B_0 - \sum_{j=1}^{T-t-1} B_j, \quad j = 3, \dots, T - 2. \end{aligned}$$

Finalmente,  $\tilde{B}_{t-1}$  resuelve:

$$0 = \sum_{j=0}^{T-t-1} B_j + \tilde{B}_{T-t} + \sum_{j=1}^{t-2} B_j + \tilde{B}.$$

Esta metodología pretende caracterizar los movimientos de los datos en diferentes frecuencias. A partir de  $T$  observaciones de cualquier serie, ésta puede representarse exactamente por  $T/2$  funciones que exhiben diferentes frecuencias de oscilación. Cada función tiene dos parámetros: uno que controla la amplitud de las fluctuaciones y otro la fase. Los parámetros son elegidos de modo que la suma de todas las funciones reproduzca la serie original.

En este trabajo se utilizan las frecuencias correspondientes a fluctuaciones menores a 2 años, entre 2 y 4 años y de más de 4 años. Como lo muestran el cuadro 1 y el gráfico 2, si bien es cierto que en la muestra (que va desde fines de los años sesenta) la correlación entre el crecimiento del dinero y la inflación aumenta a menor frecuencia, esto no es cierto si se consideran la segunda muestra u otros agregados monetarios distintos a M1A. Finalmente, para el período de metas de inflación (tercera submuestra), la correlación de largo plazo es generalmente creciente a menor frecuencia, aunque los agregados más correlacionados con la inflación son los más amplios. De hecho, las correlaciones simples para agregados amplios (de M4 en adelante), son las más altas de la muestra, siendo aún superiores a la correlación con M1A del primer periodo.<sup>5</sup> Pese a ello, independientemente del agregado monetario o período en consideración, la correlación de alta frecuencia es más alta que la de cualquier otra frecuencia.<sup>6</sup>

En resumen, pese a lo que suele asumirse, la correlación entre la inflación y distintos agregados no es estable y, dependiendo de la frecuencia analizada, puede incluso alternar en signo. Más importante, aún en los casos en que se encuentre una fuerte asociación contemporánea entre las series, es crucial no confundir correlación con causalidad.

### 3. Precedencia Estadística

Para que el crecimiento de un agregado monetario señalice presiones inflacionarias futuras, es fundamental que exista evidencia robusta de precedencia estadística de dinero a inflación.

Puede aducirse que la ecuación cuantitativa implica que el dinero “causa” a la inflación. Esto no es necesariamente cierto al considerar la manera en que se realiza la política monetaria. Aún si la autoridad conduce su política controlando un agregado monetario, si éste responde a la inflación pasada, es posible que se encuentre precedencia estadística de inflación a dinero. En dicho caso, la ecuación cuantitativa

---

<sup>5</sup>Resultados similares se encuentran en García y Valdés (2003c).

<sup>6</sup>Estos resultados son consistentes con los encontrados por Razzak (2001) para Nueva Zelandia.

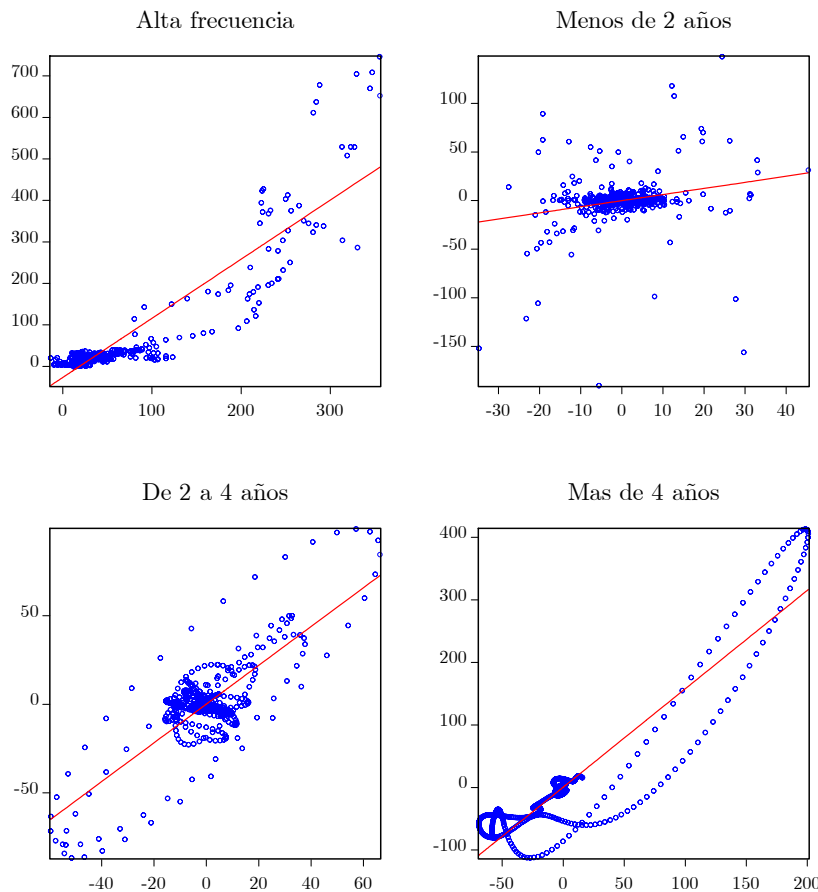


Figura 2: Crecimiento de MIA (eje horizontal) e inflación (eje vertical) a distintas frecuencias. La línea continua corresponde a la pendiente de una regresión lineal.

determina el nivel de inflación.<sup>7</sup> Lo curioso respecto a la dinámica que tomó el debate en Chile es que no se haya investigado la implicancia más directa del mismo, cuál es: ¿existe evidencia empírica que favorezca la hipótesis que el dinero precede a la inflación?

La manera más simple de evaluar esta hipótesis es la de realizar tests de causalidad (en el sentido de Granger) entre ambas variables. Formalmente, denotamos por  $y$  y  $z$  a las variables de interés que se representan como:

$$\begin{aligned} y_t &= A(L)y_t + B(L)z_t + \alpha'x_t + u_{1,t} \\ z_t &= C(L)y_t + D(L)z_t + \beta'x_t + u_{2,t}, \end{aligned} \tag{1}$$

donde  $A(L)$ ,  $B(L)$ ,  $C(L)$  y  $D(L)$  son polinomios de rezagos,  $x$  son variables “exó-

<sup>7</sup>Más sobre este punto en la sección 4.



genas” y  $u_1$  y  $u_2$  son ruido blanco (en sentido vectorial).<sup>8</sup> Decimos que la variable  $z$  no precede o no causa (en el sentido de Granger) a  $y$  si el pasado de  $z$  no aporta información para proyectar  $y$ . De este modo, el test de causalidad evalúa si todos los coeficientes asociados al polinomio  $B(L)$  son estadísticamente iguales a cero. Por simetría, la hipótesis nula que  $y$  no precede a  $z$  se evalúa verificando si los coeficientes asociados al polinomio  $C(L)$  no son estadísticamente distintos de cero. Esta hipótesis se realiza contrastando los resultados de estimar el modelo imponiendo y sin imponer la hipótesis nula.

