



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Fuentes S. M., Rodrigo; Gregoire C., Jorge; Zurita L., Salvador
Factores macroeconómicos en rendimientos accionarios chilenos
El Trimestre Económico, vol. LXXIII (1), núm. 289, enero-marzo, 2006, pp. 125-138
Fondo de Cultura Económica
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340945004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

FACTORES MACROECONÓMICOS EN RENDIMIENTOS ACCIONARIOS CHILENOS*

*Rodrigo Fuentes S. M., Jorge Gregoire C.
y Salvador Zurita L.***

RESUMEN

El presente artículo se enmarca en la teoría de precios por arbitraje (TPA) (Ross, 1976a) de la vertiente de variables macroeconómicas, que tiene la ventaja (en comparación con el análisis factorial) de permitir la interpretación económica de los factores y los premios por riesgo factoriales. Similar a Burmeister y McElroy (1988), consideramos cuatro factores macroeconómicos medidos y un factor no observado; la presencia de factores no observados es una generalización del trabajo previo de Chen, Roll y Ross (1986). Partiendo del modelo de factores, la TPA impone restricciones, las que son comprobadas empíricamente en el periodo 1990-2003. Además, el modelo de valoración de activos de capital (MVAC) está anidado en la TPA, lo que permite someter a prueba el modelo MVAC. Nuestros resultados son: *i*) la restricción de la TPA no es rechazada por los datos; *ii*) las sorpresas en la tasa de crecimiento del índice mensual de actividad económica (Imacec), en el precio del cobre y del petróleo aparecen como factores con premios por riesgo estadísticamente distintos de 0 en los rendimientos accionarios chilenos; mientras que las sorpresas en inflación no aparecenpreciadas en la muestra, y *iii*) el modelo MVAC es fuertemente rechazado por los datos, en favor de la TPA.

ABSTRACT

This paper follows the macroeconomic variables tradition of the APT of Ross (1976a), which has the advantage (in comparison with the Factor Analysis approach) of allowing an economic interpretation of both the common factors and the risk premia. Similar to Burmeister and McElroy (1988), we consider four measured macroeconomic factors, and one unobserved factor. The existence of unobserved factors is a generalization of the previous work

* *Palabras clave*: número de factores, teoría de precios por arbitraje, pruebas empíricas del MVAC, premio por riesgo. *Clasificación JEL*: G12. Artículo recibido el 8 de julio de 2003 y aceptado el 29 de junio de 2005.

** R. Fuentes S. M., Banco Central de Chile. J. Gregoire C., Universidad de Chile (correo electrónico: jgregoir@negocios.uchile.cl). S. Zurita L., Universidad Adolfo Ibáñez.

by Chen, Roll and Ross (1986). We test the restrictions that the APT imposes on a general factor model in the period 1990-2003. In addition, the CAPM is nested in the APT, which allows us to test the CAPM. Our empirical results are: (a) the APT restriction is not rejected by the data, (b) the innovations in the rate of growth of the Imacec (a monthly indicator of general economic growth), of the price of copper, and of the price of oil, are priced factors in the sample, while the innovation in inflation rates does not have a statistically significant premium in the sample, and (c) the CAPM is strongly rejected by the data, in favor of the APT.

INTRODUCCIÓN¹

El modelo de la TPA de Ross (1976a) supone que los individuos tienen creencias homogéneas en cuanto al proceso estocástico generador de rendimientos, el cual sería lineal y gobernado por k factores comunes, en el que k es mucho menor que n , el número total de títulos:

$$\tilde{r}_i^t = E_i^t + b_{i1} \tilde{F}_1^t + \dots + b_{ik} \tilde{F}_k^t + \tilde{\epsilon}_i^t; \quad i = 1, \dots, n; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

en el que \tilde{r}_i^t es el rendimiento aleatorio del i -ésimo activo en el periodo t ; E_i^t es el rendimiento esperado del i -ésimo activo en el periodo t ; \tilde{F}_j^t representa el j -ésimo factor común (sistemático) de media 0 que afecta los rendimientos en el periodo t ; b_{ij} cuantifica la sensibilidad del rendimiento del i -ésimo activo a los movimientos del factor común \tilde{F}_j , y $\tilde{\epsilon}_i^t$ es el término de ruido o componente de riesgo idiosincrásico en el periodo t .

