

Banco Central de Chile
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile
Working Papers

N° 275

Noviembre 2004

CONSUMO Y DINERO DE PERSONAS EN CHILE

Tobias Broer

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.

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.



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
Huérfanos 1175, primer piso.
Teléfono: (56-2) 6702475; Fax: (56-2) 6702231

CONSUMO Y DINERO DE PERSONAS EN CHILE

Tobias Broer

Banco Central de Chile y Bank of England

Resumen

Se presenta un VAR cointegrado para M1A de personas, consumo, y sus determinantes. Se encuentran dos relaciones de largo plazo, que se pueden especificar como una demanda por dinero y una ecuación de consumo, homogénea en el ingreso disponible. Las desviaciones del dinero de su equilibrio estimado tienen un impacto significativo sobre el consumo en el futuro, pero no viceversa. La dinámica, causalidad á la Granger y los criterios de exogeneidad débil según Urbain (2002), permiten la estimación y proyección de consumo y dinero condicional a las otras variables ingreso, inflación, y tasas de interés. El sistema ajusta bien la dinámica del consumo dentro de la muestra, y mejor que otras ecuaciones de consumo estimadas sin dinero para Chile en el pasado. Y fuera de la muestra el modelo presenta proyecciones a corto plazo mejores que modelos univariados o sin dinero. Sin embargo, ese no es el caso a más largo plazo.

Abstract

We estimate a cointegrated VAR of consumption, household money and their determinants in Chile. We find two long-run relations that can be specified as a classic money-demand equation and a consumption equation that is homogenous in disposable income. We find that the household money overhang has indeed a significant effect on future consumption, while consumption deviations do not affect money holdings. The dynamic properties of the system, namely Granger causality and the weak exogeneity criteria developed in Urbain (1992), allow the estimation of a marginal system for consumption and money as well as conditional forecasts on exogenous paths of income, interest rates, and inflation. Our system tracks the in-sample dynamics of consumption well, and better than other consumption equations estimated in Chile without money in the past. And out of sample tests show that our model has better forecast performance than univariate models, or systems without money. However, this does not hold for longer horizons.

Se agradecen los comentarios de Rodrigo Valdés y Pablo García. Las opiniones expresadas en este artículo por supuesto no corresponden necesariamente a los del Banco Central de Chile, del Banco de Inglaterra, o de sus consejos de política monetaria respectivos.

E-mail: pf_tbroer@bcentral.cl.

1. Introducción

Tradicionalmente, en Chile el análisis empírico de los agregados de dinero se ha concentrado en el vínculo entre el M1A y actividad total, es decir, el PIB¹. Este vínculo parece haberse debilitado recientemente con el fuerte crecimiento del M1A contrastado por un crecimiento más lento de la actividad, como muestra el gráfico 1.

Gráfico 1 PIB y M1A real - crecimiento anual

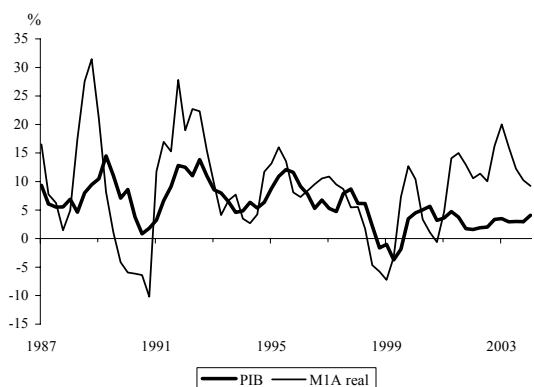
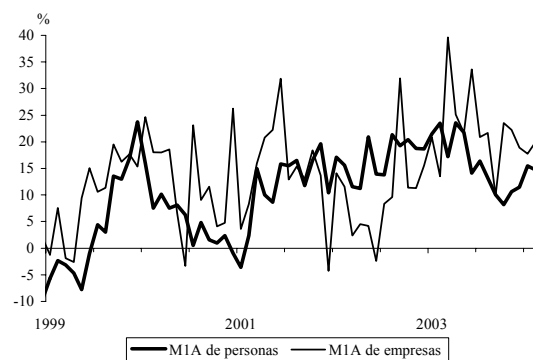
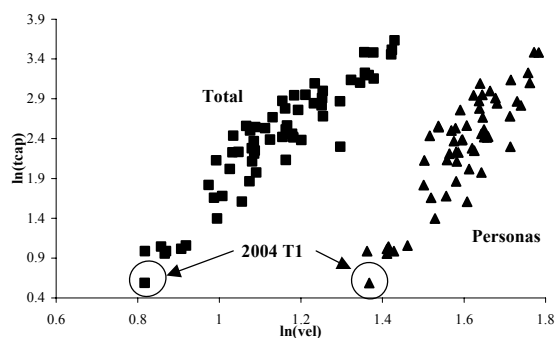


Gráfico 2 M1A - crecimiento anual



No obstante, esta aparente pérdida del vínculo entre medidas agregadas de dinero y actividad, deja de lado dos elementos que parecen importantes. Primero, detrás del fuerte crecimiento de M1A total, se encuentran dinámicas muy diferentes de sus componentes de empresas y personas (gráfico 2). Y en segundo lugar, existe evidencia de que gran parte del alza de las tenencias de dinero relativas a la actividad, es decir, la reducción de la velocidad de circulación, se explica por las bajas tasas de interés durante los últimos años (gráfico 3). Así, un test formal de cointegración a la Johansen muestra que hay por lo menos una o dos relaciones estacionarias entre el M1A de personas y sus determinantes. El mismo test para el M1A total, sin embargo, rechaza la cointegración en la mayoría de los casos.²

Gráfico 3 PIB-velocidad de M1A y tasa de captaciones 30-89 días



Este trabajo tiene cuenta de esta evidencia. Así, el objetivo es estimar, en un modelo del sector de hogares, el vínculo dinámico y la relación de largo plazo entre el M1A de personas,

¹ Ver, por antecedentes y literatura, García y Valdés (2004).

² Ver la parte 3.2 del presente trabajo, y los cuadros A2 a A4 del anexo para el análisis formal de cointegración.

el consumo personal y sus determinantes. Para destacar el papel de las relaciones a largo plazo, se utiliza un modelo de corrección de errores à la Hendry, marco que permite explícitamente investigar el papel de desviaciones de las tenencias de dinero de su equilibrio de largo plazo (*money overhang*)³.

Los resultados principales del análisis son:

- Existe un vínculo estable entre M1A de personas, consumo, y sus determinantes, que se interpreta como una demanda de dinero de equilibrio.
- Desviaciones del M1A de personas de este equilibrio tienen un efecto positivo y significativo sobre el crecimiento del consumo.
- El modelo explica una gran parte de la varianza del consumo en los últimos 14 años.
- Las proyecciones de consumo a corto plazo desde 2000 T1 tienen errores menores que todos los modelos de comparación.

En adelante, tras presentar los datos utilizados y sus estadísticos univariados (II.), se estima un VAR sin restricciones como caracterización del proceso de generación de datos (III.1), que luego es transformado en un modelo de corrección de errores con funciones de demanda de dinero y de consumo a largo plazo (III.2). Al final se comparan las proyecciones basadas en este modelo (IV.) con otros modelos que dejan de lado la relación a largo plazo, o excluyen totalmente la información contenida en el dinero.

2. Datos y estadísticos univariados

Se utilizan datos trimestrales desestacionalizados de

- saldos a fin del mes de M1A de personas deflactados por IPC (m)
- una aproximación trimestral del consumo total real de personas (c)
- una transformación no lineal de la tasa de captaciones con plazo de 30 a 89 días ($(tcap/1+tcap)$) (i)⁴
- el IPC desestacionalizado (p) y su (log-)diferencia (inf)
- una serie de ingreso privado disponible real (ypd).

Todas las series se miden en logaritmos. El anexo describe en detalle las series y presenta gráficos de los datos en logaritmos (log-diferencias para el IPC).