Independientemente de la distribución de las innovaciones, si la representación VAR implícita en (1) es estacionaria, la distribución asintótica del test es chi-cuadrado. En caso que el sistema no fuera estacionario, es posible evaluar precedencia pese a que la distribución del test no sea estándar, debiendo en este caso obtener los valores críticos mediante *bootstrapping*.

Un punto no menor es el de la selección del número de rezagos. En este documento, se estiman procesos univariados para cada serie y se escoge el número de rezagos utilizando el criterio de información de Hannan-Quinn. Una vez definido el número de rezagos con el modelo univariado, se procede a estimar el modelo que incorpora a la otra variable (con igual número de rezagos) para realizar el test. En todos los casos se verifica que los residuos así obtenidos fueran caracterizables como ruido blanco (en sentido vectorial) y que el modelo VAR fuera estacionario (con raíces fuera del círculo unitario).<sup>9</sup>

Los resultados de distintos tests se encuentran en el cuadro 2 (en paréntesis).<sup>10</sup> Las columnas que indican ‘Niveles’ corresponden a tests de causalidad entre las tasas de crecimiento de distintas medidas de dinero y la inflación sin incluir otras variables adicionales. Los resultados de las últimas dos submuestras (1982:01-2004:12 y 1991:01-2004:12) indican que, independientemente del agregado monetario considerado, existe fuerte evidencia de precedencia unidireccional (de inflación a dinero y no viceversa). Como se discute abajo, los contados casos en que se encuentra evidencia de causalidad bidireccional son probablemente el resultado no de causalidad de dinero a inflación, sino más bien de heteroscedasticidad condicional ignorada.

Puede aducirse que dado que la trayectoria de la inflación (sobre todo en los últimos años) tuvo una tendencia decreciente, existen potenciales no estacionariedades en las representaciones univariadas de las series que pueden llevar a concluir que la inflación siga un proceso I(1). Esto ignora que la inflación es contingente a la

---

<sup>8</sup>Esto es, procesos aleatorios en los que las realizaciones actuales de cada variable son ortogonales no sólo a su propio pasado, sino también al de la otra variable.

<sup>9</sup>Un método alternativo consiste en estimar el número de rezagos utilizando directamente un modelo VAR bivariado. Un inconveniente con esta práctica es que esta representación puede ser poco parsimoniosa para una de las variables consideradas. En todo caso, los resultados encontrados no cambian en lo substancial siguiendo este procedimiento.

<sup>10</sup>La tasa de crecimiento del dinero se aproxima como el logaritmo de la tasa bruta de crecimiento en doce meses del agregado monetario. La inflación como el logaritmo de la inflación bruta en doce meses.

H <sub>0</sub> : Dinero no causa inflación				H <sub>0</sub> : Inflación no causa dinero				
Niveles		Tendencia		Niveles		Tendencia		
1967:01 a 2004:12								
M1A	(0.10)	[0.08]	(0.23)	[0.99]	(0.00)	[0.00]	(0.00)	[0.00]
1982:01 a 2004:12								
M1A	(0.66)	[0.99]	(0.05)	[0.99]	(0.00)	[0.00]	(0.00)	[0.00]
M2A	(0.10)	[0.99]	(0.20)	[0.99]	(0.01)	[0.00]	(0.12)	[0.09]
M3	(0.02)	[0.99]	(0.01)	[0.99]	(0.00)	[0.00]	(0.01)	[0.00]
M4	(0.01)	[0.24]	(0.03)	[0.99]	(0.00)	[0.00]	(0.00)	[0.00]
M5	(0.07)	[0.41]	(0.16)	[0.99]	(0.00)	[0.00]	(0.00)	[0.00]
M6	(0.05)	[0.60]	(0.03)	[0.99]	(0.00)	[0.00]	(0.00)	[0.00]
M7	(0.03)	[0.59]	(0.02)	[0.99]	(0.00)	[0.00]	(0.00)	[0.00]
1991:01 a 2004:12								
M1A	(0.17)	[0.22]	(0.21)	[0.41]	(0.00)	[0.00]	(0.00)	[0.00]
M2A	(0.10)	[0.23]	(0.08)	[0.21]	(0.03)	[0.01]	(0.32)	[0.03]
M3	(0.06)	[0.28]	(0.06)	[0.11]	(0.01)	[0.00]	(0.01)	[0.02]
M4	(0.11)	[0.41]	(0.10)	[0.21]	(0.00)	[0.00]	(0.00)	[0.00]
M5	(0.10)	[0.34]	(0.10)	[0.20]	(0.00)	[0.00]	(0.00)	[0.00]
M6	(0.14)	[0.24]	(0.12)	[0.23]	(0.00)	[0.00]	(0.01)	[0.00]
M7	(0.22)	[0.54]	(0.15)	[0.35]	(0.01)	[0.01]	(0.03)	[0.00]

Cuadro 2: P-Values de tests de causalidad a la Granger. Valores en paréntesis corresponden al test de razón de verosimilitud tradicional, valores en corchetes al test de razón de verosimilitud con el modelo GARCH(1,1) bivariado. Niveles = Tests realizados con crecimiento del dinero e inflación. Tendencia = Incorpora además variables exógenas de tendencia (ver texto para detalles).

política monetaria realizada (ver sección 4). Por ejemplo, en un entorno con metas de inflación creíbles debiera esperarse que la inflación sea estacionaria, una vez que se controla por la meta de inflación. Por ello, cuando es posible (tercera submuestra) se realizan los tests de causalidad a la Granger incorporando como variable explicativa ('exógena') a la meta contemporánea de inflación. En los períodos en los que no existe un registro de la meta (por no haber existido o tener una política monetaria distinta), aproximamos la conducción de la política monetaria mediante la inclusión de variables que capturen tendencias locales no lineales con polinomios ortogonales de Chebyshev (Bierenes, 1997).<sup>11</sup> Estos resultados se encuentran (en paréntesis) en las columnas denotadas por 'Tendencia' haciendo que, en la práctica, se estimen las ecuaciones de (1) considerando como potenciales variables  $x$  a la meta de inflación (en la tercera muestra) y polinomios de Chebyshev de hasta tercer grado (en las otras

<sup>11</sup>El gráfico 3 muestra diversos órdenes de estos polinomios.

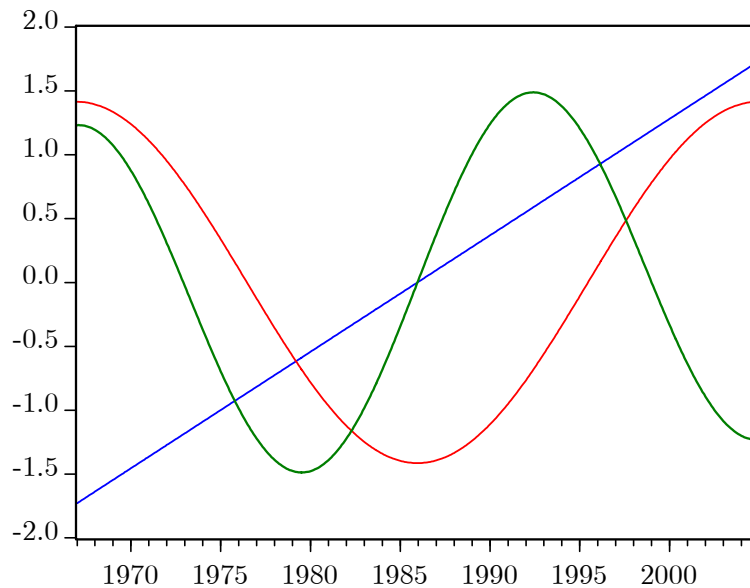


Figura 3: Polinomios de Chebishev de primer, segundo y tercer orden

dos muestras). Los resultados en términos de precedencia de inflación a dinero (y no viceversa) son robustos a la inclusión de estos otros factores e idénticos a los obtenidos sin incorporar estas variables.