Además, el modelo supone que los factores comunes son completamente independientes entre sí, $E[\tilde{F}_i \tilde{F}_j] = 0$, que no están correlacionados con el término de ruido $E[\tilde{\epsilon}_i \tilde{F}_j] = 0$ y que el riesgo idiosincrásico es independiente entre títulos, $E[\tilde{\epsilon}_i \tilde{\epsilon}_j] = 0, i \neq j$. Si este último supuesto no se cumple la interdependencia entre los componentes idiosincrásicos delataría la presencia de factores comunes adicionales. La teoría no dice nada respecto a la identidad de los factores de riesgo;² sin embargo, si existen sólo unos pocos componentes

¹ Este trabajo surgió de una investigación anterior, que dio lugar a un manuscrito titulado "Factores pervasivos en retornos accionarios chilenos", realizado por Víctor Zapata, Jorge Greigore y Salvador Zurita.

² Roll y Ross (1980) comentan que equivalentemente tampoco el MVAC da luces respecto a qué explica una β particular.

sistemáticos de riesgo se esperaría que estén relacionados a variables macroeconómicas fundamentales, como el producto interno bruto, la estructura de tasas de interés o la inflación (véase Chen, Roll y Ross, 1986).

En ausencia de oportunidades de arbitraje, todas las carteras de inversión formadas a partir de n activos que satisfacen las condiciones de no usar riqueza y no tener riesgo (sistemático ni idiosincrásico) deben también poseer un rendimiento igual a 0 en promedio. Ello implica que existirán $k - 1$ constantes, $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_k$, tal que para todo i se cumple que

$$E_i^t = \alpha_0 + \alpha_1 b_{i1} + \dots + \alpha_k b_{ik} \quad (2)$$

Si hay un activo libre de riesgo con rendimiento, E_0^t , entonces $b_{0j} = 0$, para todo j , y $E_0^t = \alpha_0$, en el que E_0^t representa la tasa de rendimiento común de todos los activos de $t = 0$, es decir activos con $b_{0j} = 0$, para todo j , y en particular la tasa de rendimiento libre de riesgo si tal activo existe. Con carteras de inversión con riesgo sistemático unitario para un factor y 0 para el resto de factores, cada α_j puede ser interpretado como exceso de rendimiento o premio por riesgo de mercado para carteras de inversión que tienen solamente el factor común j de riesgo sistemático, $\alpha_j = E_j - E_0$. Esta es la ecuación central de la TPA; ella es exacta sólo en una economía grande (número infinito de títulos), y debe interpretarse como una aproximación para economías finitas (véase Ross, 1976a y b, y Grinblatt y Titman, 1983).

Existen tres métodos para determinar los factores comunes. El primero es el análisis factorial, que busca determinar coeficientes de sensibilidad (*Factor Loadings*);³ éste consiste en un análisis algorítmico de la matriz estimada de covarianza de títulos (véase Roll y Ross, 1980; Chen, 1983; Lehman y Modest, 1988). Los otros métodos son el de variables macroeconómicas, en las que el investigador, basado únicamente en su juicio, escoge factores,⁴ para luego estimar los coeficientes de sensibilidad y verificar si ellos explican el corte trans-

³ También conocidos como "coeficientes de carga" en la bibliografía estadística.

⁴ Por ejemplo, cambios inesperados (*shocks*) en la estructura intertemporal de la tasa de interés, en el premio por riesgo crediticio de los bonos, en la expectativa de inflación, en la tasa de inflación y en la tasa de crecimiento de la producción industrial, o el precio del petróleo.

versal de los rendimientos,⁵ y características de las empresas, similar al anterior, pero que usa regularidades empíricas (anomalías) presentes en los rendimientos, por ejemplo el efecto tamaño.⁶