Los tests de estacionariedad ADF muestran que las series de consumo, de dinero real, de ingreso real, y la transformación de la tasa de captaciones son todos I(1) al 1% de significancia. El IPC es I(1) solo si la hipótesis que sea I(2) se evalúa contra una alternativa que incluye una tendencia determinística. Dada la meta de inflación constante desde 2001, rechazamos una tendencia constante, por lo que la serie de precios es I(2). Por lo tanto, se incluye la diferencia de precios, o la inflación trimestral, en este estudio, junto con niveles de las otras variables.

³ Recién, Svensson (2003) investiga el *money overhang* para la zona Europa en un marco algo diferente. Ejemplos, de modelos de demanda de dinero de personas en un marco de modelación *general to specific* son, entre otros, Janssen (1997) y Thomas (1998).

⁴ Eso es la medida que sale de una simple condición de optimalidad, ver Restrepo (2002).

3. MÉTODO Y RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

3.1 VAR en niveles

Se estima un VAR cointegrado en el espíritu *general to specific* a la David Hendry⁵, sobre la muestra 1990T2 – 2004T1⁶. Así, se estima primero un VAR con las cinco variables en niveles

$$(1) \quad y_t = a_1 + a_2 t + \sum_{i=1}^k B_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

donde y es un vector de columna de variables endógenas con $y' = (m, c, ypd, inf, i)$. a_1 , a_2 y B son vectores o matrices de coeficientes, y ε es un vector de residuos.

El test de razón de verosimilitud elige $k=4$ rezagos, con los que el test LM indica ningún problema de autocorrelación de residuos ε . No obstante, los residuos (presentados en el anexo) muestran *outliers* bastante grandes, sobre todo en las ecuaciones que nos interesan más, las de consumo y de M1A de personas. Así, el modelo tiene problemas para explicar el fuerte crecimiento de M1A en 1999 y su siguiente caída (el efecto “Y2K”), la volatilidad del consumo en 1999 T2 y T3, y la fuerte recesión del consumo en 1998 T4. Así, se incluyen dos *dummies* “suavizantes” para los dos primeros casos, que no tienen efecto de niveles, pero excluyen parte de la volatilidad de estos períodos de la estimación del modelo⁷. También, se incluye una *dummy* de impacto en 1998T3.

Los residuos de este VAR en niveles se muestran en el anexo, con los estadísticos de especificación. Destaca que el modelo todavía no explica muy bien el bajo crecimiento del consumo en 1996. También, los residuos de las ecuaciones de dinero, de consumo y de la (transformación de la) tasa de captaciones muestran curtosis excesiva. No obstante, no hay heterocedasticidad, autocorrelación, o *skew* a un nivel de significancia de 5%.

3.2 Transformación a un VAR cointegrado

El mencionado VAR se transforma en diferencias, como sigue:

$$(2) \quad \begin{aligned} \Delta y_t &= a_1 + a_2 t + \sum_{i=1}^{k-1} B_i^* \Delta y_{t-i} + \phi' y_{t-1} + \delta D_t + \varepsilon_t \\ &= a_1 + \sum_{i=1}^{k-1} B_i^* \Delta y_{t-i} + \alpha \beta' [y_{t-1}, 1] + \delta D_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

donde

$$(3) \quad B_i^* = - \sum_{j=i+1}^k B_j,$$

D es el vector de *dummies*, y la tendencia determinística se incorpora como constante en las relaciones de cointegración. Ese modelo es el mismo que el estimado arriba, pero la variable de la izquierda ahora es estacionaria, por lo que ϕ' y también debe ser estacionario. Y si el rango de ϕ es igual a $r > 0$, hay r relaciones lineales estacionarias, o de cointegración, entre las variables. El test de cointegración de Johansen⁸ consiste en estimar el rango de la matriz ϕ en

⁵ Ver por ejemplo Hendry (1995). Para un resumen crítico de este método, ver Faust y Whiteman (1997).

⁶ La muestra se elige de manera ad hoc – la volatilidad del consumo en 1989/90 no se podía modelizar con las variables utilizadas.

⁷ Los valores de las *dummies* son: D19992000: 0.5 en 1999 T2 / T3, y -0.5 en 2000 T1 / T2; D1999T2T3: 1 en 1999 T2, y -1 en 1999 T3.

⁸ Ver por ejemplo Johansen (1995).

base a máxima verosimilitud. Conforme a su rango r , la matriz ϕ se describe luego como el producto de una matriz $\beta_{n+1 \times r}$, que describe las relaciones a largo plazo, y una Matriz $\alpha_{n \times r}$ de coeficientes “loading”, que representan el impacto de cada desviación de la relación a largo plazo sobre el crecimiento de las variables. Estas relaciones no son identificadas, y necesitan una normalización y restricciones para su identificación, porque, dado α y β , cualquier matriz $H_{r,r}$ con rango completo puede utilizarse para dar α^* y β^* que contienen la misma información

$$(4) \quad \phi = \alpha H^{-1} H \beta' = \alpha^* \beta^{*'}$$

Los estadísticos de cointegración à la Johansen (*trace*, y *eigenvalue*, ver anexo) rechazan fuertemente la hipótesis de un rango de ϕ igual a cero. El segundo eigenvector es más débil, así que la significancia de un segundo vector de cointegración depende algo de la dinámica y de la muestra elegida (ver anexo). La última observación reduce los estadísticos sobre la corta muestra de este trabajo, pero ambos tests de cointegración evaluados sobre la muestra completa de datos disponibles (1987T4-2004T1) indican dos a tres relaciones de cointegración. Así se eligen dos relaciones de cointegración para este trabajo⁹

$$\beta = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ \beta_{m,y} & -1 \\ 0 & 0 \\ \beta_{m,i} & 0 \\ \beta_{m,const} & \beta_{c,const} \end{bmatrix}$$

Los resultados dan una demanda de dinero

$$(5) \quad m = -2.41 + 0.61 * y - 0.19 * \log(i / (1 + i))$$

(0.074) (0.032)

y una relación consumo / ingreso estacionaria

$$(6) \quad c - y = -0.10$$

Así, la razón consumo / ingreso es estacionaria alrededor de 90%. La demanda de dinero no es homogénea en el ingreso privado total, lo que se explica, por ejemplo, por economías de escala en la tenencia de dinero. Restrepo (2002) encuentra elasticidades de escala mayores para el dinero de hogares, que varían entre 0.89 y 0.98. Pero las estimaciones no son comparables directamente, dado que Restrepo toma variables de escala diferentes (PIB y IMACEC).¹⁰

⁹ Parece interesante que los mismos tests para M1A, y reemplazando el consumo con el PIB total, no rechazan la hipótesis de ninguna relación de cointegración en la mayoría de los casos (ver cuadro A3 del anexo). Y utilizando el consumo en vez del PIB, muestran igualmente estadísticas más débiles para el M1A total, lo que legitima la modelación en base de dinero de hogares de este trabajo.

¹⁰ La elasticidad de interés que encuentra Restrepo es mucho menor, entre -0.01 y -0.02, mientras para el M1A total es parecida a la encontrada en el presente trabajo (entre -0.17 y -0.19). La menor elasticidad de interés podría explicar la mayor elasticidad de escala, dada la tendencia a la baja de las tasas nominales en Chile sobre la muestra. Dada la constancia de la meta de inflación desde enero del 2001 y la resultante estacionariedad de las

3.3 Modelo Dinámico

El cuadro 1 muestra las estimaciones dinámicas del modelo restringido. Destaca un efecto de corrección de errores significativo en las ecuaciones de dinero y consumo, lo que apoya la cointegración, y un efecto significativo del desequilibrio monetario sobre el consumo (ver también 3.4 abajo). Como las desviaciones de la razón consumo / ingreso no tienen un efecto significativo para el M1A de personas, se restringe el correspondiente coeficiente *loading* a 0. Esta especificación incluye nueve restricciones (dos de normalización, seis restricciones cero, y la que el consumo es homogéneo en el ingreso), cuatro de las cuales serían suficientes para la identificación de los vectores de cointegración. El estadístico Chi cuadrado del test de razón de verosimilitud es 9.7. Así, las restricciones son aceptadas con un valor p de 8%.