Como lo muestra Vilasuso (2001), en presencia de heteroscedasticidad condicional, los tests de causalidad en niveles presentan serias distorsiones de tamaño. Esto porque pueden confundir causalidad en niveles con causalidad en segundos momentos. Utilizar matrices de covarianzas consistentes con heteroscedasticidad y autocorrelación para evaluar la hipótesis de causalidad tampoco ayuda en este caso.

Un hecho estilizado bastante robusto es que la inflación generalmente presenta heteroscedasticidad condicional. El cuadro 2 presenta (en corchetes) los resultados de tests de causalidad en primeros momentos una vez que se estimaron conjuntamente (por pseudo-máxima verosimilitud) los segundos momentos condicionales asumiendo una representación GARCH(1,1) bivariada. Ahora se encuentran causalidad unidireccional para cualquier agregado monetario, incorporación de metas o tendencias, o periodo muestral.

Resumiendo, los resultados encontrados son robustos y la respuesta a la primera pregunta de la Introducción (si el dinero sirve para proyectar inflación) es un rotundo no. Independientemente del periodo muestral, agregado monetario utilizado, especificación de la media condicional (con o sin tendencia, con o sin metas de inflación) o especificación de la varianza condicional, la evidencia es aplastantemente favorable a causalidad unidireccional desde inflación hacia el agregado monetario y no viceversa.

Este resultado es importante porque en el periodo considerado la política monetaria ha experimentado grandes cambios (desde el manejo de agregados monetarios al manejo de tasas con metas de inflación) y gran volatilidad en la inflación.

## 4. La Teoría

Las siguientes dos preguntas planteadas en la introducción tienen que ver con los determinantes de la correlación entre inflación y dinero. El cuadro 1 y varios trabajos anteriores (citados en el pie de página 2) muestran que la asociación contemporánea entre estas variables no ha sido estable (ni en Chile ni en otros países) y que se ha debilitado bastante en el pasado reciente. Algunas de las razones que se dieron para lo último son:

- La correlación entre ambas variables puede ser baja en periodos de inflación acotada: Periodos de inflación baja suelen estar acompañados por tasas de interés (costos de oportunidad de mantener dinero) bajas que conducen a incrementos importantes en la demanda de dinero.<sup>12</sup>
- En el esquema de reglas de tasas con metas de inflación creíbles, la inflación está anclada a la meta y los agregados monetarios se determinan por “residuo”.

Ambos argumentos son generalmente desafiados preguntando por el rol de la teoría cuantitativa. Si se cree que ésta es válida (cuando menos en el largo plazo), ¿cómo puede explicarse la aparente disociación entre dinero e inflación y la falta de interés en la evolución de los agregados monetarios?

Una manera simple de evaluar la validez de todos estos argumentos es la de plantear un modelo monetario simple y considerar sus implicancias empíricas (como el de Lucas, 1980). Consideremos entonces una economía de dotación en la que el dinero es necesario para realizar transacciones. En su versión más simple, la restricción de dinero por adelantado (*cash-in-advance*) conduce a que se cumpla:

$$\frac{M_t}{P_t} = c_t,$$

donde  $c$  es el consumo,  $M_t$  denota al stock nominal de dinero que el individuo adquiere al inicio del periodo  $t$  y que mantiene hasta el siguiente periodo y  $P_t$  es el nivel de precios. Note que en este caso la teoría cuantitativa se satisface en su versión más fuerte (con la velocidad de circulación constante y igual a 1).

Los determinantes de la inflación en esta economía estilizada serán por un lado la ley de movimiento de la dotación (igual al consumo en una economía cerrada y sin gasto de gobierno) y por el otro, a la manera en que se realiza la política monetaria.

---

<sup>12</sup>Ver por ejemplo De Grauwe y Polan (2001).

Para hacer este ejemplo concreto, asumamos que la ley de movimiento de la dotación viene dada por:

$$\Delta \ln c_t = a + w_t,$$

donde  $a$  es una constante y  $w$  un ruido blanco. Finalmente, asumamos que la autoridad monetaria sigue una regla determinística de crecimiento constante del stock de dinero. Esto es:

$$\Delta \ln M_t = k,$$

donde  $k$  es una constante.

Combinando estas ecuaciones obtenemos:

$$\Delta \ln P_t = b - w_t,$$

donde  $b = k - a$  es una constante. Por lo tanto, en esta economía, la inflación sigue un proceso de ruido blanco con media  $b$ .

Pese a satisfacerse plenamente la teoría cuantitativa, ¿cuál será la correlación entre crecimiento del dinero e inflación en esta economía?. La respuesta es obvia, la correlación entre ambas variables es cero (dado que el crecimiento del dinero es siempre constante). Más aún, esta correlación no depende en lo absoluto del nivel de la inflación. Pese a que la correlación entre dinero e inflación es cero, no puede decirse que la inflación no sea (en el largo plazo) un fenómeno monetario. Esto porque el nivel de inflación ( $b$ ) depende en última instancia de cómo se conduzca la política monetaria. Mayores (menores) niveles de  $k$  implican mayor (menor) inflación. Por ende, en un sentido estricto, la inflación sigue siendo un fenómeno monetario (entendido como el resultado de la política monetaria) pese a que la correlación entre dinero e inflación puede ser nula.

Este ejemplo muestra que pretender explicar la baja correlación entre dinero e inflación porque la inflación sea baja (o alta) no es correcto. De hecho, la correlación entre ambas variables puede hacerse arbitrariamente baja (como en el ejemplo) o alta. Para ello, basta con considerar dos regímenes de política monetaria. En el primero, la autoridad fija la expansión del agregado en  $k_1$  durante  $T_1$  periodos y  $k_2$  durante  $T_2$  periodos. Si los agentes consideran creíbles estas políticas, durante el primer régimen la inflación será  $k_1 - a - w_t$  y en el segundo  $k_2 - a - w_t$ . Dependiendo de la varianza de  $w$ , la correlación entre dinero e inflación puede hacerse arbitrariamente alta. Este ejemplo también muestra que una correlación baja entre dinero e inflación puede obtenerse aún con la teoría cuantitativa funcionando a plenitud y sin necesidad de recurrir a reglas de tasas de interés (en lugar de reglas de agregados monetarios).