El presente trabajo se enmarca en una TPA de la vertiente de variables macroeconómicas, que tiene la ventaja (en comparación con el análisis factorial) de permitir la interpretación económica de los factores y los premios por riesgo factoriales. Al igual que Burmeister y McElroy (1988), consideramos cuatro factores macroeconómicos medidos y un factor no observado; la presencia de factores no observados es una generalización del trabajo de Chen, Roll y Ross (1986). Partiendo del modelo de factores, la teoría de precios por arbitraje (TPA) impone restricciones, las que son comprobadas empíricamente en el periodo 1991-2004. Además, el modelo de valoración de activos de capital (MVAC) está anidado en la TPA, lo cual permite someter a prueba el MVAC. En la sección I se revisa el modelo lineal de factores, así como las restricciones impuestas por la TPA y el MVAC. En la sección II presentamos un análisis de la muestra y los resultados de la estimación. Finalmente, resumimos las conclusiones del estudio.

I. MARCO CONCEPTUAL

El rendimiento del activo i en el periodo t se supone generado por un modelo lineal de K factores (MLF), según la ecuación (1) anterior. Suponemos, con Burmeister y McElroy (1988) que los K factores se componen de J factores no observados, denotados por f , y $(K - J)$ factores observados (medidos), denotados por g (y las sensibilidades a los factores se denotan por b y c , respectivamente). Entonces, dividimos la muestra de $N - J$ títulos en N títulos (cuyos rendimientos llamamos r_t) y J títulos, cuyos rendimientos denotamos por R_t . Luego el modelo de factores (1) puede ser escrito matricialmente como:

$$r^t = E^t + Bf^t + Cg^t \quad (3)$$

$$R^t = E_J^t + B_J f^t + C_J g^t \quad (4)$$

en los que r^t , E^t , f^t son vectores verticales de dimensión $(N - 1)$, B y

⁵ Véase Chan, Chen y Hsieh (1985), Chen, Roll y Ross (1986) y Chen y Jordan (1993).

⁶ Véase Huberman y Kandel (1987) y Chen (1983).

C son matrices de dimensión $(N - J)$ y $(N - (K - J))$, respectivamente, y f^t y g^t son vectores de dimensión $(J - 1)$ y $((K - J) - 1)$, respectivamente. De manera similar, en (4), R^t , E_J^t , t_j denotan los vectores de dimensión $(J - 1)$, y B_J , C_J las matrices de dimensión $(J - J)$ y $(J - (K - J))$, respectivamente.

Suponiendo que B_J es no singular (contiene las sensibilidades de los J últimos rendimientos respecto a los factores no observados), es posible resolver (4) para obtener los factores no observados en función de los J últimos rendimientos de títulos, los factores observados, y términos de error idiosincrásico:

$$f^t = B_J^{-1}(R^t - E_J^t - C_J g^t - {}^t_j) \quad (5)$$

Sustituyendo (5) en los primeros N rendimientos (3) se obtiene el rendimiento de los primeros N títulos en términos del rendimiento de los J últimos títulos de la muestra, y de los $(K - J)$ factores observados:

$$r^t = {}^t_0 + R^t g^t \quad (6)$$

en el que

$${}^t_0 = E^t - BB_J^{-1}E_J^t \quad (N - 1) \quad (6a)$$

$$BB_J^{-1} \quad (N - J) \quad (6b)$$

$$C = BB_J^{-1}C_J \quad (N - (K - J)) \quad (6c)$$

$${}^t = {}^t_j - BB_J^{-1}{}^t_j \quad (N - 1) \quad (6d)$$

Como mencionamos líneas arriba, la TPA impone la restricción (2) al modelo de factores (1). Para expresar (2) en el contexto de factores no observados y factores medidos, denotamos los premios por riesgo de los J factores observados y no observados por los vectores verticales J y K , de dimensiones $(J - 1)$, y $((K - J) - 1)$, respectivamente. Con esta notación, (2) puede ser expresado como:

$$E(r^t) = E^t + {}^t_0 i_N + B^J + C^K \quad (7)$$

$$E(R^t) = E_J^t + {}^t_0 i_J + B_J^J + C_J^K \quad (8)$$

en los que i_N e i_J representan vectores de dimensiones $N - 1$ y $J - 1$, respectivamente. Puesto que tanto los factores observados como el

ruido específico representan sorpresas, y luego son 0 en valor esperado, de (6):

$$E(r^t) = \begin{matrix} t \\ 0 \end{matrix} E(R^t) \quad (9)$$

sustituyendo (8) en (9):

$$E(r^t) = \begin{matrix} t \\ 0 \end{matrix} [\begin{matrix} t \\ 0 \end{matrix} i_J \quad B_J^J \quad C_J^K] \quad (10)$$