El ajuste del modelo es bastante bueno en el caso del consumo – la ecuación correspondiente explica más de 85% de la varianza total, y el estadístico R^2 ajustado por el número de regresores es 0.76¹¹. No obstante, la varianza explicada de la otra variable que nos interesa más, el M1A de personas, es baja, con solo 55% y un R^2 ajustado de 0.29.

tasas nominales, en el futuro estimaciones de la demanda de dinero deberían seguir prestando atención a este asunto.

¹¹ Parece interesante destacar que la ecuación de consumo más comparable que normalmente se usa para proyecciones de BCCh, la del consumo habitual, tiene un R^2 ajustado bastante más pequeño, de 0.63, mientras la varianza total es menor, dado que el consumo habitual es más suave que el consumo durable. Así, la varianza estándar de los residuos de nuestra ecuación es de 0.92 pp, mientras la de la ecuación del consumo habitual utilizado en el Banco Central es de 1.04pp.

Cuadro 1 VAR(3) en diferencias con corrección de errores (1990T2 – 2004T1)

Errores estándar y estadísticos t entre paréntesis

Estadístico LR para restricciones

Chi cuadrado (5)	9.7
Prob	0.08

Ecuaciones de coint.	1	2
m	1	
c		1
inf		
i	0.19	
<i>Error estándar</i>	0.03	
<i>Estadístico t</i>	[5.77238]	
vpd	-0.61	-1.00
<i>Error estándar</i>	0.07	
<i>Estadístico t</i>	[-8.19298]	
constante	2.41	0.10

Ecuación	M1a	Consumo	Inflación	Tasa	Ingreso
Corrección de errores:					
Ecuación de coint. 1	-0.16	0.11	0.00	-0.39	-0.16
<i>Error estándar</i>	0.06	0.04	0.03	0.86	0.10
<i>Estadístico t</i>	[-2.53]	[2.86]	[-0.02]	[-0.46]	[-1.63]
Ecuación de coint. 2		-0.37	0.05	1.61	0.45
<i>Error estándar</i>		0.08	0.07	1.72	0.22
<i>Estadístico t</i>		[-4.48]	[0.77]	[0.94]	[2.09]

Coefficientes dinámicosTest Wald de hipótesis $\beta_1=\beta_2=\beta_3=0$, Estadístico chi cuadrado

$\Delta m (-1 a -3)$	8.13	5.24	1.48	7.35	5.38
<i>Valor p</i>	0.04	0.16	0.69	0.06	0.15
$\Delta c (-1 a -3)$	1.49	16.72	7.02	0.21	2.11
<i>Valor p</i>	0.69	0.00	0.07	0.98	0.55
$\Delta inf (-1 a -3)$	0.09	15.99	25.26	5.47	1.10
<i>Valor p</i>	0.99	0.00	0.00	0.14	0.78
$\Delta i (-1 a -3)$	1.66	8.56	0.37	19.01	3.44
<i>Valor p</i>	0.65	0.04	0.95	0.00	0.33
$vpd (-1 a -3)$	8.97	1.02	1.43	4.70	7.36
<i>Valor p</i>	0.03	0.80	0.70	0.20	0.06

Variables determinísticas

C	0.014	0.011	0.000	-0.191	0.001
<i>Error estándar</i>	0.007	0.002	0.002	0.064	0.006
<i>Estadístico t</i>	[2.10]	[4.33]	[0.12]	[-3.00]	[0.13]
D984	-0.048	-0.090	-0.003	-0.035	-0.032
<i>Error estándar</i>	0.028	0.011	0.010	0.276	0.028
<i>Estadístico t</i>	[-1.68]	[-8.51]	[-0.27]	[-0.13]	[-1.14]
D992000	0.117	-0.002	-0.019	-0.477	0.063
<i>Error estándar</i>	0.033	0.012	0.011	0.321	0.033
<i>Estadístico t</i>	[3.55]	[-0.14]	[-1.74]	[-1.49]	[1.92]
D9923	-0.020	-0.040	0.005	0.189	0.021
<i>Error estándar</i>	0.023	0.009	0.008	0.226	0.023
<i>Estadístico t</i>	[-0.85]	[-4.60]	[0.58]	[0.84]	[0.92]

Estadísticos de ajuste

R^2	0.55	0.85	0.57	0.67	0.50
R^2 ajustado	0.29	0.76	0.33	0.49	0.21
Suma Residuos al cuadrado	0.0211	0.0030	0.0024	1.9901	0.0206
Ecuación error est.	0.0245	0.0092	0.0083	0.2385	0.0243
Estadístico F	2.15	9.81	2.35	3.60	1.73
Log-verosimilitud	141.33	196.30	202.00	13.98	141.92
Akaike AIC	-4.30	-6.26	-6.46	0.25	-4.32
Schwarz SC	-3.54	-5.50	-5.70	1.01	-3.56
Media dependiente	0.0191	0.0144	-0.0010	-0.0470	0.0129
Error est. dependiente	0.0292	0.0189	0.0101	0.3325	0.0273

Los estadísticos de especificación del cuadro 2 muestran que pese a las restricciones introducidas, los residuos no muestran heterocedasticidad o *skew*, aunque se nota alguna autocorrelación a rezagos largos de orden 6 y 7. Quizás más importante, permanece el problema de curtosis excesiva en tres de las ecuaciones, al 1% de significancia.

Cuadro 2 VECM dinámico - estadísticos de especificación
Ecuaciones individuales

Jarque-Bera <i>Skewness</i> (valores p)									
M1a	0.68	Consumo	0.92	Inflación	0.61	Tasa	0.84	Ingreso	0.94
Jarque-Bera curtosis (valores p)									
M1a	0.01	Consumo	0.004	Inflación	0.09	Tasa	0.002	Ingreso	0.003
Modelo entero									
Autocorrelación LM (valor p)				rez. 6: 5%	Heterocedasticidad (White)		Ningun		
				rez. 7: 1%			a a 10%		
Jarque-Bera <i>Skewness</i> (valor p)				1.0	Jarque-Bera curtosis (valores p)		0.000		

3.4 Impacto del dinero sobre el consumo

Una de las motivaciones de este trabajo es separar la relación dinámica entre dinero y consumo de la relación a largo plazo. El cuadro 1 muestra que tenencias de dinero por sobre de su equilibrio tienen un efecto fuerte y positivo sobre el consumo - un “money overhang” apoya al consumo en el futuro. Así, el proceso de retorno al equilibrio de tenencias de dinero no se hace solo a través del dinero mismo, sino también a través de su efecto sobre el gasto. Pero ¿cuál es el papel dinámico del dinero en este modelo? Como el modelo no es estructural, sino de forma reducida, no identifica *shocks* de dinero.¹² Pero se puede analizar si los rezagos del crecimiento del dinero explican o no una parte significativa de la varianza del consumo, condicional a las otras variables del modelo. Un test de exclusión sobre los rezagos de M1A en la ecuación de consumo muestra que esto produce un estadístico Chi cuadrado de 5.2, que no es significativo (ver cuadro 1). No obstante, este efecto se debe aparentemente a la volatilidad en el primer año de estimación – sobre la muestra 1991T2 – 2004T1, el valor *p* de exclusión de rezagos de dinero es 0.01, con un estadístico Chi cuadrado de 11.1.

