

EL DINERO COMO INDICADOR LIDER

SE KYU CHOI HA*
LUIS FELIPE LAGOS M.**

ABSTRACT

For policy makers and business cycles analysts is important to count on variables that anticipate points of inflection in economic activity. This paper studies aggregate real money balances as leader indicator of the economic activity based on a Probit model, time series analysis and two Granger-type causality tests for cointegrated data. Our main conclusion is that there is not enough evidence to support the hypothesis of real money shocks preceding future output movements in the Chilean economy. The results of the tests performed in this paper recommend careful examination of econometric models that rely on real money as a right hand side variable of an output equation.

RESUMEN

Para los estudiosos del ciclo económico, así como para los encargados de la política económica es importante contar con variables que anticipen los puntos de inflexión en la actividad económica. Este trabajo estudia al dinero real agregado como indicador líder de la actividad económica basado en un

* Pontificia Universidad Católica de Chile.

** Profesor, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. Agradecemos los valiosos comentarios de Juan Eduardo Coeymans, Raimundo Soto, dos árbitros anónimos y los participantes del seminario de investigación de la facultad de Ingeniería Comercial de la PUC en "Termas del Corazón", Enero 2002. Cualquier error es nuestra responsabilidad.

Keywords: Money, Leading Indicator, Probit Model, Granger-type Casualty Tests, Cointegration.
JEL Classification: C10, C22, C25, E30, E40

modelo Probit, análisis de series de tiempo y dos pruebas de causalidad a la Granger para datos cointegrados. Nuestra principal conclusión es que no existe evidencia suficiente para apoyar la hipótesis de que innovaciones del dinero real antecedan movimientos futuros en el producto en la economía chilena. Los resultados de las pruebas realizadas en este estudio recomiendan la revisión cuidadosa de modelos econométricos basados en el dinero real como variable predictiva del producto.

1. INTRODUCCIÓN

Para los estudiosos del ciclo económico así como para los encargados de la política económica es importante contar con variables que anticipen los puntos de inflexión de la actividad económica. Estos indicadores líderes permitirían un monitoreo más adecuado de la economía, facilitando la conducción de la política económica al evitar que los rezagos de la política monetaria, por ejemplo, amplifiquen el ciclo desestabilizando a la economía.

Es así como numerosos estudios intentan verificar qué variables son indicadores líderes del producto. El mayor esfuerzo se ha centrado en las variables financieras tales como el precio de acciones y un *spread* de tasas de interés¹. El precio de un activo, al incorporar toda la información disponible sobre la evolución del producto, debería reflejar prontamente cualquier cambio en la percepción sobre el crecimiento económico. Por su parte, según la teoría de expectativas, las tasas de interés de largo plazo reflejan las tasas cortas esperadas que, a su vez, indican la naturaleza más expansiva o contractiva de la política monetaria.

El dinero también ha sido considerado como una variable que podría anticipar el comportamiento futuro del producto. Por ejemplo, varios analistas de la economía chilena plantean que un aumento del dinero real es un indicador adelantado de un crecimiento más acelerado de la actividad económica². Pero, ¿cuándo podemos esperar una relación robusta y de precedencia temporal entre las variables de dinero y producto?

La teoría macroeconómica clásica afirma que no existe ninguna relación de largo plazo entre estas dos variables: la primera es tan sólo una variable nominal, mientras que el producto es una variable real, que depende sólo de factores reales y sigue una tendencia de largo plazo (en otras palabras, la idea de la tasa natural de crecimiento). En los ochenta, la teoría de los ciclos reales postuló que los ciclos económicos tenían su origen en *shocks* a la tecnología, descartando toda influencia del dinero sobre el producto (Kidland y Prescott 1982). Debe recordarse que el

¹ Véase, por ejemplo, Walker (1998), Zúñiga y Soria (1999) y Fernández (2000) para el caso chileno. El trabajo de Stock y Watson (2001) presenta una amplia revisión de la experiencia norteamericana.

² Véase, por ejemplo, Bravo y Franken (2001) y Firinguetti y Rubio (2003). El aumento del dinero nominal, en un contexto de rigidez de precios, induciría un aumento de la cantidad real de dinero, la demanda agregada y el nivel de actividad económica.

modelo aludido corresponde a una formulación macroeconómica de agentes representativos, donde las fluctuaciones de corto plazo en la economía corresponden a respuestas óptimas de los agentes frente a cambios en las expectativas futuras de remuneraciones. Adicionalmente, dicho modelo no incluye el dinero como variable de control ni como variable de estado, con lo que su importancia en las fluctuaciones económicas de corto plazo se pone en duda, ya que el modelo tiende a replicar muy de cerca a la economía norteamericana de posguerra.³

Sin embargo, la relación teórica entre las dos variables –y en consecuencia, una posible relación empírica de causalidad entre ambas– también encuentra un número significativo de estudios que la avalan. El hecho de que movimientos en el dinero antecedan en el tiempo a movimientos en el producto, puede plantearse en el marco simple de oferta y demanda agregada de corto plazo junto con un producto de tendencia o de largo plazo determinístico. En este esquema, el dinero –a través de su influencia en la demanda agregada– influye en el ciclo económico⁴ si y sólo si existe una oferta agregada de corto plazo que permite variaciones en producto y precios alejadas del equilibrio de largo plazo.

La pendiente positiva de la oferta agregada puede explicarse a través de la existencia de algún grado de rigidez en los mercados. Este puede tener su origen en contratos de largo plazo (Fischer 1977; Taylor 1979) o en costos de cambiar los precios (Mankiw 1985), situaciones donde los agentes no pueden ajustarse perfectamente período a período frente a cambios en las condiciones nominales (por ejemplo, cambios en la cantidad de dinero en la economía). Ciertamente, estas innovaciones en las condiciones nominales de la economía tienen su contrapartida en variables reales por el simple hecho de que los precios no pueden ajustarse libremente en el corto plazo, ya sea porque los agentes económicos están comprometidos en relaciones contractuales a plazos fijos⁵ o porque tras un análisis de costo-beneficio, prefieren mantener sus precios ante la existencia de costos estructurales de cambiar los precios⁶.

La no neutralidad del dinero puede también provenir de problemas de información (Friedman 1968; Lucas 1972, 1973). Por ejemplo, Lucas desarrolla un modelo clásico con expectativas racionales donde la información imperfecta para todos los agentes representa la restricción que provee a la economía de una oferta de corto plazo con pendiente positiva. El hecho de que movimientos en el dinero influyan sobre la actividad económica en el modelo de Lucas viene dado por la confusión de los agentes económicos en cuanto a los precios relativos y absolu-

3 En general la literatura de ciclos reales incluye al dinero, pero este juega un rol pasivo respecto de la generación del ciclo económico.

4 Aquí definimos ciclo económico como movimientos del producto que lo alejan de la tendencia de largo plazo.

5 Como lo pone de manifiesto S. Fischer, el efecto real de contratos traslapados se produce cuando la duración de los contratos excede el tiempo o periodicidad con que la información relevante (usualmente precios) está disponible para los agentes económicos.

6 Los llamados Costos de Menú.

tos, llevándolos a una producción mayor en el corto plazo a pesar de la falta de cambios en las condiciones reales de los distintos mercados.

Una visión alternativa que permite fundamentar la propiedad de indicador líder al dinero resulta del análisis de la demanda por dinero considerando éste como un activo de portafolio⁷. En esta interpretación, la demanda por dinero depende positivamente del ingreso permanente. Un incremento en el ingreso permanente lleva a un aumento en la demanda por dinero; los mayores saldos reales anticipan un mayor nivel de producto futuro coherente con el mayor ingreso permanente.