Igualando (7) y (13), y resolviendo para el intercepto $\begin{matrix} t \\ 0 \end{matrix}$, y utilizando (6b) y (6c) se obtiene:

$$\begin{matrix} t \\ 0 \end{matrix} (i_N \quad i_J) \begin{matrix} t \\ 0 \end{matrix} \quad^K \quad (11)$$

La ecuación (11) corresponde a la restricción de intercepto que la TPA impone en el modelo lineal de factores. Sustituyendo (11) en (6) se obtiene la especificación de la TPA:

$$r^t = \begin{matrix} t \\ 0 \end{matrix} i_N (R^t \quad \begin{matrix} t \\ 0 \end{matrix} i_J) \quad (\quad^K \quad g^t) \quad^t \quad (12)$$

que es un caso especial de la línea de mercado de factores

$$r^t = \begin{matrix} t \\ 0 \end{matrix} i_N \quad_0 (R^t \quad \begin{matrix} t \\ 0 \end{matrix} i_J) \quad g^t \quad^t \quad (13)$$

En consecuencia, nuestra primera hipótesis por validar por los datos es:

Hipótesis 1 (modelo TPA). La restricción de la TPA en el modelo lineal (13) es:

$$\quad_0 \quad^K \quad (14)$$

La hipótesis anterior permite validar la TPA contra el modelo (estadístico) más general conocido como modelo lineal de factores. Por otra parte, el modelo de valoración de activos de capital predice que los premios por riesgo de los factores son proporcionales al premio por riesgo de mercado, y que el factor de proporcionalidad es la del factor respecto a la cartera de mercado:

$$E[r_i^t \quad^t] = i_M \quad (15)$$

en el que

$$i = \frac{\text{cov}(r_i^t, R_M^t)}{2_M}$$

es el coeficiente beta del MVAC, $\beta_M = E[R_M^t - r_0^t]$ es el premio por riesgo de mercado. El MVAC aplicado a los $(K - J)$ factores observados implica que:

$$\beta_j = \frac{\text{cov}(g_j^t, R_M^t)}{\sigma_M^2}, \quad j = 1, 2, \dots, K - J \quad (16)$$

El MVAC corresponde a la ecuación de la TPA (12) con la restricción (16), es decir, el MVAC está anidado en la TPA. En consecuencia, una segunda hipótesis por validar es:

Hipótesis 2 (MVAC). Estimar (12) con y sin la restricción (16), en la que $[\beta_M / \sigma_M^2]$, que representa la razón de Sharpe dividida por la desviación estándar de la cartera de mercado, se estima como un parámetro adicional en el caso restringido.

II. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA Y RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

La muestra consiste de los rendimientos mensuales en el periodo 1991-2004 de los 60 títulos accionarios de mayor presencia bursátil en el periodo; la presencia bursátil se define como el porcentaje de días hábiles en que la acción se comerció en bolsa. Los rendimientos mensuales son corregidos por dividendos y otras variaciones de capital, y fueron obtenidos de Economática. El apéndice 2 registra la lista de empresas, con su presencia promedio en el periodo. La presencia promedio varió entre un mínimo de 31.51% y un máximo de 99.93%, con un promedio de 69.20% y una mediana de 71.24%. Además, se incluyó el rendimiento del índice general de precios de acciones (IGPA), calculado por la Bolsa de Comercio de Santiago. Como *proxy* de la tasa de interés libre de riesgo se utilizó la tasa de interés de captación de corto plazo (operaciones de 30-89 días, pero muy mayoritariamente 30 días); esta tasa no está corregida por inflación.