Pese al carácter de forma reducida del modelo, ¿se puede dar una interpretación económica a estos efectos estadísticos del dinero sobre el consumo? Primero, hay que destacar que dado que se incluye la tasa de captaciones en el modelo, estos efectos no son un simple reflejo de la instancia monetaria. Más bien, la información estadística que tiene el dinero sobre el consumo resulta de la relación entre gasto, ingreso y decisiones de portafolio de los hogares. Así, el poder del dinero como indicador del consumo puede explicarse porque las personas varían sus tenencias de dinero en función de expectativas de ingreso y gasto no observadas. Una subida esperada del ingreso hace que los agentes incrementen sus tenencias de dinero por sobre del equilibrio estimado, que solo tiene cuenta de variables efectivas. Esta desviación se deshace en la medida en que sube el gasto en el futuro, lo que explica el efecto de desviaciones de la demanda de dinero a largo plazo sobre el consumo. También, en el espíritu de Nelson (2003), las tenencias de dinero varían en función de una variedad de tasas de retorno de activos del mercado al por menor, y de condiciones de oferta en el mercado de créditos, lo que puede dar origen de un efecto parecido. Dado que la mayor parte de estas variables no es observable, es difícil distinguir entre los diferentes efectos. Lo que sí es observable, y disponible con igual

¹² Así, los residuos son transformaciones lineales de los *shocks* estructurales que se obtendrían en un modelo que permitiría la interacción simultánea de las variables.

frecuencia y detalle que datos de dinero, son cantidades de crédito a personas. Así, Chrystal y Mizen (2004), por ejemplo, estiman un modelo para el Reino Unido parecido al presentado en este trabajo, pero que incluye además una demanda de crédito a largo plazo. Pese a los problemas que tiene aquella demanda de crédito¹³, sería interesante estimar un modelo similar para Chile en el futuro, para distinguir el efecto de tenencias de dinero de los del crédito.

3.5 Reducción a un modelo condicional de dinero y consumo

Los variables que más nos interesan en este estudio son el consumo y el M1A de personas. Así, se intenta reducir el modelo a estas dos ecuaciones – en otras palabras un modelo condicional de consumo y M1A de personas. Eso tiene dos ventajas. Primero, se reduce el tamaño del modelo y el nombre de parámetros a estimar. Y segundo, en cuanto a proyecciones, si además M1A y consumo no causan las otras variables en el sentido de Granger, esta descomposición permite pronosticar consumo y dinero condicional a supuestos o proyecciones exógenas de ingreso, tasas, e inflación.¹⁴

La condición para que se puedan aislar las ecuaciones de consumo y M1A de personas es que las otras variables sean débilmente exógenas (*weakly exogenous*) relativas a los parámetros del modelo. Para ver eso, se comparte el vector de variables y en un vector $x'=[m,c]$ que contiene dinero y consumo y un vector $z'=[inf,i,ypd]$ que contiene las otras variables. El modelo completo se escribe entonces como

$$(7) \quad \Delta y_t = \begin{bmatrix} \Delta x_t \\ \Delta z_t \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} a_{1x} \\ a_{1z} \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \begin{pmatrix} B_{ix}^* \\ B_{iz}^* \end{pmatrix} \Delta y_{t-i} + \begin{pmatrix} \alpha_x \\ \alpha_z \end{pmatrix} \beta'(y_{t-1}, 1) + \begin{pmatrix} \delta_x \\ \delta_z \end{pmatrix} D + \begin{pmatrix} \varepsilon_{tx} \\ \varepsilon_{tz} \end{pmatrix}$$

con una matriz de covarianza de los residuos

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{xx} & \sigma_{xz} \\ \sigma_{zx} & \sigma_{zz} \end{pmatrix}$$

El modelo se descompone en un modelo condicional para x_t , y un modelo marginal para z_t como

$$(8) \quad d[y_t | y_{t-i}, \Theta_y] = d[x_t | y_{t-i}, z_t, \Theta_x] \times d[z_t | z_{t-i}, \Theta_z]$$

donde d es la función de densidad de probabilidad de las variables, y $\Theta_{y,x,z}$ son los parámetros de las ecuaciones de las variables y,x,z . En términos de los parámetros de (7), el modelo para x_t , condicional a z_t , es

¹³ Dada la fuerte liberalización financiera, en el Reino Unido tanto como en Chile, hay dudas a priori sobre la estabilidad de la relación entre crédito, ingreso y tasas de interés, así como sobre la estabilidad de sus efectos sobre el gasto.

¹⁴ Ver Engle et al. (1983) para los conceptos de exogeneidad débil y fuerte.

$$\begin{aligned}
\Delta x_t &= a_{1x} + \varphi \Delta z_t + \sum_{i=1}^{k-1} \hat{B}_{ix}^* \Delta y_{t-i} + \hat{\alpha}_x \beta'(y_{t-1}, 1) + \hat{\delta}_x D + (v_{tx}) \\
(9) \quad &= a_{1x} + \delta_{xz} \delta_{zz}^{-1} \Delta z_t + \sum_{i=1}^{k-1} (B_{ix}^* - \sigma_{xz} \sigma_{zz}^{-1} B_{iz}^*) \Delta y_{t-i} \\
&\quad + (\alpha_x - \sigma_{xz} \sigma_{zz}^{-1} \alpha_z) \beta'(y_{t-1}, 1) + (\delta_x - \sigma_{xz} \sigma_{zz}^{-1} \delta_z) D + (\varepsilon_{tx} - \sigma_{xz} \sigma_{zz}^{-1} \varepsilon_{tz})
\end{aligned}$$

Urbain (1992) muestra que los coeficientes *loading* α_x y los vectores de cointegración β de (7) se pueden estimar en el solo modelo condicional (9) si los coeficientes α_z son cero, es decir, si no hay un efecto significativo de las relaciones de largo plazo en el modelo marginal. El cuadro 1 muestra que este es el caso para las ecuaciones de inflación y de la tasa de interés, y que la desviación de la ecuación de consumo a largo plazo es solo marginalmente significativa en la ecuación del ingreso. Un test Wald no rechaza la hipótesis nula de que todos los coeficientes de ajuste en el modelo marginal sean cero. Así, inflación, tasa de interés e ingreso, son débilmente exógenos a los parámetros de las relaciones a largo plazo.

Cuadro 3 Correlaciones de residuos del modelo

	M1A	Consumo	Inflación	Tasa	Ingreso
M1A	1.00	0.07	-0.48	-0.60	0.13
Consumo	0.07	1.00	-0.19	-0.21	0.28
Inflación	-0.48	-0.19	1.00	0.56	-0.10
Tasa	-0.60	-0.21	0.56	1.00	-0.09
Ingreso	0.13	0.28	-0.10	-0.09	1.00

Cuadro 4 Modelo condicional para M1A y Consumo (1990T2 – 2003T4)

Errores estándar y estadísticos t en paréntesis

	M1A	Consumo
Corrección de errores:		
Ecuación de coint. 1	-0.14 (0.05)	0.12 (0.04)
Ecuación de coint. 1	-2.74 (0.00)	-4.72 (-0.41)
	[NA]	0.09 (-4.72)
Estadísticos de ajuste		
R^2	0.71	0.87
R^2 ajustado	0.52	0.77
Error est. regresión	0.0202	0.0090
Suma residuos ²	0.0135	0.0026
Log verosimilitud	153.81	199.81
Media dependiente	0.0191	0.0144
Error est. depend.	0.0292	0.0189
Akaike AIC	-4.67	-6.28
Schwarz SC	-3.84	-5.41
Est. Durbin-Watson	2.08	1.86

Pero los coeficientes dinámicos del modelo ecuaciones incondicionales de dinero y residuos ε_x y ε_z es cero. El cuadro 3 muestra Wald de la significancia de los residuos ε_z en rechaza la hipótesis de que no son

marginal (9) solo corresponden a los de las consumo en (7) si la covarianza σ_{xz} de los que esta correlación es bastante alta, y un test las ecuaciones del M1A y del consumo significativos a un nivel de 1%. Así, inflación,

tasas, e ingreso no son débilmente exógenas relativos a los parámetros dinámicos de las ecuaciones del consumo y del M1A en (7).

No obstante, en este modelo de forma reducida los valores de parámetros dinámicos parecen menos interesantes que los de largo plazo y los coeficientes *loading*. En otras palabras, no hay razón para que los parámetros en (7) sean de mayor interés que los en (9). Así, se estima el modelo condicional (9) teniendo cuenta de que los parámetros dinámicos no son los mismos que los del modelo (7).