Por su parte, la relación empírica entre dinero y producto ha sido extensamente estudiada. El trabajo pionero de Friedman y Schwartz (1963) concluye que el dinero causa el ciclo económico, pero esta relación presenta un largo y variable rezago, hecho ampliamente citado por analistas y banqueros centrales alrededor del mundo.

Sin embargo, la evidencia respecto de si una variable (el dinero) precede en el tiempo a otra (el producto) debe ser analizada cuidadosamente. Sólo se puede postular una relación causal de dinero a producto si el dinero es una variable exógena⁸ en el marco de un modelo estimado eficientemente.

Este trabajo estudia la relación entre dinero y producto para la economía chilena incorporando técnicas econométricas ya utilizadas en la literatura anterior y otras relativamente nuevas. En primer lugar, se utiliza un modelo probit, el cual permite descubrir el poder predictivo del dinero real al estimar la significancia estadística de dicha variable para predecir la probabilidad de una recesión (caída del producto). En segundo lugar, se realizan test de causalidad a la Granger incorporando desarrollos recientes del análisis de series de tiempo. Nuestros resultados indican que la evidencia empírica no es suficientemente favorable a una relación causal de dinero a producto. Por lo tanto, el uso del dinero como indicador líder no sería confiable. El aporte principal de este artículo respecto a la literatura anterior consiste en la aplicación de pruebas estadísticas no disponibles en el pasado. Dichos test sobrellevan problemas estadísticos graves, en los que han caído muchos estudios al utilizar pruebas de causalidad a la Granger simples en series cointegradas, en pos de justificar el uso del dinero como indicador líder. Así mismo, los resultados del presente trabajo llaman a reevaluar los modelos de predicción de producto para la economía chilena que utilizan al dinero como variable explicativa.

La estructura del trabajo es la siguiente. La sección 2 presenta evidencia para Chile e internacional respecto de causalidad y precedencia temporal entre variables financieras (incluido el dinero) y producto. En la sección 3 se realiza un análisis empírico de la causalidad entre dinero y producto para la economía chilena. Finalmente, en la sección 4 se concluye.

⁷ Friedman (1957)

⁸ Es decir, que el dinero no reacciona pasivamente a cambios en el producto. En términos estadísticos, los rezagos del dinero tendrían información para proyectar la actividad económica.

2. EVIDENCIA PREVIA

El grueso de la literatura se basa en la experiencia estadounidense, donde los trabajos clásicos son los de Stock y Watson (1989) y los de Friedman y Kuttner (1993). Los primeros realizan test de causalidad a la Granger para descubrir si el dinero efectivamente antecede a los ciclos de actividad. En su trabajo, los autores encuentran resultados bastante robustos y la causalidad del dinero al producto se mantiene a pesar de probar distintas especificaciones y variables. Por su parte, Friedman y Kuttner rebaten los hallazgos de los primeros aludiendo a que la expansión de la muestra utilizada en el trabajo original lleva a revocar la evidencia hallada y a rechazar la hipótesis de la importancia del dinero en los ciclos. En trabajos más recientes, Stock y Watson (2001) revisan extensivamente la literatura, encontrando importantes fluctuaciones en la eficacia de distintos índices para predecir movimientos futuros en la actividad, dependiendo del país, el período y el método estadístico utilizado. Una conclusión a la que llegan es que la combinación de algunos indicadores individuales arroja mejores resultados, pero es poco satisfactorio no saber muy bien cómo elegir dichos indicadores. *Ex post* es relativamente fácil encontrar alguna combinación de variables que maximice algún estadígrafo meta (test F de significancia conjunta, por ejemplo), pero si lo que se busca es un modelo con fines predictivos dicha tarea no es trivial y dependerá de la suerte en un grado no menor.

Utilizando un método estadístico alternativo, Estrella y Mishkin (1998) evaluaban distintas variables financieras en busca de aquellas que predigan mejor la probabilidad de que la economía estadounidense caiga en una recesión. Usando un modelo probit concluyen que la capacidad predictiva del dinero a los ciclos económicos es más bien pobre frente a los robustos resultados que reportan respecto al *spread* de tasas de interés y a un índice de precios de acciones. En el modelo expuesto, Estrella y Mishkin encuentran que el liderazgo del dinero al producto es de cuatro trimestres, pero existen algunos problemas con las especificaciones utilizadas por dichos autores, ya que sólo se incluyen variables individuales en cada regresión, invalidándose de cierto modo sus resultados por el problema de exclusión de variables y aumento de varianza de los estimadores.

Entre los trabajos que analizan el poder de variables financieras para predecir movimientos futuros en el producto en la economía chilena, destacan los de Walker (1998), Zúñiga y Soria (1999) y Fernández (2000). El primer estudio relaciona los resultados accionarios chilenos con movimientos en el producto, para un período comprendido entre mediados de los 80 y mediados de los 90. Walker encuentra que los retornos accionarios históricos proveen información relevante a la hora de pronosticar movimientos en el producto, hasta con dos años de anticipación. Asimismo, el autor encuentra evidencia de causalidad estadística en la dirección de producto a retornos accionarios pasados para la misma ventana de tiempo.

Zúñiga y Soria por su parte, concluyen que el nivel de las tasas reales de interés son las variables que mejor predicen movimientos en la actividad futura.

En su estudio, dichas variables resultaron superiores en cuanto a contenido informativo que *spreads* de tasas de interés real, índices accionarios, tipo de cambio nominal y agregados monetarios (M1).

En el trabajo de Fernández se estudia la eficacia del *spread* de tasas de interés para predecir crecimiento del IMACEC⁹ y la inflación. Los resultados reportados por su investigación son poco robustos estadísticamente para períodos cortos de tiempo, encontrándose que las tasas de los pagarés del Banco Central a 8 años son el mejor predictor de la variación de los doce últimos meses en el IMACEC.

Otra vertiente de estudios para la economía chilena se ha enfocado en modelos uniecuacionales para predecir adelantadamente movimientos en el índice de producto mensual. Dichos trabajos se basan fuertemente en las propiedades estadísticas de un grupo de variables candidatas, las que son incorporadas con rezagos en ecuaciones donde la variable dependiente es alguna transformación del IMACEC.

El estudio de Bravo y Franken (2001) utiliza diversos precios de activos para la formación de un indicador líder mediante la técnica de componentes principales. En su documento, los autores crean un *ranking* de diversas variables macroeconómicas e instrumentos financieros ordenados de mayor a menor liderazgo al ciclo económico chileno. Resulta interesante la inspección de dicho *ranking*, en que el dinero (definido como M1A) figura en primer lugar. Los resultados de los autores surgen de test de causalidad a la Granger, pero en el trabajo no hay mayor discusión acerca de otras propiedades estadísticas de la serie de dinero, como integración, estacionalidad o cointegración.

Un estudio similar es el de Firinguetti y Rubio (2003), el cual utiliza la metodología del National Bureau of Economic Research (NBER) para construir indicadores líderes. Los autores además utilizan regresiones del tipo *ridge* para la agregación de variables. Al igual que Bravo y Franken, ellos incluyen dinero (agregados monetarios) por su correlación simple y adelanto al ciclo económico, junto a otro gran número de variables explicativas. Dado que su trabajo no presenta proyecciones puntuales, es difícil cuantificar la calidad de los distintos modelos presentados.