Considerando la estructura económica de Chile, escogimos cuatro factores observados: inflación, tasa de crecimiento de la economía,⁷ el precio del cobre y precio del petróleo. La motivación para incluir las primeras dos variables es la común en la bibliografía (ellas ca-

⁷ Medida por el índice mensual de actividad económica (Imacec) elaborado por el Banco Central de Chile.

racterizan la macroeconomía del país); por otra parte, el cobre es el principal producto de exportación de Chile (alrededor de 45% de las exportaciones totales), mientras que el petróleo es el principal producto de importación (puesto que Chile no tiene producción interna de esta materia prima).

Estos factores son expresados como desviación respecto a su valor esperado. En los precios de materias primas (petróleo y cobre) se utilizaron precios de cierre en bolsas internacionales,⁸ y se supuso que estas variables siguen un camino aleatorio (*random walk*), con lo cual en la estimación se utilizó la variación porcentual en el precio de estos factores. Para el caso de la inflación esperada, con base en Schmidt-Hebbel y Werner (2002) y Schmidt-Hebbel y Tapia (2004), se estimó un modelo en que la inflación depende de la devaluación rezagada, del diferencial de tasas entre nominal e indizadas, de la meta de inflación del Banco Central y valores rezagados de la inflación. Para la tasa de crecimiento esperado del Imacec se utilizó un modelo ARMA. Los detalles de ambas estimaciones se presentan en el apéndice 1. Además de los cuatro factores observados, se consideró la existencia de un factor no observado que se infiere a partir de la ecuación (5), en la que R' corresponde al rendimiento del IGPA.

Burmeister y McElroy (1988) analizan tres métodos para estimar el sistema de ecuaciones: regresiones aparentemente no relacionadas (SUR), mínimos cuadrados ponderados y mínimos cuadrados en tres etapas no lineales; concluyen que existe una correlación entre la variable que permite inferir los factores no observados y el término de error. Por ello, afirman que el mejor método de estimación es mínimos cuadrados no lineales en tres etapas. Basados en este resultado, el modelo se estima con este método, en que las variables instrumentales utilizadas son sorpresa de inflación, sorpresa en crecimiento, cambio porcentual en el precio del cobre y del petróleo, y el exceso de rendimiento del IGPA por sobre la tasa de interés libre de riesgo en cada mes, rezagada un periodo.

Para estimar el modelo se dividió la muestra de 61 activos (60 títulos individuales y el IGPA) en las 60 acciones, y el IGPA. La ecuación correspondiente al IGPA se utilizó para inferir el factor no observa-

⁸ En el caso del precio del cobre, corresponde al precio de cierre en el London Metal Exchange, y para el petróleo se utiliza el precio de cierre del petróleo Brent (fuente: Bloomberg).

do. Burmeister y McElroy no ofrecen ningún criterio para seleccionar el número de rendimientos que utilizan en la estimación; de hecho, escogen 70 rendimientos aleatorios de entre los 500 incluidos en el índice S&P500. Con el propósito de examinar la sensibilidad de los resultados en la muestra escogida, se realizaron estimaciones con muestras más pequeñas de 30, 40, 50 y 60 rendimientos. El cuadro 1 muestra la estimación de los premios por riesgo asociados a los cuatro factores macro, usando diferentes muestras de rendimientos (véase apéndice 2); estos resultados corresponden a estimar (12), y los parámetros que se registran corresponden a los premios por riesgo de los factores, β_K .

CUADRO 1. *Estimación del modelo de la TPA utilizando diferentes tamaños de muestra^a*

Número de títulos	30 rendimientos	40 rendimientos	50 rendimientos	60 rendimientos
Inflación-inflación esperada	0.0009 (0.5539)	0.0008 (0.6046)	0.0019 (0.1988)	0.0007 (0.4623)
Crecimiento-crecimiento esperado	0.0233 (0.0280)	0.0278 (0.0256)	0.0022 (0.7276)	0.0090 (0.0581)
Cambio porcentual en el precio cobre	0.0645 (0.0387)	0.1418 (0.0070)	0.1907 (0.0022)	0.1456 (0.0001)
Cambio porcentual en el precio petróleo	0.1746 (0.0097)	0.0171 (0.7174)	0.0471 (0.2813)	0.0696 (0.0454)

^a Valores p entre paréntesis. Instrumentos utilizados son sorpresa inflación, sorpresa en el crecimiento, cambio porcentual del precio del cobre y del petróleo y el exceso de rendimiento del IGPA rezagado.