Debido a su simpleza, este modelo no sirve para evaluar los determinantes de la precedencia estadística entre dinero e inflación. Para hacerlo, a continuación se utiliza un modelo dinámico estocástico de equilibrio general que muestra que, en última instancia, la política monetaria determina no sólo el grado de correlación contemporánea, sino también la precedencia estadística entre dinero e inflación.<sup>13</sup>

---

<sup>13</sup>Por su familiaridad y simpleza, utilizamos el modelo de Walsh (1998, capítulo 2.3.2). Chumacero (2005) desarrolla un modelo más general que el descrito acá.

## 4.1. La Economía

Considere a un agente representativo interesado en maximizar el valor esperado descontado de:

$$\mathcal{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u \left( c_t, \frac{M_t}{P_t}, 1 - l_t \right), \quad (2)$$

donde  $l_t$  es la cantidad ofrecida de trabajo en el periodo  $t$ ,  $\beta$  es el factor subjetivo de descuento,  $\mathcal{E}_t$  es la esperanza condicional a la información disponible en  $t$  y  $u(\cdot)$  es una función de utilidad estrictamente creciente y estrictamente cóncava en todos sus argumentos.

La maximización de (2) se realiza sujeta a la restricción:

$$q_t + \frac{(1 + i_{t-1}) B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} \geq c_t + k_{t+1} - (1 - \delta) k_t + \frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} + \frac{Z_t}{P_t}, \quad (3)$$

donde  $q_t = f(k_t, l_t, w_t)$  es una función de producción homogénea de grado uno en  $k$  y  $l$ , siendo  $k$  el stock de capital,  $\delta$  su tasa de depreciación y  $w$  un shock productivo.  $B$  es la demanda de bonos emitidos por el gobierno que pagan un retorno nominal  $i$  el siguiente periodo.<sup>14</sup> Finalmente,  $Z$  es una transferencia de suma alzada recogida (o entregada, si el signo es negativo) por el gobierno.

Por su parte, el gobierno satisface la restricción presupuestaria:

$$\frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} + \frac{Z_t}{P_t} = \frac{(1 + i_{t-1}) B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t}.$$

El problema del consumidor se resume en la función de valor que satisface:

$$v(s_t) = \max_{\{c_t, B_t, M_t, l_t, k_{t+1}\}} \left[ u \left( c_t, \frac{M_t}{P_t}, l_t \right) + \mathcal{E} \beta v(s_{t+1}) \right]$$

sujeto a (3) y las leyes de movimiento que el agente perciba para los estados  $s$ .<sup>15</sup>

Derivando las condiciones de primer orden y eliminando el multiplicador asociado a la restricción (3) obtenemos:

$$\begin{aligned} 1 &= \beta (1 + i_t) \mathcal{E}_t \left( \frac{u'_{c_{t+1}}}{u'_{c_t}} \frac{1}{1 + \pi_{t+1}} \right) \\ \frac{u'_{\frac{M_t}{P_t}}}{u'_{c_t}} &= \frac{i_t}{1 + i_t} \\ \frac{-u'_{l_t}}{u'_{c_t}} &= f'_{l_t} \\ 1 &= \beta \mathcal{E}_t \left( \frac{u'_{c_{t+1}}}{u'_{c_t}} [f'_{k_{t+1}} + 1 - \delta] \right) \end{aligned} \quad (4)$$

<sup>14</sup>Este retorno es conocido al momento de adquisición del bono.

<sup>15</sup>Definimos  $s_t = (q_t, i_{t-1}, B_{t-1}, M_{t-1}, P_t, Z_t, w_t, k_t)$ .

La primera condición muestra la relación entre la tasa de interés nominal, la tasa de inflación ( $\pi$ ) y la tasa marginal de sustitución entre consumo presente y futuro, la segunda define implícitamente la función de demanda de dinero, la tercera presenta la condición de optimalidad para la determinación de la oferta de trabajo y la última lo hace para la oferta de capital.

Estas relaciones junto con el equilibrio en el mercado de bienes:

$$q_t = c_t + k_{t+1} - (1 - \delta) k_t, \quad (5)$$

la ley de movimiento de  $w$  y la(s) ley(es) de movimiento que describe(n) la conducción de la política monetaria determinan endógenamente las funciones de política de los agentes y los precios relevantes en esta economía.

## 4.2. La Política Monetaria

Consideramos ahora distintas especificaciones y parametrizaciones para describir la conducción de la política monetaria (reglas de agregados monetarios y reglas de Taylor):

$$\begin{aligned} \ln(1 + g_t) &= a_t + \sum_i d_i \ln \left[ \frac{1 + \pi_{t-i}}{1 + \pi_{t-i}^*} \right] + \sum_i h_i \ln(1 + g_{t-i}) + \vartheta_t \\ \ln(1 + i_t) &= n_t + \sum_i d_i \ln \left[ \frac{1 + \pi_{t-i}}{1 + \pi_{t-i}^*} \right] + \sum_i j_i \ln(1 + i_{t-i}) + \zeta_t, \end{aligned} \quad (6)$$

donde  $(1 + g_t) = M_t/M_{t-1}$  es la tasa bruta de crecimiento del agregado monetario,  $\pi_t^*$  es la inflación meta para el periodo  $t$  y  $\vartheta_t, \zeta_t$  son innovaciones con media 0 y varianzas  $\sigma_\vartheta^2$  y  $\sigma_\zeta^2$  respectivamente.

Las reglas consideradas son simples y pueden modificarse para permitir que la autoridad responda a cambios esperados en inflación, pero veremos que ni siquiera esto es necesario para obtener resultados consistentes con los encontrados previamente.<sup>16</sup>

Los términos  $a_t$  y  $n_t$  constituyen maneras simples de introducir la relación en la política monetaria, la meta de inflación y el nivel de la inflación. Para ello, note que, con la regla de agregado monetario, si hacemos  $a_t = a$  para todo  $t$ , tendremos que en estado estacionario (y credibilidad de la meta de inflación):

$$\ln(1 + \bar{g}) = \ln(1 + \bar{\pi}) = \frac{a}{1 - \sum h_i}. \quad (7)$$

Por ello, mayores niveles de  $a$  implican la decisión de la autoridad monetaria de tener una mayor inflación en el largo plazo.

---

<sup>16</sup>A su vez, concentramos la discusión en reglas que dependen de la inflación presente o pasada y rezagos de la variable de política para evitar configuraciones que incluyen proyecciones de inflación que se sabe pueden ser inestables (Benhabib et al, 2003).

Si ahora consideramos la regla de Taylor junto con la primera ecuación de Euler de (4) y hacemos  $n_t = n$  para todo  $t$ , tendremos:

$$\ln(1 + \bar{i}) = \frac{n}{1 - \sum j_i} = \ln(1 + \bar{\pi}) - \ln \beta. \quad (8)$$

Esto muestra que el nivel de inflación de largo plazo en una economía de agregados monetarios y una de regla de Taylor coincidirán si se satisface:

$$\left[ \frac{n}{1 - \sum j_i} + \ln \beta \right] \left( 1 - \sum h_i \right) = a.$$

Esto quiere decir que con cualquiera de las reglas, el responsable último de la inflación en el largo plazo es la autoridad monetaria (ya sea por como fija  $a$  o  $n$ ) y que existe una equivalencia profunda entre ambos tipos de regla.