En el otro extremo, y mediante el uso de técnicas estadísticas y computacionales diferentes, Belaisch y Soto (1998) encuentran que el dinero no tiene mayor importancia al momento de predecir ciclos de actividad. Los autores crean un modelo de calibración para el estudio de ciclos reales, llegando a conclusiones similares a las de Kidland y Prescott (1982), en cuanto a la tendencia cíclica de los precios en la economía chilena. Belaisch y Soto encuentran que los precios en Chile se comportan de forma anticíclica, lo que indica que los ciclos se producen principalmente por *shocks* de oferta agregada y que el dinero –mediante su influencia en la demanda agregada– no posee un claro efecto unidireccional al ciclo. En un estudio más reciente, Bergoing y Soto (2002) crean un modelo de

⁹ El Banco Central elabora una serie de IMACEC desestacionalizado con el método ARIMA x-12.

ciclos reales para la economía chilena donde la figura del gobierno es incluida a través de la política monetaria y fiscal. Uno de sus resultados apunta a que la política fiscal es más significativa que la monetaria a la hora de predecir ciclos de actividad.

Nuestro trabajo se enmarca dentro de esta literatura de manera amplia y crítica. Formulamos la pregunta de si en realidad es confiable utilizar la serie de dinero real (M1A¹⁰) a la hora de predecir movimientos en el IMACEC. Específicamente, este estudio sigue de cerca la metodología de Estrella y Mishkin, en cuanto utilizamos un modelo probit para realizar conjeturas preliminares, expandiendo y refinando el trabajo citado para evitar correlaciones espurias. Nuestro estudio también se relaciona con aquellos estudios citados previamente en cuanto utilizamos pruebas de causalidad a la Granger para probar precedencia temporal. Sin embargo, la aplicación de nuevos procedimientos y técnicas de series de tiempo hacen que los resultados aquí presentes tomen en cuenta características importantes de los datos como son la no-estacionariedad y cointegración.

3. ESTIMACIONES

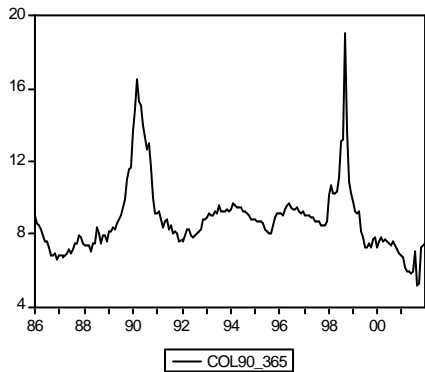
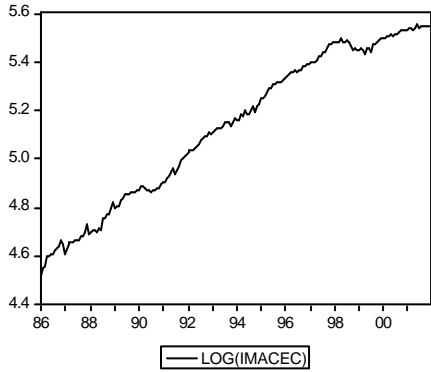
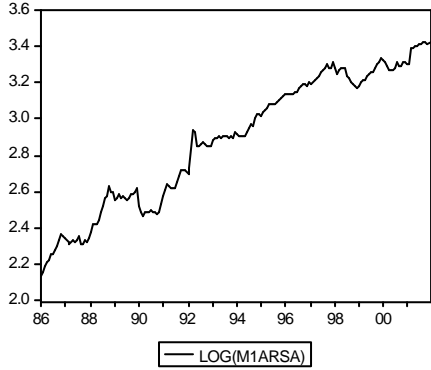
La sección siguiente presenta resultados de los modelos econométricos empleados para comprobar la hipótesis de existencia de alguna relación dinámica entre saldos monetarios reales y movimientos en el producto. Aquí se presentan hechos que sobreviven a cambios de especificación en las variables, indicio de algún grado de robustez en los resultados. Para el análisis se utilizan datos mensuales en logaritmos para saldos monetarios (M1A) en términos reales y desestacionalizados para el período comprendido entre enero de 1986 y junio de 2001. La variable que se ocupa para medir crecimiento económico es el IMACEC, filtrada para eliminar efectos estacionales. Junto con esta información, se utiliza la tasa de interés real de colocaciones para un plazo de 90 a 365 días como variable de control¹¹. El uso de tan sólo una variable adicional en el espacio estudiado se plantea por dos simples razones. Primero, buscamos presentar un modelo lo más parsimonioso posible que conjugue las relaciones macroeconómicas básicas entre dinero, producto y tasa de interés. Segundo, a pesar de que la no inclusión de otras variables de control en el análisis es altamente cuestionable si lo que se busca es modelar de modo riguroso todos los determinantes del producto chileno en el corto plazo, debe mantenerse en perspectiva la idea principal de este trabajo: analizar estadísticamente si los movimientos en el dinero preceden en el tiempo a las variaciones en el producto. Así, un modelo trivariado sencillo representa un punto de partida válido para la discusión.

¹⁰ Nos enfocamos sólo en el dinero por existir mayor evidencia teórica y empírica al respecto. Sin embargo, las metodologías aquí propuestas son fácilmente aplicables a otras variables financieras o reales.

¹¹ Los datos están disponibles en el sitio oficial del Banco Central de Chile en Internet (<http://www.bcentral.cl/Indicadores/indicadores.htm>).

En el Gráfico 1 se presentan las distintas variables utilizadas en este trabajo en términos logarítmicos, a excepción de la tasa de interés que se encuentra en niveles.

GRAFICO 1
VARIABLES UTILIZADAS



3.1. Modelo Probit

Mediante este modelo se busca una correspondencia un tanto más general que la de causalidad: si es que existe alguna conexión entre cambios en el dinero real y la probabilidad de que la economía experimente períodos de recesión (baja en la actividad económica)¹². Este tipo de especificación sigue de cerca los trabajos de Estrella y Mishkin (1998). Como variable dependiente se usa una variable binaria llamada “baja” (por la supuesta baja en la actividad que representa) que toma valor uno cuando se da crecimiento negativo de la economía y valor cero en caso contrario. Con el fin de analizar el contenido informativo de los movimientos en la cantidad real de dinero en la predicción de una recesión, se utilizaron diferentes definiciones para la variable dicotómica:

$$\text{Definición 1: } BAJA_t = \begin{cases} 1 \rightarrow dLn(IMACEC_t) < 0 \\ 0 \rightarrow \text{no} \end{cases}$$

$$\text{Definición 2: } BAJA2_t = \begin{cases} 1 \rightarrow dLn(IMACEC_t) < -1\% \\ 0 \rightarrow \text{no} \end{cases}$$

$$\text{Definición 3: } BAJA3_t = \begin{cases} 1 \rightarrow dLn(IMACEC_t) < -1.5\% \\ 0 \rightarrow \text{no} \end{cases}$$

Al sensibilizar el punto de quiebre entre valores unos y ceros (magnitud de la caída en el IMACEC) se puede estimar la significancia del dinero real a la hora de medir períodos de crecimiento negativo, a la vez que, se infiere de cierto modo la calidad informativa de dicha variable para pronosticar cambios de régimen de distinta magnitud en el crecimiento del producto. Debe tenerse presente que caídas de 1 y 1.5% en el IMACEC fueron elegidas como puntos de diferenciación de manera arbitraria y manteniendo en consideración el balance entre observaciones con el valor uno y con el valor cero.

A pesar de que la variación negativa en un solo mes del IMACEC no cumple con los requisitos de la definición estándar de recesión, el uso de una variable *dummy* de estas características puede ser útil en cuanto en el período estudiado –enero de 1986 a junio de 2001– no existen muchos períodos recesivos¹³.

¹² Aunque este tipo de relación difiere a lo que en estricto rigor podría llamarse “causalidad” o precedencia ya que no se están midiendo efectos de magnitud en la variable dependiente, sí se estaría considerando el *timing* y el sentido de los efectos, por lo que existe alguna razón para pensar en la complementariedad de estos modelos con los que se presentarán en párrafos siguientes.