La estimación de los parámetros muestra algunas diferencias según el tamaño de la muestra de empresas, lo que incide en el número de ecuaciones por estimar. No obstante se puede afirmar que los factores macroeconómicos son importantes en la determinación de los rendimientos y que los premios por riesgo pagados por esos factores son positivos y estadísticamente significativos para la variable sorpresa en el crecimiento, sorpresa en el precio del cobre y del petróleo. Sin duda que la mejor aproximación a la estimación de dichos premios es cuando se utiliza la muestra completa de empresas, que equivale a 52.9% del patrimonio bursátil a precios de mercado de la población de sociedades anónimas comerciadas en la Bolsa de Comercio de Santiago. Los resultados de la última columna no son cualitativamente diferentes de los mostrados en las otras tres.

CUADRO 2. Estimación de los premios por riesgo y prueba de hipótesis^a

	TPA			
	<i>Efecto enero excluido</i>		<i>Efecto enero incluido</i>	
Inflación-inflación esperada	0.0007 (0.4621)		0.0024 (0.1976)	
Crecimiento-crecimiento esperado	0.0090 (0.0582)		0.0017 (0.8277)	
Cambio porcentual en el precio cobre	0.1457 (0.0001)		0.2763 (0.0082)	
Cambio porcentual en el precio petróleo	0.0696 (0.0454)		0.0887 (0.1535)	
Rendimiento IGPA	3.7507 (0.0114)		3.6273 (0.0114)	
	<i>Valor de la prueba</i>	<i>g.l.</i>	<i>Valor de la prueba</i>	<i>g.l.</i>
Efecto enero	2.50	60	no aplicable	
TPA vs modelo lineal de factores	43.40	56	40.94	56
MVAC vs TPA	40.93*	3	39.71*	3

^a Valores *p* entre paréntesis. Instrumentos utilizados son sorpresa inflación, sorpresa en el crecimiento, cambio porcentual del precio del cobre y del petróleo, y el exceso de rendimiento del IGPA rezagado.

* Se rechaza a 1 por ciento.

El cuadro 2 registra los resultados de las estimaciones para el modelo de la TPA. Con el propósito de verificar la posible presencia del efecto enero, se estimó el modelo con y sin una variable ficticia para el mes de enero. En la primera columna aparecen los coeficientes de la estimación sin esta variable de enero, y en la segunda se incluye dicho efecto. En la segunda parte del cuadro se presenta la prueba para la hipótesis nula de que no hay efecto enero, encontrándose que no es posible rechazar dicha hipótesis.⁹

También en la segunda parte del cuadro se presenta la prueba para la hipótesis nula de la TPA vs la otra hipótesis de modelo lineal de factores, en la que se observa que la TPA no puede ser rechazada

⁹ La prueba internacional de la existencia y causas del efecto enero no es clara. En los Estados Unidos se encontró un efecto enero relacionado con el tamaño (es un fenómeno de empresas pequeñas). Además, mientras el llamado efecto tamaño ha sido negativo desde su “descubrimiento” en los Estados Unidos, el efecto enero se ha mantenido positivo en ese país. Por otra parte, en el Reino Unido no se ha encontrado evidencia del efecto enero (ni considerando años calendarios ni el año tributario característico abril-marzo). Véase más detalles en Dimson, Marsh y Staunton (2002), pp. 135-138.

en ninguna de las dos columnas. En cuadro 2 se muestra la prueba para la hipótesis del MVAC contra la TPA y el resultado afirma que los datos rechazan la hipótesis del MVAC a 1 por ciento.