Los resultados más importantes se muestran en el cuadro 4. Como se esperaba, los coeficientes *loading* son estadísticamente iguales a los del cuadro 1, lo que apoya el resultado de que las variables excluidas son débilmente exógenas para los coeficientes de largo plazo. El ajuste de las ecuaciones es mejor, sobre todo en el caso de M1A, expresión de la fuerte correlación de los residuos en el modelo completo. Destaca que un test Jarque-Bera ahora no rechaza la hipótesis de que los residuos de las ecuaciones condicionales sean normales.

Tests de causalidad en el sentido de Granger además muestran que ni el M1A ni el consumo causan a ninguna de las otras variables a 5% de significancia (como ya indicado por los tests Wald sobre los parámetros dinámicos en el cuadro 1). Así, en principio, el modelo condicional (9) se puede utilizar para proyecciones condicionales de dinero y consumo.

4. PROYECCIONES

La variable que más se intenta modelar en este estudio es el consumo, y se vio que el modelo presentado explica una parte bastante grande de su varianza dentro de la muestra. Pero también nos interesa la capacidad de nuestro modelo de pronosticar el consumo en el futuro, utilizando la información disponible hasta la fecha. Por eso se hacen proyecciones dinámicas recursivas hasta un horizonte de ocho trimestres¹⁵. El primer panel del cuadro 5 muestra un resumen. Como se esperaba, para un horizonte de un trimestre, el error cuadrático medio¹⁶ es parecido al error estándar de la ecuación, mientras se empeora rápidamente. También, el *sesgo*¹⁷ - una medida entre -1 y 1 que indica cuán errada fue la proyección, donde -1 equivale a “todos los errores estuvieron por sobre del efectivo” - es pequeño para proyecciones a corto plazo. Pero las proyecciones más largas están sistemáticamente por sobre de los valores efectivos, como muestra el gráfico 4.

¹⁵ Como no existen proyecciones exógenas para inflación, ingreso, o tasa de interés, las proyecciones se basan en el modelo completo, no en el modelo marginal. Además, se restringen las elasticidades a largo plazo del dinero con respecto a interés e ingreso a -0.2 y 0.6, respectivamente, es decir sus estimaciones sobre toda la muestra.

¹⁶ Utilizamos el estadístico sin ajustar por grados de libertad, es decir, para el horizonte k:

$$RMSE_k = \sqrt{\frac{\sum_{2000.1+k}^{2004.1} (\Delta c - \Delta c_{fc,k})}{12 - k}}$$

¹⁷ Para un horizonte k, la medida que utilizamos es:

$$Sesgo_k = \frac{MEr_k}{MAbsEr_k} = \frac{\sum_{2000.1+k}^{2004.1} (\Delta c - \Delta c_{fc,k})}{\sum_{2000.1+k}^{2004.1} |\Delta c - \Delta c_{fc,k}|}$$

Cuadro 5 Errores de proyecciones: 2000T1-2004T1

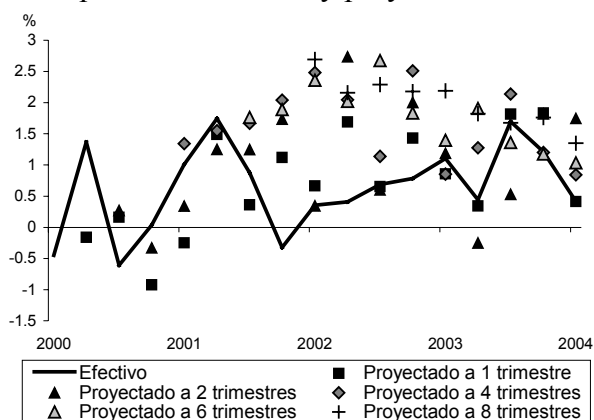
Horizonte trimestres	Error			Horizonte trimestres	Error		
	Promedio Cuadrado	Error Promedio	Sesgo (-1<B<1)		Promedio Cuadrado	Error Promedio	Sesgo (-1<B<1)
	pp	pp		pp	pp		
Modelo <i>benchmark</i>				VAR(3) en diferencias			
1	0,81	0,63	-0,03	1	1,23	0,94	-0,82
2	1,06	0,82	-0,43	2	1,31	1,00	-0,91
3	1,15	0,93	-0,49	3	1,14	0,90	-0,79
4	1,17	0,89	-0,92	4	1,13	0,92	-0,99
5	1,28	1,09	-0,77	5	1,12	0,95	-0,92
6	1,35	1,14	-0,94	6	1,24	1,09	-1,00
7	1,45	1,30	-1,00	7	1,36	1,28	-1,00
8	1,39	1,23	-1,00	8	1,19	1,10	-0,98
VECM(3) sin dinero				ARIMA (2,1,2)			
1	0,90	0,64	-0,61	1	1,29	1,03	-0,81
2	0,96	0,73	-0,68	2	1,37	1,09	-0,89
3	1,00	0,80	-0,55	3	1,32	1,17	-1,00
4	0,66	0,53	-0,98	4	1,29	1,14	-1,00
5	0,81	0,70	-0,76	5	1,16	1,02	-0,97
6	0,80	0,69	-0,92	6	1,22	1,10	-0,98
7	0,99	0,87	-0,99	7	1,31	1,18	-1,00
8	0,84	0,74	-0,93	8,00	1,18	1,09	-1,00

Se hace también un “horse race” del modelo *benchmark* presentado en este trabajo contra otros tres:

- un ARIMA(2,1,2), que muestra un ajuste relativamente bueno
- un VECM(3) que excluye dinero, y entonces solo contiene una ecuación a largo plazo para la razón consumo/ ingreso
- y un VAR en diferencias con las mismas cinco variables que el modelo *benchmark*, pero ignorando las relaciones de cointegración

Todos modelos incluyen las mismas *dummies* que el modelo *benchmark*.

Gráfico 4 Crecimiento trimestral del consumo privado – efectivo y proyecciones



El cuadro 5 muestra que el modelo con dinero tiene el error cuadrado promedio más pequeño a un horizonte de un trimestre. Más aun, no tiene casi ningún sesgo en sus proyecciones a este horizonte, y el sesgo a dos trimestres es aun mejor que los de los otros modelos. Pero el

VECM sin dinero tiene errores más pequeños a horizontes más largos. El Arima y el VAR en diferencias son peores y todos modelos sobreproyectan fuertemente el consumo efectivo a horizontes de más de tres trimestres.

5. CONCLUSIÓN

Este trabajo utiliza el método *general to specific* à la Hendry para estimar un modelo con dinero de personas, la tasa de interés de captaciones, inflación del IPC, y series interpoladas de ingreso y consumo privados. Se encuentran dos relaciones de cointegración que se especifican como demanda de dinero y ecuación de consumo, restricciones que son globalmente aceptadas.

El *money overhang* tiene un impacto positivo y significativo sobre el consumo en el período futuro. El efecto dinámico de M1A de personas es significativo, pero solo si se excluye el primer año de la muestra. Se concluye además que el modelo se reduce a dos ecuaciones de M1A y consumo privado, dado que las otras variables son débilmente exógenas para los parámetros de largo plazo.

El ajuste y poder de pronóstico del modelo para el consumo parecen mejores que varios modelos de comparación a corto plazo, incluyendo un ARIMA (2,1,2), el mismo modelo sin dinero o sin relaciones de largo plazo, y la ecuación de consumo habitual del modelo de proyección del Banco Central.

No obstante, el modelo parece tener dos desventajas. Primero, los residuos de la estimación muestran curtosis excesiva. Segundo, las proyecciones empeoran rápidamente a más largo plazo, donde están en promedio por encima de los valores efectivos, como las de todos los modelos analizados en este estudio. Así, nuestro modelo parece más adaptado para proyecciones a corto plazo.

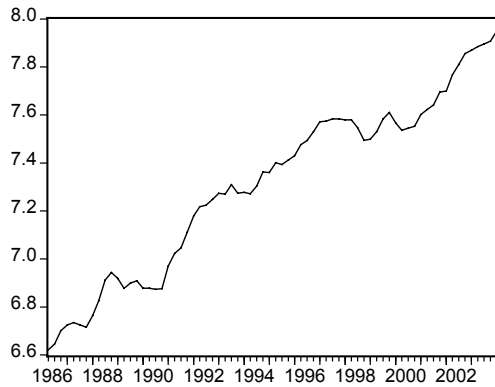
Un trabajo interesante para el futuro, dada también la fuerte correlación entre los residuos del modelo, sería estimar un modelo estructural que permitiera una relación contemporánea entre dinero y consumo.