¹³ Sólo durante 1998 se presenta disminución de la actividad durante trimestres consecutivos.

Cabe destacar que este modelo sólo busca estipular la existencia de alguna relación estadística general entre los movimientos del dinero real y del producto y no representa un modelo con fines predictivos para formulación de política.

La forma funcional del modelo probit es:

$$(1) \quad \text{BAJA}_t = \beta_i' x_{t-i} + \varepsilon_t$$

donde x son las variables explicativas y β son los coeficientes a estimar. De este modo y dadas las especificaciones de las distintas variables, una representación simple de lo que se está verificando es

$$(2) \quad \Pr(\text{BAJA}_t = 1 | x_{t-i}, \beta) = \Phi(-x_{t-i}'\beta)$$

$$(3) \quad \Pr(\text{BAJA}_t = 0 | x_{t-i}, \beta) = 1 - \Phi(-x_{t-i}'\beta)$$

en otras palabras, la probabilidad de que la variable dependiente tome valor uno o cero, controlando por variables explicativas. Aquí, x son las variaciones de M1A en el período $t-i$ ¹⁴, b son los parámetros estimados mediante máxima verosimilitud y Φ es la función de distribución acumulada de una distribución normal estándar que por definición es continua, estrictamente creciente y retorna valores entre cero y uno¹⁵.

El Cuadro 1 presenta resultados para una serie de regresiones, considerando distintas definiciones de la variable *BAJA*, y del período muestral. En la última fila de cada columna se presenta la probabilidad de cometer error tipo uno sobre el valor de un estadígrafo F calculado para la hipótesis de que todos los coeficientes son iguales a cero. Todas las regresiones incluyen doce rezagos del dinero real, con lo que pueden distinguirse las significancias individuales de cada rezago.

En general, el signo de los coeficientes es negativo, con lo que se reafirma la idea inicial de que los movimientos positivos en la cantidad de dinero, son seguidos de movimientos positivos en el IMACEC (y así, menor probabilidad de crecimiento negativo). Por su parte, puede verse que la significancia conjunta en las distintas regresiones es alta, resultado robusto a cambios de especificación en la variable dependiente así como a cambios en la muestra utilizada. Sin embargo, no sucede lo mismo con rezagos particulares, los que pueden cambiar de signo y significancia estadística. De aquí surge una idea importante: quienes consideran movimientos puntuales en la cantidad real de dinero para predecir movimientos futuros en la actividad económica pueden estar cayendo consistentemente en

¹⁴ Para un análisis econométrico más exhaustivo, véase Greene, W (1997).

¹⁵ Se está construyendo un modelo con fines predictivos, por lo cual, las variables explicativas se encuentran rezagadas en i períodos

sesgo y equivocación, ya que es necesario el contexto histórico general (y no específico) en el cual se está observando la fluctuación. Según los resultados expuestos, sería necesaria información de hasta doce meses consecutivos de la variable M1A real para predecir consistente e insesgadamente la probabilidad de caídas en el IMACEC. Una explicación econométrica a este resultado es el simple hecho de que la omisión de variables produce sesgo e inconsistencia en los parámetros calculados. Por lo tanto, modelos que no incluyen toda la información relevante (largo de rezagos a incluir) cometen un error de especificación e invalidan sus resultados.

CUADRO 1
RESULTADOS MODELO PROBIT

	Variable dependiente: Crecimiento negativo del IMACEC				
	BAJA*	BAJA [†]	BAJA ^{††} *	BAJA2*	BAJA3*
DLog(M1ARSA _{t-1})	-7.2647 (0.0121)	-9.4694 (0.0229)	-6.6616 (0.0405)	-8.466906 (0.1078)	-14.32618 (0.0117)
DLog(M1ARSA _{t-2})	-3.0948 (0.2463)	-2.6782 (0.439)	-3.94 (0.1672)	-12.04719 (0.0319)	-10.95186 (0.0483)
DLog(M1ARSA _{t-3})	-9.0801 (0.0038)	-10.843 (0.016)	-8.8519 (0.0113)	-8.263400 (0.1007)	-7.578677 (0.1153)
DLog(M1ARSA _{t-4})	-5.579 (0.0581)	-7.4823 (0.0568)	-8.2924 (0.0168)	-7.992890 (0.1110)	-7.853111 (0.1378)
DLog(M1ARSA _{t-5})	-0.9556 (0.7407)	0.41222 (0.9134)	0.22358 (0.9433)	-4.357741 (0.3769)	-6.880292 (0.1940)
DLog(M1ARSA _{t-6})	-6.5273 (0.0343)	-8.2685 (0.0471)	-8.7152 (0.0106)	-7.054824 (0.1933)	-4.318675 (0.3916)
DLog(M1ARSA _{t-7})	-1.8626 (0.5356)	1.33234 (0.7254)	-1.7719 (0.5863)	-9.875197 (0.0642)	-7.854622 (0.1279)
DLog(M1ARSA _{t-8})	-10.246 (0.0015)	-15.22 (0.0011)	-13.192 (0.0002)	-6.730590 (0.1471)	-8.305837 (0.0987)
DLog(M1ARSA _{t-9})	-2.6844 (0.3499)	1.28001 (0.7236)	-1.8888 (0.5437)	-10.31393 (0.0342)	-11.89697 (0.0212)
DLog(M1ARSA _{t-10})	-6.4039 (0.0337)	-8.5155 (0.0363)	-8.6034 (0.0119)	-9.245689 (0.0492)	-8.126602 (0.0771)
DLog(M1ARSA _{t-11})	-9.7029 (0.0018)	-10.37 (0.0221)	-10.155 (0.0027)	-6.231925 (0.1716)	-8.011945 (0.0969)
DLog(M1ARSA _{t-12})	-5.127 (0.0775)	-6.9896 (0.0868)	-7.3229 (0.0273)	-12.76060 (0.0142)	-13.78995 (0.0098)
Probabilidad test F ^{†††}	0.000725	0.026351	0.000691	0.000007	0.000003
N° Observaciones	173	97	173	173	173

Valores p entre paréntesis.

*Para muestra completa (enero 1986, junio 2001).

† Muestra reducida (enero 1990, enero 1998).

†† Modelo que incluye 12 rezagos del cambio en Col90_365.

††† Test de que todos los parámetros son iguales a cero.

Al realizar las mismas estimaciones, pero incluyendo adicionalmente doce rezagos de la variación en la tasa de interés de colocación real de 90 a 365 días, las

conclusiones anteriormente señaladas no cambian de manera radical. La significancia global se mantiene y no hay muchos cambios en los signos de parámetros individuales.

Con respecto a la calidad del modelo para predicciones dentro de muestra, la regresión de la primera columna parece entregar resultados satisfactorios. En los primeros meses de 1988 el producto cayó en meses consecutivos, fenómeno predicho por el modelo. En efecto, la probabilidad que se asigna a caer en un crecimiento negativo hacia enero de 1988 fue de 56% y para febrero del mismo año de un 46%. Para el episodio de la crisis asiática y la consiguiente caída en la actividad experimentada por la economía chilena hacia el tercer trimestre de 1998, las predicciones fuera de muestra resultan también robustas: el modelo otorga una probabilidad de un 94.4% de que para septiembre de 1998 se dé crecimiento negativo y de un 91.4% para octubre de ese año¹⁶. Sin embargo, hay que tener en cuenta que estas proyecciones son para puntos particulares. Una discusión más a fondo de la capacidad predictiva del modelo Probit se encuentra en el Cuadro 2, donde se muestran los porcentajes de aciertos y fallos predichos por el modelo, cuando se utiliza un punto de quiebre de 35%¹⁷.