Las ecuaciones (7) y (8) nos dicen que en el largo plazo la relación entre inflación y crecimiento del dinero es directa. Esto sin embargo no tiene ninguna implicancia respecto a cuál debiera ser la correlación entre agregados monetarios e inflación en alta frecuencia y menos respecto a cuál debiera ser la causalidad estadística entre ambas. Obviamente que movimientos persistentes (o discretos) en ya sea  $a$  o  $n$  pueden modificar la magnitud de la correlación entre dinero e inflación, pero en entornos en que estas variables no sufren cambios persistentes, la correlación entre dinero e inflación se deberá a la persistencia de la política monetaria y su agresividad a responder a desviaciones de la meta de inflación.

### 4.3. Un Ejemplo Numérico

Para evaluar las implicancias de este modelo simple (con precios flexibles y en el que la teoría cuantitativa se satisface), procedemos a especificar formas funcionales sencillas para la tecnología y preferencias, además de imputar distintos valores a parámetros profundos que caracterizan la conducción de la política monetaria. Luego, utilizamos un método numérico para resolver el modelo a aproximar las políticas óptimas y leyes de movimiento de precios. Finalmente, simulamos series artificiales para el crecimiento del dinero y la inflación y comparamos sus resultados con los obtenidos en las secciones 2 y 3.

#### 4.3.1. Formas Funcionales y Parámetros

Siguiendo a Walsh (1998), consideramos las siguientes especificaciones para la función de utilidad, la función de producción y la ley de movimiento del shock productivo:

$$\begin{aligned} u \left( c_t, \frac{M_t}{P_t}, l_t \right) &= \frac{(c_t m_t^b)^{1-\Phi}}{1-\Phi} + \Psi \frac{(1-l_t)^{1-\eta}}{1-\eta} \\ f(k_t, l_t, w_t) &= e^{w_t} k_t^\alpha l_t^{1-\alpha} \\ w_t &= \rho w_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2). \end{aligned}$$



donde  $m_t = M_t/P_t$  son los saldos reales del periodo  $t$ .

El cuadro 3 presenta la configuración de parámetros utilizada en el ejercicio cuantitativo que sigue.<sup>17</sup> Uno de los parámetros no presentados ahí corresponde a  $\Phi$ . Este parámetro es crucial porque de él depende si la política monetaria es super-neutral.<sup>18</sup> Esto ocurre cuando  $\Phi = 1$  pues la oferta de trabajo se hace perfectamente inelástica a la política monetaria. En los ejercicios cuantitativos trabajaremos tanto con un modelo en el que hay super-neutralidad como con uno en el que no la hay ( $\Phi = 2$ ). Finalmente, el parámetro  $\Psi$  es calibrado para hacer que, en estado estacionario, el trabajo sea aproximadamente igual a 0.3.

$\alpha$	$\delta$	$\rho$	$\sigma_\varepsilon$	$\beta$	$b$	$\eta$	$\sigma_\vartheta$	$\sigma_\zeta$
0.400	0.019	0.950	0.007	0.989	0.005	1.000	0.0089	0.0002

Cuadro 3: Configuración de parámetros utilizados.

En caso que  $\Phi$  sea 1, las condiciones de primer orden de (4) se reducen a:

$$\begin{aligned}
 1 &= \beta(1+i_t)\mathcal{E}_t\left(\frac{c_t}{c_{t+1}}\frac{1}{1+\pi_{t+1}}\right) \\
 m_t &= bc_t\frac{1+i_t}{i_t} \\
 \frac{c_t}{1-l_t} &= (1-\alpha)\frac{q_t}{l_t} \\
 1 &= \beta\mathcal{E}_t\left(\frac{c_t}{c_{t+1}}\left[\alpha\frac{q_{t+1}}{k_{t+1}}+1-\delta\right]\right),
 \end{aligned}$$

donde la segunda ecuación muestra que, en este caso, la demanda de saldos reales es log-lineal y la velocidad de circulación de la teoría cuantitativa se asocia con  $[b(1+i_t)/i_t]^{-1}$ .<sup>19</sup>

Las especificaciones correspondientes a la modelación de la política monetaria en (6) son fundamentales para determinar la asociación entre el crecimiento del agregado monetario y la inflación.<sup>20</sup> Por ello, consideramos distintas especificaciones de

<sup>17</sup>Los parámetros utilizados son idénticos a los utilizados en Walsh (1998). Para el caso de la regla de tasa de interés (no considerada en Walsh), se fijó  $\sigma_\zeta$  en un valor que hacía que la varianza incondicional del crecimiento del dinero sea similar a la que se obtiene con una regla de agregados monetarios.

<sup>18</sup>Super-neutralidad se define aquí como el caso en que la política monetaria no afecta a las variables reales en estado estacionario.

<sup>19</sup>De hecho, a diferencia de las otras, esta ecuación no depende del valor de  $\Phi$ . Esta es una de las razones por las que, en su segunda edición, el libro de Walsh utiliza una función de utilidad CES entre consumo y saldos reales.

<sup>20</sup>Aún especificaciones simples de reglas de política monetaria pueden dar lugar a equilibrios múltiples e inestables (Christiano y Gust, 1999). Las especificaciones consideradas en este documento garantizan equilibrios únicos y estables.

cómo responde la autoridad a desvíos de la inflación respecto a su meta (que en este ejercicio hacemos igual a la inflación de estado estacionario). Los tres tipos de reglas de agregados monetarios y tasas de interés que consideramos hacen que la autoridad:

- no responda a la inflación y las leyes de movimiento en (6) sean procesos AR(1), por lo que  $d_i = 0 \forall i$ ;
- responda a la inflación pasada, por lo que  $d_i = 0 \forall i \neq 1, d_1 \neq 0$ ;
- responda a la inflación presente, por lo que  $d_i = 0 \forall i \neq 0, d_0 \neq 0$ .

Aún un modelo simple como el descrito no puede ser resuelto analíticamente, debiendo utilizarse métodos numéricos. En este trabajo se utiliza una aproximación de segundo orden a la función de política siguiendo a Schmitt-Grohé y Uribe (2004). Una vez que el modelo es parametrizado y resuelto, las funciones de política pueden utilizarse para simular series artificiales de interés. En los ejercicios que siguen, se genera una muestra artificial de 10,000 observaciones para cada serie (inflación y crecimiento del dinero) en cada especificación. Esto se debe a que lo que nos interesa evaluar es la implicancia asintótica de cada modelo.<sup>21</sup>

### 4.3.2. Correlaciones

El cuadro 4 muestra los resultados de calcular la correlación contemporánea entre crecimiento del dinero e inflación para distintas reglas de política monetaria. Una primera observación es que éste y los demás ejercicios no son sensibles a si la política monetaria es o no super-neutral, marginalmente sensibles a si la política monetaria responde explícitamente a la inflación (pasada o presente), y fuertemente sensible a la persistencia (*smoothing*) de la regla de política (valores de  $h$  y  $j$ ).