6. REFERENCIAS

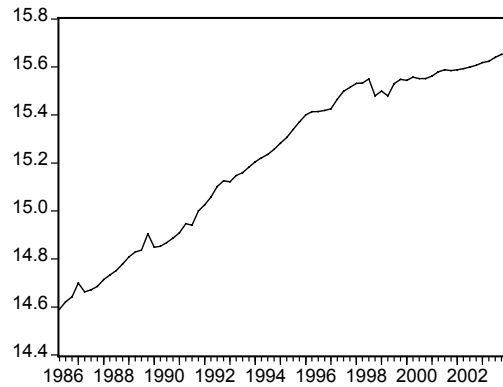
- Contreras, G., F. Liendo e I. Magendzo (2003a). "Series Trimestrales de Consumo de Bienes Habituales, Durables y Variación de Existencias." Minuta GAM2003-17. División de Estudios, Banco Central de Chile.
- Contreras, G. e I. Magendzo (2003b). "Construcción de la Serie Trimestral de Ingreso Disponible." Minuta GAM2003-29. División de Estudios, Banco Central de Chile.
- Chrystal A. e P. Mizen, (2003). "Consumption, Money, and Lending: A Joint Model for the UK Household Sector." *The Journal of Money Credit and Banking* (en proceso de publicación).
- Engle, R.F., D. F. Hendry y J.-F. Richard (1983). "Exogeneity." *Econometrica*, Vol. 51. 277-304.
- Faust, J y C. H. Whiteman (1997). "General-to-Specific Procedures for Fitting a Data-Admissible, Theory-Inspired, Congruent, Parsimonious, Encompassing, Weakly Exogenous, Identified, Structural Model to the GP: A Translation and Critique." *Federal Reserve Board International Finance Discussion Papers* 576.
- García P., y R. Valdés (2004). "Monetarismo más allá del M1A". Documento de Trabajo N°262. Banco Central de Chile.
- Hendry, D.F. (1995). *Dynamic Econometrics*. New York, Oxford University Press.
- Janssen, N. (1996). "The demand for Divisia money by the personal sector and by industrial and commercial companies." *Bank of England Quarterly Bulletin*. 405-411.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*. Oxford. Oxford University Press.
- MacKinnon, J. G., A. A. Haug, y L. Michelis (1999). "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests For Cointegration." *Journal of Applied Econometrics* 14. 563-577.
- Nelson, E. (2003). "The Future of Monetary Aggregates in Monetary Policy Analysis". *Journal of Monetary Economics* 50(5): 1029-59.
- Restrepo, J.L. (2002). "Demanda de dinero para transacciones en Chile." *Economía Chilena* 5. 95-102.
- Soto, C. G. (2004). "Desempleo y Consumo en Chile". *Economía Chilena* 7. 31-50.
- Thomas, R. (1997). "The demand for M4: A sectoral analysis Part 1 - The personal Sector." *Bank of England Working Paper* 61.
- Urbain, J.-P. (1992). "On weak exogeneity in error correction models." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54. 187-207.

Anexo
A1 Datos utilizados

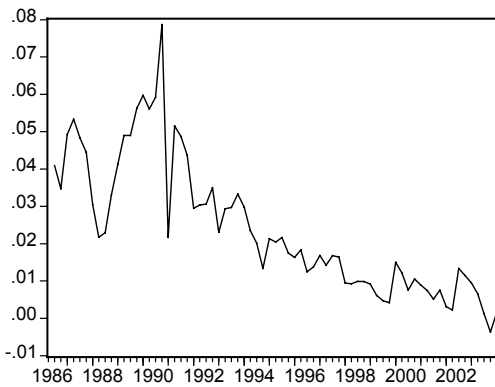
Gráfico A1 Datos reales en logaritmos ¹⁸



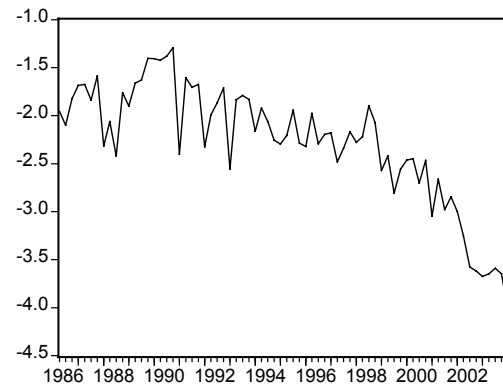
— M1A



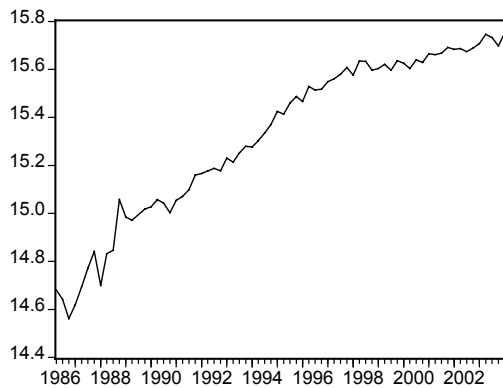
— CONSUMO



— INFLACION



— TASA



— INGRESO

Descripción de los datos

M1A de Personas

El M1A se compone de circulante, cuentas corrientes y depósitos a la vista netos de canje. Para obtener el M1A de personas se realiza el siguiente procedimiento:

¹⁸ “tasa” es la transformación de la tasa de captaciones $tcap$: $tasa = (tcap/100)/(1+tcap/100)$.

1. Se presume que el 100% del circulante corresponde a personas.
2. Para separar las cuentas corrientes y depósitos a la vista se usa la clasificación de la SBIF en base a los RUT de los clientes, esto permite distinguir entre: personas naturales y jurídicas sin fines de lucro (personas), con fines de lucro y sistema previsional (empresas).
3. Para obtener las cuentas corrientes y depósitos a la vista netos de canje, se asume que el canje total se distribuye proporcionalmente entre personas y empresas, de acuerdo al porcentaje de participación de estos agentes en el total de cuentas corrientes.

Los datos son saldos a fin del mes, de los cuales se toman promedios trimestrales en este estudio. El cuadro A2 muestra la serie nominal.

Cuadro A1 M1A de Personas, miles de mn de pesos

1986	T1	147.6	1991	T1	555.0	1996	T1	1546.4	2001	T1	2176.2
1986	T2	155.0	1991	T2	572.9	1996	T2	1558.4	2001	T2	2248.2
1986	T3	160.9	1991	T3	569.4	1996	T3	1468.1	2001	T3	2217.5
1986	T4	182.8	1991	T4	657.7	1996	T4	1638.5	2001	T4	2406.7
1987	T1	205.0	1992	T1	822.8	1997	T1	1806.3	2002	T1	2494.3
1987	T2	210.9	1992	T2	836.5	1997	T2	1838.1	2002	T2	2590.9
1987	T3	205.9	1992	T3	781.7	1997	T3	1773.3	2002	T3	2619.6
1987	T4	218.9	1992	T4	860.7	1997	T4	1926.9	2002	T4	2869.9
1988	T1	259.8	1993	T1	1009.6	1998	T1	1947.6	2003	T1	3008.9
1988	T2	258.4	1993	T2	963.6	1998	T2	1969.3	2003	T2	3102.8
1988	T3	285.3	1993	T3	940.9	1998	T3	1770.9	2003	T3	2963.9
1988	T4	305.2	1993	T4	1005.1	1998	T4	1757.0	2003	T4	3161.1
1989	T1	334.9	1994	T1	1119.9	1999	T1	1874.5	2004	T1	3423.4
1989	T2	328.9	1994	T2	1085.1	1999	T2	1879.6			
1989	T3	331.9	1994	T3	1079.0	1999	T3	1893.3			
1989	T4	371.4	1994	T4	1208.3	1999	T4	2074.6			
1990	T1	397.9	1995	T1	1298.9	2000	T1	2084.4			
1990	T2	407.9	1995	T2	1350.9	2000	T2	2016.6			
1990	T3	396.8	1995	T3	1270.5	2000	T3	1935.8			
1990	T4	441.4	1995	T4	1430.5	2000	T4	2088.9			