CUADRO 2
TABLA DE ACIERTOS Y FALLOS PARA MODELO PROBIT*

Valores Predichos	Valores Efectivos	
	BAJA=0	BAJA=1
P(BAJA=1)=0.35	84	15
P(BAJA=1)>0.35	45	29
Total	129	44
Aciertos	84	29
% Aciertos	65.12	65.91
% Fallos	34.88	34.09

*Para modelo de la primera columna, Cuadro 1. El punto de diferenciación se determinó en 0.35, tomando en cuenta el número de observaciones iguales a "uno" en la muestra.

En resumen, el modelo probit muestra que variaciones mes a mes en el dinero real predicen con cierta confiabilidad caídas en el IMACEC, siendo los resultados bastante robustos a cambios de especificación y número de rezagos incluidos en las regresiones. El modelo probit también permitiría captar una probable relación no lineal entre dinero y producto. En efecto, una contracción del dinero real -como ocurrió en 1998- afectaría en mayor medida al producto. Sin embargo, hay que recordar que las relaciones encontradas en esta sección sirven

¹⁶ Pronósticos realizados mediante el modelo de la segunda columna del Cuadro 1.

¹⁷ Esto significa que se considera muy probable la ocurrencia del evento si el modelo predice probabilidades mayores a 35%. Para una discusión más rigurosa, véase Greene, *op. cit.*

principalmente como evidencia de alguna relación temporal estadísticamente significativa. Este hecho dista de ser una conclusión general, como se verá en las secciones siguientes.

3.2. Causalidad a la Granger

A pesar de que el modelo presentado en la sección anterior muestra evidencia de robustez a la hora de predecir caídas en el índice de producto IMACEC, este resultado dista mucho de confirmar la existencia de causalidad en la dirección de dinero a producto al basarse sólo en una generalización arbitraria de los datos. Esta parte del trabajo desarrolla modelos alternativos y complementarios, los que permiten probar directamente la hipótesis de causalidad de dinero hacia producto al considerar las características propias de los datos. A su vez, esta sección se subdivide en tres: caracterización de los datos según un modelo de corrección de errores vectorial y dos aplicaciones de test de causalidad a la Granger para datos cointegrados.

3.2.1. Vector de corrección de errores

En la siguiente sección se hace uso de un vector auto regresivo (VAR) monetario para el modelamiento ateoórico de la relación entre dinero y producto. La inspección visual de las variables en el Gráfico 1 muestra crecimiento de todas las variables incluidas en el VAR durante el período estudiado (enero de 1986 – junio de 2001) salvo para la tasa de interés de colocación. Usualmente los datos agregados en economía presentan movimientos crecientes producto de la presencia de raíces unitarias en el proceso de generación de los datos. En el Cuadro 3 se presentan dos test alternativos de raíces unitarias: el de Dickey y Fuller aumentado (ADF) y el de Phillips y Perron (PP), donde la hipótesis nula es que la serie posee una raíz unitaria.

CUADRO 3
TEST DE RAICES UNITARIAS

Variable	Dickey-Fuller Aumentado* (rezagos) (valor p)	Phillips-Perron** (ancho de banda) (valor p)
LogMIARSA	-1.448745 (0) (0.5574)	-1.446595 (5) (0.5585)
LogIMACEC	-2.081451 (0) (0.2525)	-2.081451 (0) (0.2525)
Col90_365	-2.544460 (0) (0.1067)	-2.615168 (1) (0.0917)

* Los test fueron realizados con intercepto y sin tendencia determinística. Sin embargo, los resultados parecen robustos a dicha especificación. Los rezagos fueron determinados caso por caso, según criterio de Schwarz.

** Este test se basa en el uso de Kerneles de Bartlett, y el ancho de banda fue calculado caso por caso, según el criterio Newey-West.

En vez de utilizar una estructura específica y común para la construcción de los test (número de rezagos o ancho de banda para ADF y PP respectivamente), las pruebas presentadas fueron construidas de forma ad hoc a la información contenida en cada serie. En el ADF la estructura de rezagos fue calculada según el criterio de información de Schwarz, mientras que para el test de PP, el cual utiliza *kerneles* de Bartlett de ancho de banda variable, dicha amplitud fue determinada según el criterio de Newey-West. Esta forma de estimar los estadígrafos presenta beneficios teóricos, mas los resultados son robustos a cambios en especificación. Como se ve en el Cuadro 3, no puede rechazarse la hipótesis nula de no estacionariedad de las series al nivel de 5% de confianza, a pesar de que las tasas de colocación estén en el margen del criterio de rechazo al 10% de confianza.

Ante este hecho, la modelación correcta del conjunto de datos depende de una segunda pieza de información: la existencia de relaciones de cointegración entre las variables, es decir, relaciones de largo plazo que determinan el movimiento conjunto de las series en el tiempo, tanto para el corto como para el largo plazo.

Para esto se utiliza el test de cointegración de Johansen, que calcula (si es que existe más de una relación) el número de relaciones de este tipo. Los resultados de este test se presentan en el Cuadro 4. Al mantener el criterio de un 5% de confianza, la información entregada por el test confirma la existencia de una relación de cointegración para todas las variables. En el cuadro puede verse que el estadígrafo calculado rechaza la hipótesis nula de “ninguna” relación de cointegración al 1% de confianza, lo que permite confirmar la significancia de dicha relación.

CUADRO 4
TEST DE COINTEGRACION DE JOHANSEN*

Valor Propio	Razón de verosimilitud	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	H0: N° de EC(s)
0.136694	41.28444	29.68	35.65	Ninguna*
0.072749	14.67999	15.41	20.04	Más de 1
0.005558	1.008870	3.76	6.65	Más de 2

* Test realizado con cuatro rezagos en el vector original, una constante y sin tendencia, para el período enero 1986, junio 2001.

** Denota rechazo de la hipótesis nula al 1% de confianza.

Con esta evidencia la modelación correcta de los datos debe incluir la información de la existencia de ecuaciones de cointegración, por lo que el modelo a utilizar es el de corrección de errores en su representación vectorial (VEC). Esto se justifica por la existencia de un grupo de variables endógenas (dinero, producto y tasa de interés) y ninguna forma funcional específica pertinente a priori. Los resultados del modelo se extraen básicamente de las funciones de impulso res-

puesta y de la descomposición del error de pronóstico, ambas presentadas en los Gráficos 2 y 3, respectivamente¹⁸.

CUADRO 5
VECTOR DE COINTEGRACIÓN

Vector No Normalizado, según test de traza		
Log (IMAC)	Log(M1ARSA)	COL90_365
-2.416795	2.046121	-0.003362

En el Gráfico 2 se muestran las funciones de impulso respuesta del modelo estimado con el término de corrección de errores calculado según el vector de cointegración del Cuadro 3, incluyendo intercepto y nueve rezagos.

Los Gráficos muestran las reacciones de las distintas variables frente a *shocks* de una desviación estándar en ellas. El ordenamiento utilizado es LogM1ARSA, Col90_365 y LogIMACEC. Sin embargo, el cambio de ordenamiento no altera los resultados ni la dirección de las distintas respuestas al utilizar la descomposición de Cholesky como método de identificación. Enfocando la atención en el gráfico del logaritmo del IMACEC, puede notarse que el efecto del dinero es positivo y permanente en el largo plazo, resultado acorde con la presencia de una relación de cointegración en el modelo. Sin embargo, a pesar de este resultado nada puede concluirse acerca de causalidad entre las dos variables de interés, ya que el efecto positivo también puede observarse en la respuesta del logaritmo del M1A. Esta evidencia es coherente con una demanda por dinero.