La correlación entre el crecimiento del dinero y la inflación es monotónica con el coeficiente de autocorrelación cuando se sigue una regla de agregados monetarios (columnas A, B y C). Mayor persistencia en el crecimiento del agregado implica una mayor asociación contemporánea entre dinero e inflación. En el caso de las reglas de tasas de interés, los resultados son menos claros pues la relación es generalmente no monotónica (cuando la política responde a la inflación) y monotónicamente decreciente (con la persistencia) cuando no se responde a inflación. La intuición para lo último es clara, mayor persistencia en la regla de tasas conduce a mayor volatilidad (incondicional) en la tasa de interés nominal (dado que fijamos  $\sigma_\zeta$ ). Esto se traduce en una menor volatilidad en el crecimiento de los saldos nominales, y por ende una asociación más débil con la inflación (columna D). La monotonicidad se quiebra justamente cuando la política monetaria responde a desvíos de inflación (columnas E y F).

---

<sup>21</sup>Alternativamente, podrían haberse generado muchas muestras con tamaño similar al observado en los datos. Los resultados de ese ejercicio no cambian nuestras conclusiones.

		Regla de Agregados					
$h$	A		B		C		
0,0	0,00	[0,00]	-0,01	[-0,01]	-0,01	[-0,01]	
0,5	0,08	[0,09]	0,04	[0,05]	0,07	[0,08]	
0,9	0,80	[0,80]	0,75	[0,76]	0,77	[0,77]	
		Regla de Tasas					
$j$	D		E		F		
0,0	0,19	[0,21]	0,16	[0,19]	0,15	[0,18]	
0,5	0,16	[0,19]	0,11	[0,15]	0,10	[0,14]	
0,9	0,14	[0,17]	0,73	[0,83]	0,75	[0,85]	

Cuadro 4: Correlación contemporánea entre crecimiento del dinero e inflación con distintas reglas de política. Valores normales [en corchetes] corresponden a correlaciones con [sin] super-neutralidad. A:  $d_0 = d_1 = 0$ . B:  $d_0 = 0, d_1 = -0,1$ . C:  $d_0 = -0,1, d_1 = 0$ . D:  $d_0 = d_1 = 0$ . E:  $d_0 = 0, d_1 = 0,1$ . F:  $d_0 = 0,1, d_1 = 0$ .

La conclusión más importante de este ejercicio es que la correlación contemporánea entre dinero e inflación se determina fundamentalmente por la manera en que se conduce la política monetaria (en términos de persistencia) y que no depende crucialmente de si la política monetaria es o no super-neutral. A su vez, independientemente de si la política monetaria se conduce con una regla de agregados monetarios o de tasas de interés, la correlación entre dinero e inflación puede hacerse arbitrariamente alta o baja. Por ello, el intentar explicar la baja correlación observada entre dinero e inflación, recientemente observada en Chile, por el mecanismo de reglas de tasas de interés y/o metas de inflación no es necesariamente correcto. Tampoco es correcto concluir que esta baja correlación pueda deberse a niveles de inflación bajos. Esto porque en todos los ejercicios realizados, la inflación de estado estacionario es siempre la misma. Por ende, puede hacerse un caso para que la correlación entre dinero e inflación dependa de la volatilidad de la inflación, pero no necesariamente de su nivel. Con ello, respondemos negativamente a la tercera pregunta de la Introducción.

### 4.3.3. Precedencia, Heteroscedasticidad y No Linealidades

Arriba se demuestra que es posible obtener asociaciones contemporáneas entre dinero e inflación arbitrariamente bajas o altas con reglas de agregados monetarios o de tasas de interés. Por ende, ¿existe alguna diferencia en la relación entre estas variables dependiendo de la elección de instrumento?

El gráfico 4 muestra que sí. La regla de agregados monetarios conduce a una asociación bastante más lineal entre el dinero y la inflación. Mientras que la regla lineal de tasas de interés muestra que para la misma volatilidad en el crecimiento del dinero, la asociación entre las series es bastante menos lineal. Esto quiere decir que si bien la regla de tasas de interés no conduce necesariamente a una menor correlación

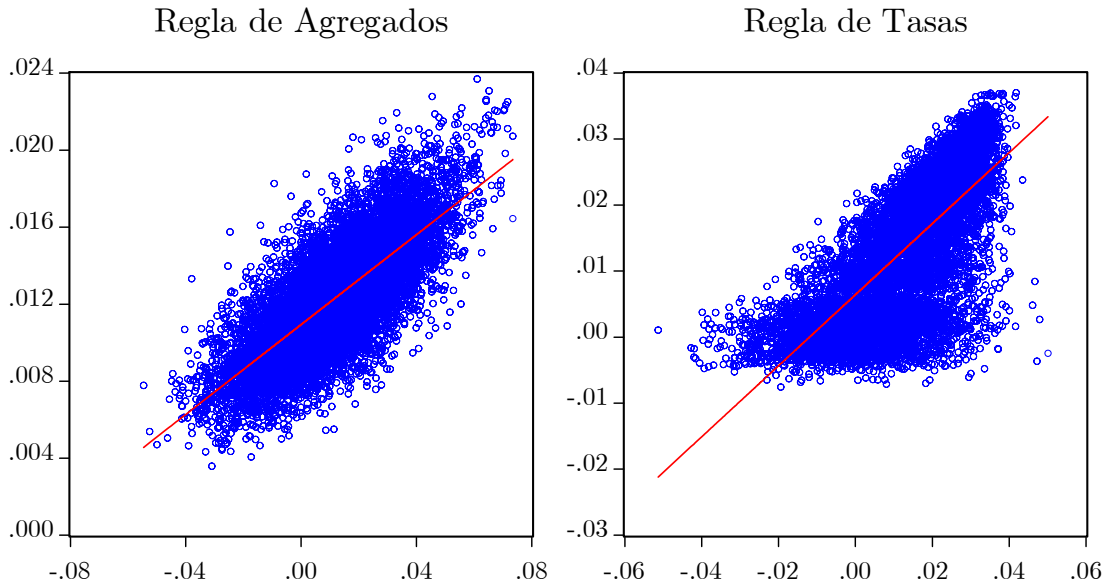


Figura 4: Crecimiento de dinero (eje horizontal) e inflación (eje vertical) para modelos con distintas reglas. La línea continua corresponde a la pendiente de una regresión lineal. En el caso de la regla de agregados se utiliza  $\Phi = 1, h = 0,9, d_1 = -0,1$ . Para la regla de tasas se usa  $\Phi = 1, j = 0,9, d_1 = 0,1$ .

entre dinero e inflación, si puede exacerbar no linealidades en la asociación entre las series.

Otro punto importante es que el método que utilizamos para resolver el modelo permite obtener mejores aproximaciones a que la ley de movimiento que determina la trayectoria de la inflación que otros métodos populares. Por ejemplo, si se utilizase el método de log-linealización para resolver el mismo modelo, la inflación se aproximaría como un proceso lineal.<sup>22</sup> Lo mismo sucede si se utiliza la popular aproximación lineal-cuadrática (como en Cooley y Hansen, 1989). Esto no sólo ignora características no lineales del modelo, sino que a su vez no permite capturar propiedades estadísticas que típicamente se observan en la inflación.

El cuadro 5 presenta los resultados de realizar tres tipos de tests a distintas especificaciones para la regla de política monetaria.<sup>23</sup> En primer lugar, reportamos tests de precedencia estadística entre dinero e inflación siguiendo la misma metodología que utilizamos con los datos de Chile. El segundo test corresponde a evaluar si existe evi-

<sup>22</sup>Ver por ejemplo Klein (2000).