Otros datos

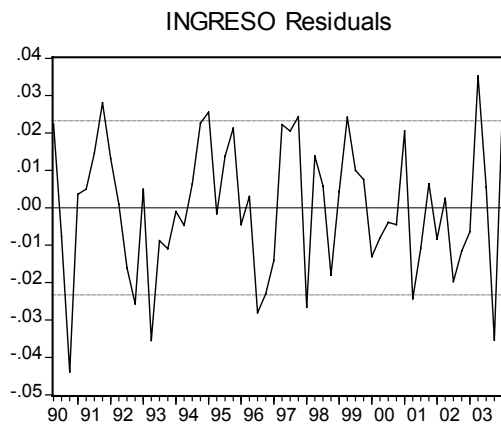
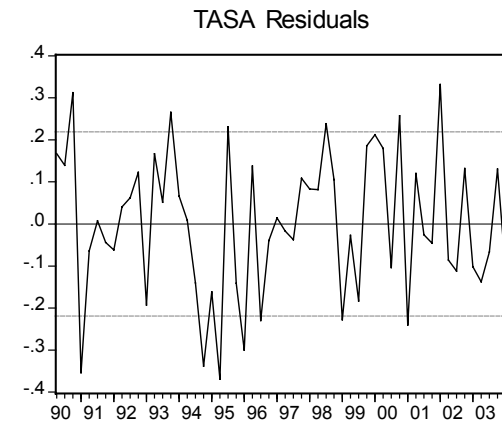
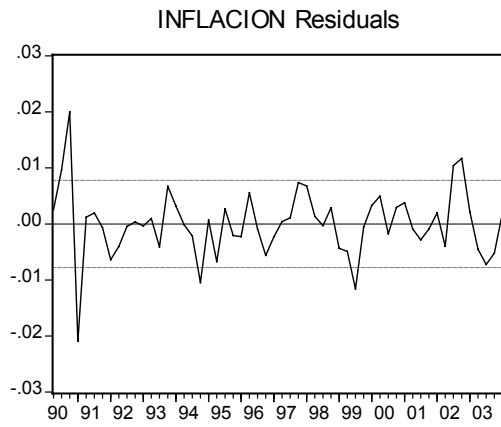
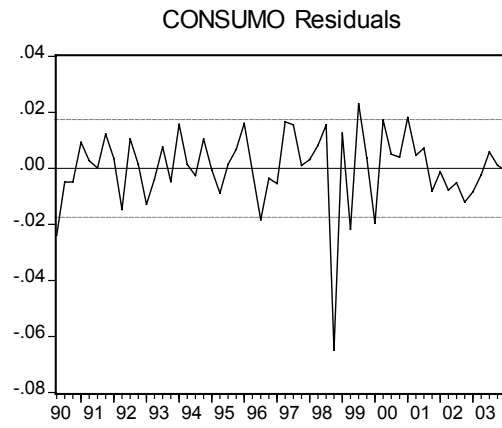
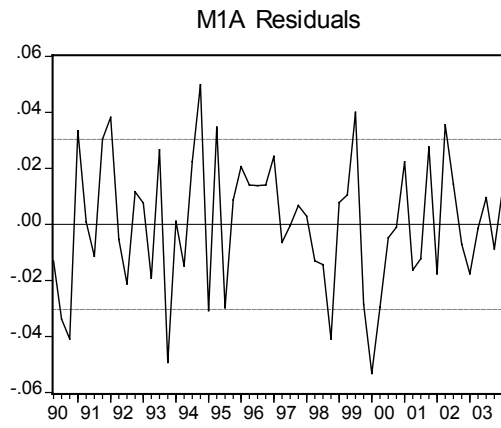
La serie de consumo privado real es una aproximación trimestral de la serie anual de CCNN. El consumo privado de la MIP 96 se trimestraliza mediante indicadores y se proyecta para los períodos siguientes a base de indicadores de oferta por grupo de productos. La suma de trimestres se ajusta al dato de consumo anual de las Cuentas Nacionales. Entre 1986 y 1996 la serie anual corresponde a un empalme estadístico utilizando las tasas de variación de la serie base 1986. Para datos de consumo habitual trimestral, ver Contreras et al (2003a), utilizados, por ejemplo, en Soto (2004).

La serie de ingreso se calcula a base de datos trimestrales sobre el ingreso nacional total, restando el ingreso del gobierno, y de forma que sea compatible con la serie anual de ingreso privado disponible publicado en las CCNN para los años 1996–2002. Ver Contreras et al (2003b) para más detalle.

Además se utiliza el IPC y la tasa de captaciones de 30 a 89 días (fuente BCCH).

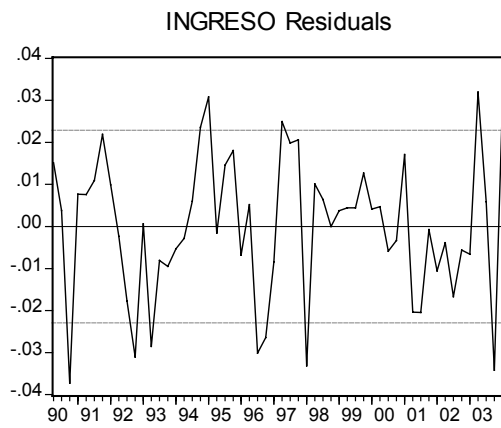
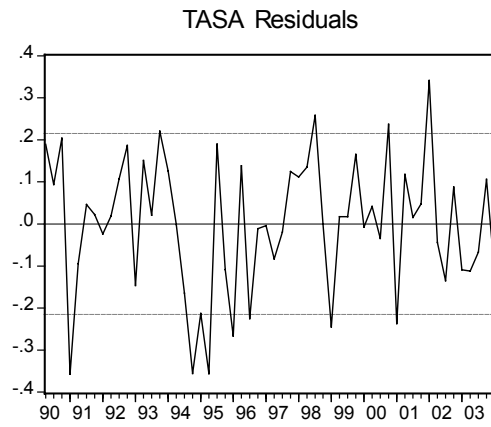
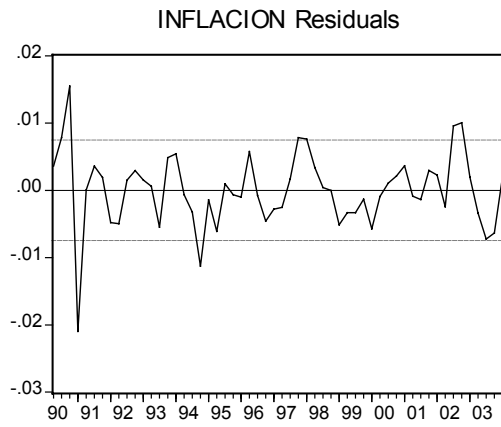
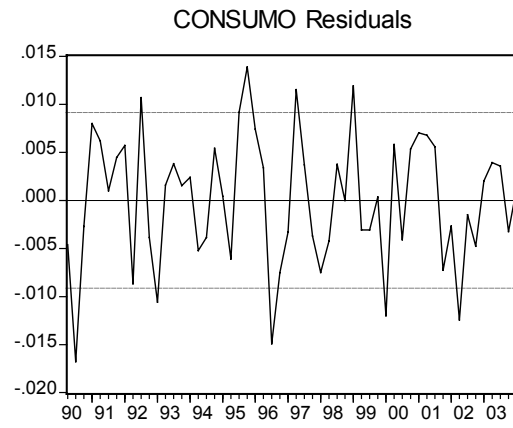
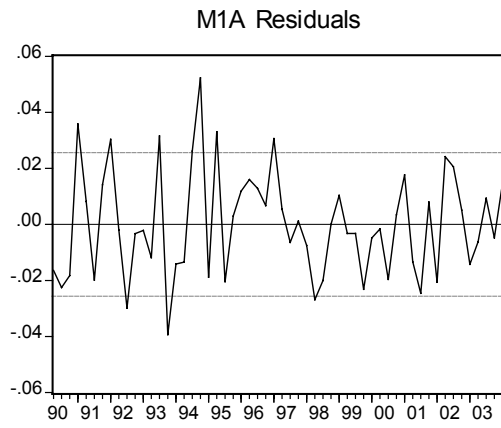
A2