CONCLUSIONES

En este trabajo se estimó un modelo de la TPA con cinco factores de riesgo sistemáticos, de los cuales cuatro se supusieron conocidos, y el quinto se supuso no observado. De los primeros, las sorpresas en tasa de crecimiento y las sorpresas en los precios de cobre y petróleo, resultaron con premios positivos y estadísticamente distintos de cero en la muestra; mientras que el premio para las sorpresas en inflación no resultó estadísticamente distinto de cero.

El modelo permitió probar empíricamente la restricción de la TPA contra la opción más general de un modelo lineal de factores, encontrándose que el modelo de la TPA no puede ser rechazado por los datos. Además, se probó la hipótesis del MVAC (modelo anidado en la TPA) contra la opción de la TPA, hipótesis que fue rechazada de manera sólida por los datos. Finalmente, no se encontró evidencia del efecto enero.

APÉNDICE 1

La sorpresa de inflación se define como inflación observada en t menos la inflación esperada para t en $t - 1$. Para estimar las sorpresas de inflación es necesario estimar un modelo de expectativas de inflación. Para esto, con base en los trabajos para Chile de Schmidt-Hebbel y Werner (2002) y Schmidt-Hebbel y Tapia (2004), se estimó un modelo en que la inflación depende de la devaluación rezagada, del diferencial de tasas entre nominal e indizadas, de la meta de inflación que se impone el Banco Central y valores rezagados de la inflación. Cabe destacar que Chile es un país que sigue metas de inflación desde principios de los años noventa, aunque en estudios de corte transversal es considerado como seguidor de política de meta de inflación a partir de septiembre de 1999, cuando se elimina la banda de flotación cambiaria. Por esta razón la meta ha sido utilizada como un ancla nominal para la inflación. En el cuadro A1 se presentan los resultados de dicha estimación. El número de rezagos corregidos se elige de manera que los residuos sean ruido blanco.

El Imacec es el índice de actividad económica que estima el Banco Cen-

CUADRO A1. *Estimación de un modelo para la inflación*^a

(Variable dependiente: inflación mensual)

Constante	0.001 (0.323)
Inflación rezagada menos diferencial de tasas de interés	0.114 (0.097)
Devaluación en t	0.046 (0.038)
Devaluación en $t - 1$	0.045 (0.057)
Meta de inflación	13.376 (0.000)
Inflación $t - 2$ menos la meta $t - 2$	29.740 (0.000)
Inflación $t - 3$ menos la meta $t - 3$	17.520 (0.000)
Inflación $t - 2$	29.873 (0.000)
Inflación $t - 3$	17.513 (0.000)
Inflación $t - 4$	0.275 (0.001)
Inflación $t - 12$	0.298 (0.000)
R^2	0.653
LM para autocorrelación	0.293
LM para ARCH	0.157

^a Valores p entre paréntesis.

tral. Se calcula mensualmente. Para efectos de hacer una mejor proyección se utilizó información de la tasa de crecimiento en 12 meses, para evitar los efectos de estacionalidad. El modelo estimado es un ARMA para la tasa de crecimiento cuyos resultados se presentan en el siguiente cuadro. Cabe hacer notar que se intentó realizar un VAR con ambas variables como dependientes sin encontrar interacción relevante entre las ecuaciones, por lo cual finalmente se optó por estimar ecuaciones independientes.

CUADRO A2. *Estimación de un modelo para el crecimiento*^a

(Variable dependiente: crecimiento del Imacec en 12 meses)

Constante	0.008 (0.004)
Crecimiento $t - 1$	0.598 (0.000)
Crecimiento $t - 2$	0.278 (0.001)
Crecimiento $t - 5$	0.176 (0.020)
Crecimiento $t - 7$	0.183 (0.020)
Crecimiento $t - 9$	0.315 (0.000)
Crecimiento $t - 10$	0.326 (0.000)
R^2	0.805
LM para autocorrelación	0.961
LM para ARCH	0.086

^a Valores p entre paréntesis.