<sup>23</sup>Dado que el eliminar super-neutralidad en el modelo no produce grandes cambios en los resultados, optamos por reportar los resultados con modelos con super-neutralidad.

dencia de heteroscedasticidad condicional en la mejor representación univariada para la inflación. Finalmente, también reportamos los resultados del test de no linealidades omitidas de Ramsey.

La lógica detrás de estos dos últimos tests es justamente la de evaluar cuán importantes son las no linealidades implícitas en el modelo. A su vez, recordemos que en muchos casos, los tests de heteroscedasticidad pueden encubrir no linealidades omitidas en la especificación de la media condicional.

Regla de Agregados			
$h$	A	B	C
0,0	$\downarrow, O, L$	$\downarrow, O, L$	$\downarrow, O, L$
0,5	$\rightarrow, O, L$	$\rightarrow, H, L$	$\rightarrow, O, L$
0,9	$\rightarrow, H, R$	$\rightarrow, H, L$	$\rightarrow, H, R$
Regla de Tasas			
$j$	D	E	F
0,0	$\leftrightarrow, O, L$	$\leftrightarrow, O, L$	$\leftrightarrow, O, L$
0,5	$\leftrightarrow, O, L$	$\leftrightarrow, O, L$	$\leftrightarrow, O, L$
0,9	$\leftrightarrow, O, L$	$\leftrightarrow, O, R$	$\leftrightarrow, O, R$

Cuadro 5: Causalidad, Heteroscedasticidad Condicional y No Linealidades en la inflación con distintas reglas de política y superneutralidad. A:  $d_0 = d_1 = 0$ . B:  $d_0 = 0, d_1 = -0,1$ . C:  $d_0 = -0,1, d_1 = 0$ . D:  $d_0 = d_1 = 0$ . E:  $d_0 = 0, d_1 = 0,1$ . F:  $d_0 = 0,1, d_1 = 0$ .  $\downarrow$  = No existe causalidad entre dinero e inflación,  $\leftarrow$  = Existe causalidad unidireccional de inflación a dinero,  $\rightarrow$  = Existe causalidad unidireccional de dinero a inflación,  $\leftrightarrow$  = Existe bicausalidad entre dinero e inflación. (O), H = (No) se rechaza homoscedasticidad condicional en residuos del mejor proceso univariado de la inflación. (L), R = (No) se rechaza el test de no linealidad omitida de Ramsey en el mejor proceso univariado de la inflación.

Los resultados encontrados son concluyentes. En todos los modelos en los que la autoridad monetaria sigue una regla de tasas, se encuentra evidencia de bicausalidad entre dinero e inflación, mientras que cuando la autoridad sigue una regla de agregado monetario se encuentra o que no hay causalidad o que ésta es unidireccional (de dinero a inflación).<sup>24</sup> Por ende, el modelo antes descrito es incapaz de replicar lo que se documenta para la economía chilena: que la causalidad va desde inflación hacia dinero y no viceversa.

Sin embargo, debe recordarse que los resultados de los tests de causalidad son sensibles a la existencia de heteroscedasticidad condicional o peor aún, a que en realidad la media condicional no esté bien especificada debido a no linealidades omitidas. Como lo muestra el cuadro 5, las especificaciones con políticas persistentes suelen de-

<sup>24</sup>Curiosamente, estos resultados también se encuentran en el caso en que la política monetaria reacciona a la inflación pasada (columna B) lo que por construcción debiera entregar bicausalidad.

tectar evidencia de heteroscedasticidad condicional y/o no linealidades omitidas. Por lo tanto, los resultados de los tests de causalidad están en general mal especificados.

Dado que el modelo descrito no puede reproducir la causalidad unidireccional observada en los datos, puede creerse que la incorporación de rigideces en salarios o precios (como las descritas en Clarida et al, 1998) pueda hacerlo. Sin embargo, si excluimos casos extremos en los que la inflación sea totalmente exógena, aún una fracción pequeña de agentes que ajusten precios conforme a sus expectativas de eventos futuros, es suficiente para hacer que el dinero provea información relevante para proyectar la inflación. A su vez, estos modelos sacrificarán características estadísticas que si parecen estar presentes en la inflación (no linealidades y/o heteroscedasticidad condicional).

Por lo tanto, los modelos considerados en este documento son capaces de explicar muchas cosas respecto a la relación entre dinero e inflación en Chile, excepto la más robusta: causalidad unidireccional de inflación a dinero. Resolver este *puzzle* servirá para entender mejor el comportamiento de la economía chilena y dará luces respecto al tipo de modelos que debieran utilizarse.

## 5. Conclusiones

Este documento parte realizando cuatro preguntas respecto a la relación entre crecimiento del dinero e inflación para la economía chilena:

1. ¿Los agregados monetarios proveen información relevante para proyectar la inflación?

Basados en la información existente, la respuesta a esta pregunta es un rotundo no. Un hecho estilizado robusto (no documentado antes) emerge: la inflación causa (o precede) al crecimiento del dinero y no viceversa. Este resultado es robusto a las distintas maneras en que se realizaron las políticas, al período muestral, el agregado monetario considerado, controles por metas de inflación, o consideración de segundos momentos. Esto quiere decir que no existe información relevante en la evolución de los agregados monetarios para predecir la inflación.

2. ¿La baja correlación entre el crecimiento del dinero y la inflación que se observa actualmente es una característica intrínseca del esquema de regla de tasas con metas de inflación?

Utilizando diversos modelos teóricos se demuestra que la correlación contemporánea entre crecimiento del dinero y la inflación puede hacerse arbitrariamente alta o baja independientemente de si se sigue una regla de agregado monetario o una de tasas de interés y que el esquema de metas de inflación puede hacerse compatible con cualquiera de ellas. Por ello, la baja correlación actual no necesariamente se debe al esquema.

3. ¿La baja correlación actual se debe a que ahora la inflación es baja?

Como lo demuestran todos los modelos considerados, la correlación contemporánea entre dinero e inflación puede hacerse arbitrariamente alta o baja independientemente del nivel de inflación de estado estacionario (o la meta de inflación). De hecho, pueden construirse ejemplos en los que la correlación es alta con inflaciones bajas o baja con inflaciones altas. Por lo tanto, una inflación baja no necesariamente explica una baja correlación entre inflación y dinero.

4. Finalmente, dado que el dinero no precede a la inflación, ¿está muerta la teoría cuantitativa?, ¿la inflación es o no un fenómeno monetario?

Todos los modelos considerados son deliberadamente simples, no consideran rigideces en precios o salarios y en casos implican super-neutralidad de la política monetaria. En todos ellos se cumple la teoría cuantitativa en su versión más fuerte. Pese a ello, es posible hacer que la asociación entre dinero e inflación sea arbitrariamente baja y que (en casos) la inflación preceda al dinero. Por lo tanto, el cumplimiento de la teoría cuantitativa no está reñido con la evidencia observada.