Gráfico A2 VAR(4) en niveles sin *dummies* – Residuos



A3

Gráfico A3 VAR(4) en niveles con *dummies* - *residuos*



Cuadro A2 VAR(4) en niveles con *dummies* – estadísticos de especificación y de cointegración

Estadísticos de especificación - ecuaciones individuales											
Jarque-Bera <i>Skewness</i> (valor p)											
M1a	0.60	Consumo	0.72	Inflación	0.81	Tasa	0.88	Ingreso	0.74		
Jarque-Bera curtosis (valor p)											
M1a	0.001	Consumo	0.001	Inflación	0.01	Tasa	0.001	Ingreso	0.000		
Estadísticos de especificación - modelo entero											
Autocorrelación LM		Ninguna 5%			Heterocedasticidad (White)			Ninguna a 10%			
Jarque-Bera <i>Skewness</i> (valor p)				1.00		Jarque-Bera curtosis (valor p)				0.000	
Tests de cointegración											
		Trace	Trace	Trace	Valor	Valor	Valor				
		(RC=0)	(RC<2)	(RC<3)	Eigen	Eigen	Eigen				
					(RC=0)	(RC<2)	(RC<3)				
	* - sign. a 10%										
	** - sign. a 5%										
	*** - sign. a 1%										
1990T2- 2004T1	3 rezagos	84.1***	43.0	24.0	41.1***	19.0	14.7				
1990T2- 2004T1	4 rezagos.	80.5***	45.1*	20.6	35.4**	24.4	13.1				
1990T2- 2003T4	3 rezagos	88.0***	46.4*	26.7	41.7***	19.7	17.6				
1990T2- 2003T4	4 rezagos.	86.7***	53.9**	27.3*	32.8*	26.6	15.7				
1987T3- 2004T1	3 rezagos	99.7***	48.7**	25.4	51.1**	23.2	17.0				
1987T4- 2004T1	4 rezagos	137.9***	88.2***	33.2**	54.7***	47.0***	22.7**				
Valor crit. Mac Kinnon et al (1999)	(1%,5%, 10%)	(77.8,69.8 ,65.8)	(54.7,47. 9,44.5)	(35.5,29. 8,27.1)	(39.4,33. 9,31.29)	(32.7,27. 6,25.1)	(25.9,21. 1,18.9)				

Cuadro A3 Estadísticos de cointegración utilizando M1A total y PIB total, más inflación, tasa y ingreso

		Trace (RC=0)	Trace (RC<2)	Trace (RC<3)	Valor Eigen (RC=0)	Valor Eigen (RC<2)	Valor Eigen (RC<3)
	* - <i>sign. a 10%</i>						
	** - <i>sign. a 5%</i>						
	*** - <i>sign. a 1%</i>						
1990T2- 2004T1	3 rezagos	47.4	23.9	13.9	23.5	10.0	9.2
1990T2- 2004T1	4 rezagos	43.0	26.1	11.8	16.9	14.3	8.6
1990T2- 2003T4	3 rezagos	48.9	25.9	13.8	23.0	12.0	9.6
1990T2- 2003T4	4 rezagos	50.8	28.6	14.8	22.2	13.8	8.8
1987T3- 2004T1	3 rezagos	79.7***	38.2	18.3	41.5***	19.9	12.4
1987T4- 2004T1	4 rezagos	96.2***	54.9***	21.0	41.3***	33.9***	11.4
Valor crit. Mac Kinnon et al (1999)	(1%,5%, 10%)	(77.8,69.8 ,65.8)	(54.7,47. 9,44.5)	(35.5,29. 8,27.1)	(39.4,33. 9,31.29)	(32.7,27. 6,25.1)	(25.9,21. 1,18.9)

Cuadro A4 Estadísticos de cointegración utilizando M1A total y consumo privado, más inflación, tasa y ingreso

		Trace (RC=0)	Trace (RC<2)	Trace (RC<3)	Valor Eigen (RC=0)	Valor Eigen (RC<2)	Valor Eigen (RC<3)
	* - <i>sign. a 10%</i>						
	** - <i>sign. a 5%</i>						
	*** - <i>sign. a 1%</i>						
1990T2- 2004T1	3 rezagos	74.8**	34.8	19.6	40.0***	15.2	10.8
1990T2- 2004T1	4 rezagos	72.0**	39.0	17.8	33.0*	21.2	11.5
1990T2- 2003T4	3 rezagos	77.1**	37.1	19.3	40.0***	17.8	11.1
1990T2- 2003T4	4 rezagos	77.6**	44.4	24.0	33.2*	20.4	17.2
1987T3- 2004T1	3 rezagos	92.6***	40.8	17.3	51.8***	23.5	10.7
1987T4- 2004T1	4 rezagos	125.7***	73.7***	27.2*	52.0***	46.5***	18.0
Valor crit. Mac Kinnon et al (1999)	(1%,5%, 10%)	(77.8,69.8 ,65.8)	(54.7,47. 9,44.5)	(35.5,29. 8,27.1)	(39.4,33. 9,31.29)	(32.7,27. 6,25.1)	(25.9,21. 1,18.9)

**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. 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.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: 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.

- | | |
|---|-----------------|
| DTBC-274
Uso de Análisis Factorial Dinámico para Proyecciones
Macroeconómicas
Alvaro Aguirre y Luis Felipe Céspedes | Noviembre 2004 |
| DTBC-273
Emerging Market Lending: Is Moral Hazard Endogenous?
Tobias Broer | Octubre 2004 |
| DTBC-272
Exchange Rates and Monetary Policy in Open Economies: the
Experience of Chile in the Nineties
Rodrigo Caputo | Octubre 2004 |
| DTBC-271
General Equilibrium Dynamics of External Shocks and Policy
Changes in Chile
Francisco A. Gallego, Klaus Schmidt-Hebbel, y Luis Servén | Octubre 2004 |
| DTBC-270
The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income
Distribution
César Calderón y Luis Servén | Septiembre 2004 |
| DTBC-269
Trends in Infrastructure in Latin America, 1980-2001
César Calderón y Luis Servén | Septiembre 2004 |

DTBC-268	Agosto 2004
Age-differentiated Minimum Wages in a Dual Labor Market Model	
Mauricio Larrain y Joaquín Poblete	
DTBC-267	Julio 2004
Acercas del Nivel Adecuado de las Reservas Internacionales	
Claudio Soto, Alberto Naudon, Eduardo López, y Alvaro Aguirre	
DTBC-266	Junio 2004
Un Análisis del Comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile	
César Calderón	
DTBC-265	Junio 2004
Economic Growth in Latin America and the Caribbean: Stylized Facts, Explanations, and Forecasts	
Norman Loayza, Pablo Fajnzylber, y César Calderón	
DTBC-264	Junio 2004
Chile's Free Trade Agreements: How Big is The Deal?	
Rómulo A. Chumacero, Rodrigo Fuentes, y Klaus Schmidt-Hebbel	
DTBC-263	Mayo 2004
Labor Market Rigidity and Structural Shocks: An Open-Economy Approach for International Comparisons	
Elías Albagli, Pablo García y Jorge Restrepo	
DTBC-262	Mayo 2004
Monetarismo más allá del M1A	
Pablo García y Rodrigo O. Valdés	
DTBC-261	Mayo 2004
Dedollarization, Indexation and Nominalization: The Chilean Experience	
Luis Oscar Herrera y Rodrigo O. Valdés	
DTBC-260	Mayo 2004
Forecasting Chilean Industrial Production and Sales with Automated Procedures	
Rómulo Chumacero	