APÉNDICE 2

<i>Empresa</i>	<i>Presencia</i>	<i>Identificador</i>	<i>Empresa</i>	<i>Presencia</i>	<i>Identificador</i>
Aguas A	78.52	1	Enersis	99.71	31
Almendral	90.12	2	Entel	99.64	32
Banmédica	70.86	3	Eperva	54.74	33
Calichera A	87.78	4	Fósforos	34.10	34
Campos	84.87	5	Gasco	90.30	35
Cap	96.79	6	Gener	90.99	36
Carolina A	54.01	7	Hábitat	62.40	37
Cct	76.11	8	Iansa	99.23	38
Cementos	84.83	9	Iansagro	31.51	39
Cervezas	92.78	10	Indiver	51.75	40
Cge	89.86	11	Inforsa	90.55	41
Chilectra	87.31	12	Lan Chile	72.83	42
Cholguan	52.44	13	Lucchetti	33.41	43
Cic	38.73	14	Madeco	91.79	44
Cmpc	99.53	15	Marinsa	48.25	45
Colbun	99.38	16	Masisa	95.00	46
Coloso	50.55	17	Melón	56.97	47
Conchatoro	84.57	18	Minera	53.57	48
Copec	99.93	19	Pasur	53.39	49
Cristales	71.63	20	Pilmaiquen	38.37	50
Ctc A	99.82	21	Pizarreno	37.20	51
Ctc B	74.65	22	Río Maipo	54.74	52
Cti	70.28	23	Santamaría	45.66	53
Cuprum	95.84	24	Siemel	34.90	54
Edelnor	91.28	25	Sipsa	41.65	55
Elecda	53.57	26	Sm Chile A	51.17	56
Eliqsa	37.05	27	Sm Chile B	97.45	57
Emel	36.29	28	Sud Amer A	37.02	58
Emelari	43.33	29	Telsur	49.96	59
Endesa	99.82	30	Vapores	61.23	60

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Burmeister, E., y M. McElroy (1988), “Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory, *Journal of Finance* 43, núm. 3, julio, pp. 721-735.
- Chan, K. C., N. F. Chen y D. A. Hsieh (1985), “An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect”, *Journal of Financial Economics*, septiembre, páginas 451-471.
- Chen, Nai-Fu (1983), “Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing”, *Journal of Finance* 38, pp. 1393-1413.
- , R. Roll y S. Ross (1986), “Economic Forces and the Stock Market”, *Journal of Business*, pp. 383-403.

- Chen, S.-J., y B. Jordan (1993), "Some Empirical Tests in the Arbitrage Pricing Theory: Macrovariables vs. Derived Factors", *Journal of Banking and Finance* 17, pp. 65-89.
- Dimson, E., P. Marsh y M. Staunton (2002), "Triumph of the Optimists", *101 Years of Global Investment Returns*, Princeton University Press.
- Gregoire, Jorge, y Salvador Zurita (1987), "Teoría de precios por arbitraje: Una prueba empírica", *Lecturas de Economía Financiera*, Editorial de Economía y Administración, Universidad de Chile.
- Grinblatt, M., y S. Titman (1983), "Factor Pricing in a Finite Economy", *Journal of Financial Economics*, 12, pp. 497-507.
- (1985), "Approximate Factor Structures: Interpretations and Implications for Empirical Tests", *Journal of Finance* 40, pp. 2367-2373.
- Huberman, G., y S. Kandel (1987), "Mean Variance Spanning", *Journal of Finance* 42, pp. 873-888.
- Lehman, B., y D. Modest (1988), "The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Financial Economics* 21, pp. 213-254.
- Roll, R., y S. Ross (1980), "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance* 35, pp. 1073-1103.
- (1984), "A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory: A Reply", *Journal of Finance* 39, pp. 347-350.
- Ross, Stephen (1976a), "Return, Risk and Arbitrage", I. Friend y J. Bicksler (comps.), *Risk and Return in Finance*, Cambridge, Massachusetts, Ballinger.
- (1976b), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory* 13, pp. 341-360.
- Schmidt-Hebbel, Klaus, y Alejandro Werner (2002), "Inflation Targeting in Brazil, Chile and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate", *Economía*, 2 (2), pp. 30-89.
- , y Matías Tapia (2004), "Inflation Targeting and Floating in Chile", Banco Central de Chile, mimeografiado.