El análisis de la descomposición de varianzas del error de predicción presentado en el Gráfico 3 puede ser de ayuda al análisis al mostrar directamente los factores que inciden con mayor fuerza sobre la variabilidad del error de predicción en períodos futuros. Observando los gráficos respecto de dinero y producto, se aprecia que la varianza del error de predicción de ambas variables está influida en mayor proporción por la variabilidad de la misma serie respecto de las demás. Si bien este resultado no determina exogeneidad débil en términos estrictos, es una aproximación a dicho concepto que se complementa a los resultados de la sección siguiente.

¹⁸ Puede surgir de aquí una discusión respecto de la forma funcional utilizada. En estudios similares, suele trabajarse en términos de fluctuaciones cíclicas de las variables (diferencias respecto de una tendencia de largo plazo). Sin embargo, la especificación de variables utilizada en este estudio busca simplemente adaptarse a los requerimientos técnicos de los test de causalidad a presentar más adelante. Por otra parte, las diferencias simples de variables desestacionalizadas en frecuencias mensuales pueden representar buenas aproximaciones de las tendencias cíclicas de corto plazo, dadas las características de los datos de la economía chilena para el período estudiado.

GRAFICO 2
FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA

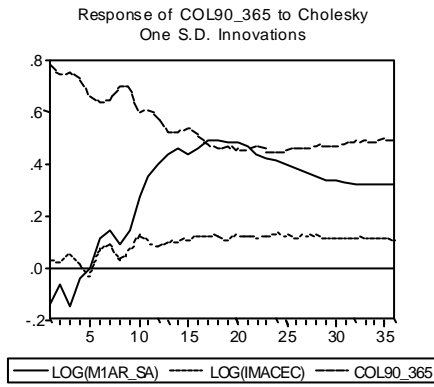
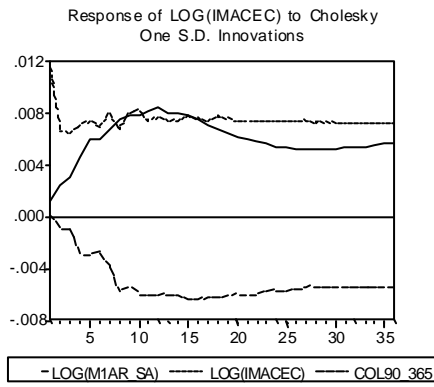
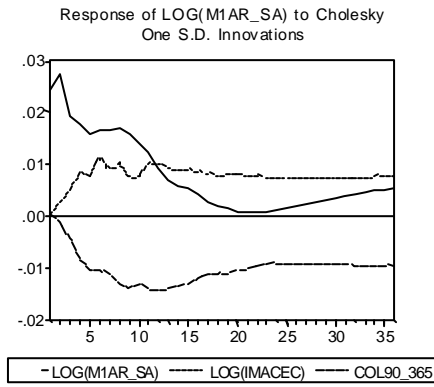
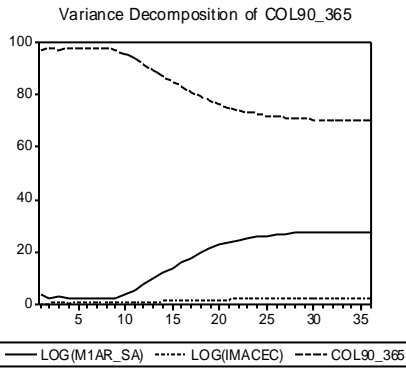
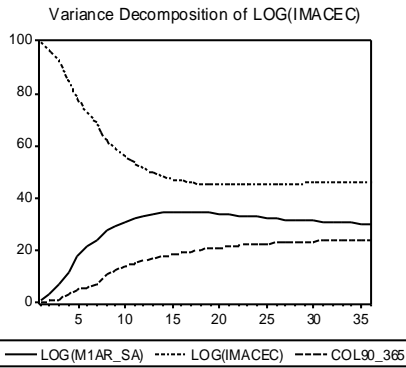
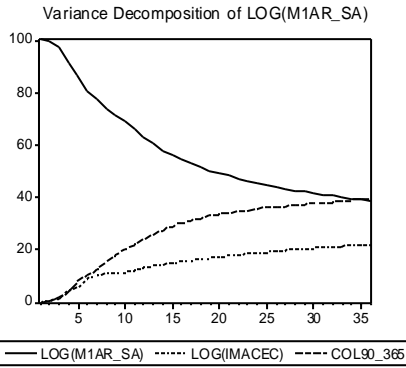


GRAFICO 3
DESCOMPOSICION DE VARIANZA



3.2.2. Cointegración y Causalidad

Sea el modelo en niveles

$$(4) \quad y_t = \Phi(L)y_{t-i} + u_t \quad \text{con } i = 1, \dots, p$$

donde y_t es un vector de variables, $\Phi(L) = \sum_{i=1}^p \phi_i L^{i-1}$, p es el número de rezagos y u es un vector de innovaciones aleatorias. Suponiendo variables $I(1)$ y cointegración de las variables, el modelo puede reescribirse como un vector de corrección de errores

$$(5) \quad \Delta y_t = \Phi^*(L)\Delta y_{t-i} + BA'y_{t-1} + u_t$$

donde la expresión $\Phi^*(L)$ está definida análogamente a la anterior. B es una matriz de coeficientes y A es la matriz que contiene el espacio de vectores de cointegración de las variables en y .

Para simplificar el análisis la siguiente partición es útil.

$$(6) \quad y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{bmatrix}$$

Esta permite separar grupos de variables en pos de hacer más sencillas las hipótesis a verificar: y_{1t} representa las n_1 variables "causadas"; y_{3t} , las n_3 variables "causantes" e y_{2t} , son las restantes n_2 variables del modelo. Así, pueden definirse dos hipótesis nulas de no causalidad a la Granger de acuerdo a cada modelo:

$$(7) \quad H: \phi_{1,13} = \phi_{2,13} = \dots = \phi_{p,13} = 0$$

$$(8) \quad H^*: \phi_{1,13}^* = \phi_{2,13}^* = \dots = \phi_{p,13}^* = 0 \quad \text{y} \quad B_1 A_3' = 0$$

Hipótesis definidas para el modelo en niveles y con corrección de errores respectivamente. Se definen $\phi_{i3}^{(*)} = \sum_{i=1}^p \phi_{i,13}^{(*)} L^{i-1}$ como la sub-matriz de dimensión $n_1 \times n_2$ de $\Phi^*(L)$, B_1 como las primeras n_1 filas de la matriz B y A_3 como las n_3 últimas filas de la matriz de vectores de cointegración A .

En particular, si se da el caso de variables $I(0)$ o estacionarias, la estimación del test de causalidad, definido por la hipótesis nula en (7) es directa, ya que no requiere supuestos adicionales ni distribuciones asintóticas no-estándares. Sin embargo, si existen raíces unitarias y cointegración en las variables, la teoría asintótica pertinente no es trivial invalidándose la mayoría de test de restricciones sobre los parámetros que utilizasen el supuesto de normalidad de los errores. Para solucionar esta aparente limitación, este trabajo utiliza los resultados de Toda y Yamamoto (1995) y de Toda y Phillips (1991, 1993) para llevar a cabo test de causalidad en condiciones donde la distribución a utilizar sí corresponde a una chi-cuadrado.

a) Causalidad de Variables en Niveles: análisis de Toda y Yamamoto.