A su vez, si el *dictum* de Friedman que la inflación es siempre un fenómeno monetario, pasa porque el dinero preceda a la inflación o que ambas variables estén altamente correlacionadas, éste debe rechazarse. Sin embargo, si se interpreta “fenómeno monetario” como el acto deliberado de la autoridad monetaria, la evidencia es consistente con la ecuación cuantitativa y las correlaciones observadas. Esto porque el responsable último de la inflación en el largo plazo es la autoridad monetaria (eligiendo  $a$  o  $n$  en (6)), independientemente de la correlación entre dinero e inflación.

## Referencias

- Benhabib, J., S. Schmitt-Grohé y M. Uribe (2003). “Backward-Looking Interest-Rate Rules, Interest Rate Smoothing and Macroeconomic Instability,” *Discussion Paper* 3928, CEPR.
- Bierens, H. (1997). “Testing the Unit Root with Drift Hypothesis Against Nonlinear Trend Stationarity, with an Application to the US Price Level and Interest Rate,” *Journal of Econometrics* 81, 29-64.
- Cerda, R. y A. Lema (2003). “Desalineamientos Monetarios, Desalineamientos Cambiarios y Aceleración Inflacionaria,” *Manuscrito*, Universidad Católica de Chile.
- Christiano, L. y C. Gust (1999). “Taylor Rules in a Limited Participation Model,” *Working Paper* 7071, National Bureau of Economic Research.
- Christiano, L. y T. Fitzgerald (1999). “The Band Pass Filter,” *Working Paper* 7257, National Bureau of Economic Research.
- Chumacero, R. (2005). “A Toolkit for Analyzing Alternative Policies in the Chilean Economy,” en R. Chumacero y K. Schmidt-Hebbel (editores), *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, Banco Central de Chile.
- Clarida, R., J. Gali y M. Gertler (1998). “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory,” *Quarterly Journal of Economics* 115, 147-80.
- Cochrane, J. (1998). “A Frictionless Model of U.S. Inflation,” en B. Bernanke y J. Rotemberg (editores), *NBER Macroeconomics Annual*. MIT press.
- Cooley, T. y G. Hansen (1989). “The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model,” *American Economic Review* : 733-48.
- De Grawe, P. y M. Polan (2001). “Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?,” *Discussion Paper* 2841, CEPR.
- De Gregorio, J. (2003a). “Dinero e Inflación: En Qué Estamos?,” *Economía Chilena* 6, 5-19.
- De Gregorio, J. (2003b). “Mucho Dinero y Poca Inflación: Chile y la Evidencia Internacional,” *Cuadernos de Economía* 40, 716-24.
- García, P. y R. Valdés (2003a). “Dinero e Inflación en el Marco de Metas de Inflación,” *Economía Chilena* 6, 21-47.
- García, P. y R. Valdés (2003b). “Dinero y Conducción de la Política Monetaria con Metas de Inflación,” *Cuadernos de Economía* 40, 698-706.



- García, P. y R. Valdés (2003c). “Dinero y Política Monetaria: Más Allá de M1a,” *Manuscrito*, Banco Central de Chile.
- King, M. (2002). “No Money, No Inflation - The Role of Money in the Economy,” *Bank of England Quarterly Bulletin* 2, 162-77.
- Klein, P. (2000). “Using the Generalized Schur Form to Solve a Multivariate Linear Rational Expectations Model,” *Journal of Economic Dynamics & Control* 24, 1405-23.
- Lucas, R. (1980). “Equilibrium in a Pure Currency Economy,” *Economic Inquiry* 18, 203-20.
- Razzak, W. (2001). “Money in the Era of Inflation Targeting,” *Discussion Paper* 2, Reserve Bank of New Zealand.
- Rosende, F. (2003a). “¿El Fin del Monetarismo?,” *Cuadernos de Economía* 40, 681-9.
- Rosende, F. (2003b). “Conducción de la Política Monetaria,” *Documento de Trabajo* 247, Universidad Católica de Chile.
- Schmitt-Grohé, S., y M. Uribe (2004). “Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second Order Approximation to the Policy Function,” *Journal of Economic Dynamics & Control* 28, 755-75.
- Vilasuso, J. (2001). “Causality Tests and Conditional Heteroskedasticity: Monte Carlo Evidence,” *Journal of Econometrics* 101, 25-35.
- Walsh, C. (1998). *Monetary Theory and Policy*. MIT Press.

**Documentos de Trabajo  
Banco Central de Chile**

**Working Papers  
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: [www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc](http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc). Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: [www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper](http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper). Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

- |  |           |
|--|-----------|
| DTBC-323<br><b>Mixed Tactical Asset Allocation</b><br>Alejandro Corvalán   | Mayo 2005 |
| DTBC-322<br><b>International Borrowing, Capital Controls and the Exchange Rate:<br/>Lessons from Chile</b><br>Kevin Cowan y José De Gregorio                                   | Mayo 2005 |
| DTBC-321<br><b>Policy Responses to External Shocks: the Experiences of Australia,<br/>Brazil and Chile</b><br>Luis Felipe Céspedes, Ilan Goldfajn, Phil Lowe, y Rodrigo Valdés | Mayo 2005 |
| DTBC-320<br><b>La Curva de Salarios en Chile</b><br>Pablo García y Paulina Granados  | Mayo 2005 |
| DTBC-319<br><b>El Dinero Como Indicador de Actividad e Inflación en Chile – ¿Ya<br/>No?</b><br>Tobias Broer  | Mayo 2005 |
| DTBC-318<br><b>Financial Frictions and Real Devaluations</b><br>Luis Felipe Céspedes   | Mayo 2005 |

DTBC-317	Abril 2005
<b>Institutions, Economic Policies and Growth: Lessons from the Chilean Experience</b>	
Vittorio Corbo, Leonardo Hernández, y Fernando Parro	
DTBC-316	Abril 2005
<b>Factores Macroeconómicos en Retornos Accionarios Chilenos</b>	
Rodrigo Fuentes, Jorge Gregoire, y Salvador Zurita	
DTBC-315	Abril 2005
<b>Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance</b>	
Álvaro Aguirre y César Calderón	
DTBC-314	Abril 2005
<b>¿Cuánto Explican las Reformas y la Calidad de las Instituciones del Crecimiento Chileno? Una Comparación Internacional</b>	
César Calderón y J. Rodrigo Fuentes	
DTBC-313	Abril 2005
<b>Convergencia Regional en Chile: Nuevos Tests, Viejos Resultados</b>	
Roberto Duncan y J. Rodrigo Fuentes	
DTBC-312	Abril 2005
<b>Credibility and Inflation Targeting in an Emerging Market: the Case of Chile</b>	
Luis F. Céspedes y Claudio Soto	
DTBC-311	Marzo 2005
<b>Concentration and Price Rigidity: Evidence for the Deposit Market in Chile</b>	
Solange Berstein y Rodrigo Fuentes	
DTBC-310	Marzo 2005
<b>Fluctuaciones del Dólar, Precio del Cobre y Términos de Intercambio</b>	
José De Gregorio, Hermann González, y Felipe Jaque	
DTBC-309	Febrero 2005
<b>Spreads Soberanos: Una Aproximación Factorial</b>	
Valentín Délano y Jorge Selaive	
DTBC-308	Enero 2005
<b>Mirando el Desarrollo Económico de Chile: Una Comparación Internacional</b>	
Rodrigo Fuentes y Verónica Mies	