El procedimiento sugerido por Toda y Yamamoto (TY de aquí en adelante) opera sobre modelos VAR en niveles, inclusive si existe la sospecha de integración y cointegración entre las variables. A pesar de que se elimina información valiosa mediante este acercamiento al problema, TY muestran que la inclusión intencional de rezagos (un *overfitting* consciente) posibilita el uso de distribuciones chi-cuadrado para verificar las hipótesis de no-causalidad sobre bloques de parámetros. La operatoria sugerida por TY es simple y directa: estimar un VAR en niveles, determinar el largo óptimo de rezagos, agregar un rezago al VAR¹⁹ y realizar los test de causalidad en el VAR sobre-ajustado usando distribuciones chi-cuadrado.

En el Cuadro 6 se presentan los resultados de este procedimiento para un modelo que incluye todas las variables descritas con anterioridad y para la muestra completa. El test utilizado es el de Wald de restricciones lineales sobre los parámetros.

CUADRO 6
TEST DE CAUSALIDAD: CRITERIO DE TODA Y YAMAMOTO

Dirección	2 rezagos*	3 Rezagos*	10 rezagos*
	Estadígrafo (prob.)	Estadígrafo (prob.)	Estadígrafo (prob.)
Dinero a producto	8.697624 (0.0129)	9.676630 (0.0215)	14.39841 (0.1556)
Producto a dinero	23.10781 (0.0000)	16.39103 (0.0009)	18.77554 (0.0432)

*Los criterios de Schwarz, Akaike y el de razón de verosimilitud, determinan un largo de rezagos óptimo de 1, 2 y 9 respectivamente.

Por lo que se presentan resultados para modelos con 2, 3 y 10 rezagos.

La simplificación hecha por los trabajos de TY puede producir distorsiones en los estadígrafos y sólo es recomendable como complemento de otro tipo de

¹⁹ En este caso se introduce un rezago dado que todas las variables son $I(1)$. En general, TY sugieren incluir d rezagos adicionales, donde d es el orden de integración máximo que se sospecha dentro del modelo.

test. Las mayores distorsiones se dan específicamente cuando el modelo verdadero posee pocos rezagos. El hecho de sobreajustar el modelo introduce mucho "ruido" en los parámetros estimados y en los test calculados. Por lo tanto, los resultados de las dos primeras columnas (modelo con 2 y 3 rezagos) deben mirarse con desconfianza. Así, la conclusión parcial de esta sección es que no existe evidencia suficiente como para determinar que se dé alguna relación de causalidad entre las variables de dinero y producto en la economía chilena para el período estudiado, aunque los resultados de las dos primeras columnas indiquen lo contrario. Sin embargo, sobre la base de los valores p , podría decirse que de haber alguna relación de causalidad ésta sería de dinero a producto.

b) Causalidad en Modelos de Corrección de Errores

Esta sección se basa en un análisis más convencional que el utilizado por TY y se refiere a los trabajos de Toda y Phillips (1991, 1993), quienes discuten las distribuciones asintóticas generales que se dan cuando existe cointegración de variables integradas. Dado que en este caso particular los test de causalidad se implementan para variables individuales, es decir, la hipótesis alternativa de la ecuación (8) puede simplificarse en

$$(8) \quad H^*: \phi_{1,13}^* = \phi_{2,13}^* = \dots = \phi_{p,13}^* = 0 \quad \text{y} \quad \beta_1 \alpha_3 = 0$$

ya que tanto B_1 como A_3 son en este caso escalares, denotados por β_1 y α_3 respectivamente. En general, Toda y Phillips (1993) determinan que la distribución límite de los parámetros de un modelo como el descrito en (5) envuelve una mezcla de distribuciones chi-cuadrado, distribuciones no estándares (procesos de Wiener) y *nuisance parameters*. Sin embargo, si se da el caso especial en que $\text{rango}(B_1) = n_1$ ó $\text{rango}(A_3) = n_3$, entonces $F^* \xrightarrow{d} \chi_{n_1 n_3 p}^2$, donde F^* es el estadígrafo de Wald calculado según (8). Dado este resultado, y sobre la base de experimentos de Monte Carlo, TP (1991) sugieren una estrategia secuencial de pruebas²⁰ con el fin de analizar causalidad a la Granger en sistemas cointegrados. Definiendo las hipótesis nulas auxiliares:

$$(9) \quad H_3^*: \alpha_3 = 0$$

$$(10) \quad H_{\uparrow}^*: \phi_{1,13}^* = \phi_{2,13}^* = \dots = \phi_{p,13}^* = 0$$

²⁰ En realidad los autores sugieren varios métodos alternativos, pero se considera que éste es el de mayor poder. Por su parte, este procedimiento es el más ad hoc a la especificación utilizada en este trabajo.

la estrategia consiste en verificar H_3^* ; de rechazarse se procede a verificar H_{\uparrow}^* . Si esta hipótesis nula es rechazada, entonces no puede rechazarse la idea de que se da Causalidad a la Granger de la variable y_{3t} hacia y_{1t} . Otra sugerencia proporcionada por TP, sobre la base de sus experimentos de Monte Carlo, es utilizar holgura adicional para comprobar la hipótesis nula en (5)²¹.

Dado que α_3 es el coeficiente del término del error en una ecuación en particular del modelo, la hipótesis señalada es de directa comprobación. En el Cuadro 7 se presentan los resultados de estas pruebas

CUADRO 7
TEST DE HIPOTESIS*: $\alpha_3 = 0$

Variable dependiente	α_3	Estadígrafo	Valor-p
$\Delta_{\text{LogIMACEC}}$	0.104727	2.907396	0.0044
Δ_{LogM1A}	-0.173940	-1.644721	0.1030

* El coeficiente α_3 corresponde al término de corrección de errores, incluido en cada ecuación y consistente al vector de cointegración presentado en el Cuadro 5.

Como puede observarse, la hipótesis en (9) es rechazada en ambos casos según el criterio de valores críticos sugerido por TP. Por lo tanto, se cumple la primera etapa requerida por los test secuenciales. El Cuadro 8 proporciona resultados para la segunda parte del test. Se presentan estadígrafos para el modelo calculado con 10 rezagos²² y distintas especificaciones (variables incluidas en el modelo). Los resultados de esta metodología corroboran las ideas presentadas más arriba en cuanto a la imposibilidad de establecer una relación causal entre dinero y producto en la economía chilena a niveles aceptables de significancia. Este resultado se ve inalterado ante cambios de especificación en el modelo, específicamente, ante la eliminación de la variable tasa de interés. Otra idea que parece mantenerse es la asimetría de la dinámica: la hipótesis de que el dinero causa o antecede temporalmente al producto es más fuerte. Dicho de otra manera, es más fácil rechazar la hipótesis nula de que el bloque de rezagos de producto en la ecuación de dinero es igual a cero.

²¹ Toda y Phillips sugieren elegir valores críticos del 22% para los test-t, lo que llevaría a tener un nivel de significancia del 5% para el test global. En todo caso, estas indicaciones son arbitrarias y no tienen sustentos teóricos.

²² Determinado por test de razones de verosimilitud.

CUADRO 8
TEST DE CAUSALIDAD CRITERIO DE TODA Y PHILLIPS

Dirección	Estadígrafo	Valor-p
Dinero a Producto *	6.208931	0.7974
**	10.39297	0.4067
Producto a Dinero*	15.60286	0.1116
**	13.19380	0.2130

A modo de comparación, se presentan los resultados de test de causalidad a la Granger tradicionales para las variables producto y dinero, tanto en niveles como en diferencias en los Cuadros 9 y 10. Como puede observarse, estos test sí señalan la existencia de una relación temporal entre ambas series. Sin embargo, dada la existencia de raíces unitarias y relaciones de cointegración, es muy probable que dicha relación sea espuria.

CUADRO 9
TEST DE CAUSALIDAD A LA GRANGER ESTANDAR,
VARIABLES EN DIFERENCIAS

Hipótesis Nula:	Estadígrafo	Valor-p
DLOG(MIARSA) no causa a la Granger a DLOG(IMACEC)	2.28277	0.01965
DLOG(IMACEC) no causa a la Granger a DLOG(MIARSA)	2.73105	0.00549

CUADRO 10
TEST DE CAUSALIDAD A LA GRANGER ESTANDAR,
VARIABLES EN NIVELES

Null Hypothesis:	Estadígrafo	Valor-p
LOG(MIARSA) no causa a la Granger a LOG(IMACEC)	2.77855	0.00477
LOG(IMACEC) no causa a la Granger a LOG(MIARSA)	3.54777	0.00049

4. CONCLUSIONES

El aporte principal de este trabajo ha sido la implementación de dos tipos de test de causalidad a la Granger para los datos de la economía chilena. A pesar de lo disímil que resultan los procedimientos entre sí, los resultados son robustos y la idea principal se mantiene: no existe evidencia suficiente para determinar causalidad

entre las variables de dinero y producto en la economía chilena, hecho que se mantiene para distintas especificaciones del modelo en cuanto a número de rezagos y variables incluidas.

Dados estos resultados, surgen dos extensiones inmediatas a la discusión. Por un lado, debe tenerse en cuenta que las pruebas realizadas en todo este trabajo refieren a la idea de causalidad en términos de media (cuán bien se puede predecir la media condicional de una serie, dada la información disponible) y precedencia temporal, y no en el sentido estricto de la palabra. La forma de entender causalidad en términos de distribuciones condicionales conjuntas aún queda por dilucidarse.

Una segunda idea que se deriva de los resultados de este trabajo es la validez de ciertos indicadores líderes del producto basados en la información contenida en la variable de dinero real. Si se consideran los resultados aquí expuestos, la idea de predecir movimientos en el producto a partir de movimientos en el dinero no es recomendable por la baja significancia conjunta que presentan los rezagos del dinero a la hora de determinar movimientos futuros en el producto. Aunque en la sección 3.1, el modelo Probit expuesto indicaría que movimientos en el dinero real son estadísticamente significativos a la hora de producir cambios de signo en la tasa de crecimiento del producto, estos resultados deben tomarse con mucho cuidado y duda, considerando que la relación encontrada es muy general y simplificada.

La conclusión final es que a pesar de existir una relación de largo plazo entre las dos variables de interés, no queda claro en términos estadísticos cuál es la variable causante ni cuál es la causada en el corto plazo.

REFERENCIAS

- Belaisch, A. y Soto, C. (1998), "Empirical Regularities of Chilean Business Cycles". Documento de Trabajo N°41. Banco Central de Chile.
- Bergoing R. y Soto R. (2002), "Testing Real Business Cycles Models in an Emerging Economy". Banco Central de Chile, *Documento de Trabajo* 159.
- Bravo, F. y Franken, H. (2001), "Un Indicador Líder del IMACEC". Documento de Trabajo N° 99, Banco Central de Chile.
- Cabrera, A. y Lagos, L.F. (1999), "Mirando Dentro de la Caja Negra: Política Monetaria en Chile". Banco Central de Chile.
- Cheng, H. (1977), "Money and Income Causality Detection". NBER Working Paper N°167.
- Christoffersen, P. y Diebold, F. (1997), "Cointegration and Long-Horizon Forecasting". NBER Technical Working Paper N°217.
- Covey, T. y Bessler, D. (1991), "Testing for Granger's Full Causality". *Review of Economics and Statistics*.

- Dufour, J. y Renault, E. (1998), "Short Run and Long Run Causality in Time Series: Theory". *Econometrica* Vol. 66.
- Enders, W. (1995), "Applied Econometric Time Series". Wiley.
- Estrella, A., y Mishkin, F. (1998), "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators". *Review of Economics and Statistics* vol. 80
- Fernández, V. (2000), "Estructura de Tasas de Interés en Chile: ¿Qué tan Buen Predictor de Crecimiento e Inflación?". *Cuadernos de Economía* N°111.
- Firinguetti, L. y Rubio, H. (2003), "Indicadores Líderes del IMACEC". Documento de Trabajo N° 208, Banco Central de Chile.
- Fischer, S. (1977), "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money supply Rule", *Journal of Political Economy* 85, N° 1.
- Friedman, B. y Kuttner, K. (1993), "Another Look at the Evidence on Money-Income Causality". *Journal of Econometrics* Vol. 57.
- Friedman, M. (1957), "A Theory of Consumption Function". NBER General Series 63.
- Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy". *American Economic Review*, vol 58
- Friedman, M. y A. Schwarz (1963), "A Monetary History of the United States, 1867-1960". Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Granger, C.W.J. (1983), "Generating Mechanisms, Models and Causality" en *Advances in Econometrics*, W. Hildenbrand (ed). Cambridge University Press.
- Greene, W. (1997), "Econometric Analysis". Prentice Hall.
- Hamilton, J. (1994), "Time Series Analysis". Princeton University Press.
- Krol, R. y Ohanian, L. (1990), "The Impact of Stochastic and Deterministic Trends on Money-Input Causality: A Multi-Country Investigation". *Journal of Econometrics* Vol. 45.
- Kidland, F. y Prescott, E. (1982), "Time to Build Aggregate Fluctuations". *Econometrica* Vol 50.
- Lucas, R. (1972), "Expectations and the Neutrality of Money". *Journal of Economic Theory* 4.
- Lucas, R. E. Jr. (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs". *American Economic Review*, Vol. 63 (3).
- Mankiw, G. (1985), "Small Menu costs and Large Business Cycles", *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 100.
- Pizarro, J. (1994), "Causality Tests in the Case of Cointegrated Variables: A Monte Carlo Analysis". University of Geneva.
- Rosende, F. (2000), "Teoría Macroeconómica: Ciclos Económicos, Crecimiento e Inflación". Ediciones Universidad Católica de Chile.
- Sims, C.A. (1972), "Money, Income and Causality". *American Economic Review*.
- Stock, J.H. y Watson, M. (2001), "Vector Autoregressions". En *Journal of Economic Perspectives Symposium on Econometric Tools*.
- Stock, J.H. y Watson, M. (1989), "Interpreting the Evidence on Money-Income Causality". *Journal of Econometrics* Vol. 40.
- Stock, J.H., y Watson, M. W. (1992), "A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience". NBER Working Paper N° 4014.
- Stock, J.H., y Watson, M. W. (2001), "Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices". NBER Working Paper N° 8180.
- Taylor, (1979), "Staggered Wage Setting in a Macro Model", *American Economic Review*, Vol. 69.

- Toda, H.Y. y Phillips, P.C.B. (1991), "Vector Autoregressions and Causality: a theoretical overview and simulation study". Working Paper 91-07. University of Western Australia.
- Toda, H.Y. y Phillips, P.C.B. (1993), "Vector Autoregressions and Causality". *Econometrica*, Vol 61 No6.
- Toda, H.Y. y Yamamoto, T. (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes". *Journal of Econometrics*, Vol. 66.
- Walker, E. (1998), "Mercado Accionario y Crecimiento Económico en Chile". *Cuadernos de Economía* N°104, abril.
- Zúñiga, S. y Soria, K. (1999), "La Estructura de Tasas, los Retornos Accionarios y la Actividad Real. ¿Es Posible Predecir el Crecimiento Económico Chileno? Evidencia del Período 1989-1997". Manuscrito. Escuela de Ingeniería Comercial, Universidad Católica del Norte, Coquimbo-Chile.