

Banco Central de Chile
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile
Working Papers

N° 316

Abril 2005

FACTORES MACROECONÓMICOS EN RETORNOS ACCIONARIOS CHILENOS

Rodrigo Fuentes

Jorge Gregoire

Salvador Zurita

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
Agustinas 1180
Teléfono: (56-2) 6702475; Fax: (56-2) 6702231

FACTORES MACROECONÓMICOS EN RETORNOS ACCIONARIOS CHILENOS

Rodrigo Fuentes
Banco Central de Chile

Jorge Gregoire
Universidad de Chile

Salvador Zurita
Universidad Adolfo Ibáñez

Resumen

El presente trabajo se enmarca en un APT (Ross, 1976a) de la vertiente de Variables Macroeconómicas, que tiene la ventaja (en comparación con 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 Teoría de Precios por Arbitraje (APT) impone restricciones, las que son comprobadas empíricamente en el período 1990-2003. Además, el Modelo de Valoración de Activos de Capital (CAPM) está anidado en el APT, lo que permite someter a prueba el modelo CAPM. Nuestros resultados son: (a) la restricción del APT no es rechazada por los datos, (b) las sorpresas en la tasa de crecimiento del Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC), en el precio del cobre y en el precio del petróleo aparecen como factores con premios por riesgo estadísticamente distintos a cero en los retornos accionarios chilenos; mientras que las sorpresa en inflación no aparecenpreciadas en la muestra, y (c) el modelo CAPM es fuertemente rechazado por los datos, en favor del APT.

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 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.

Este trabajo surgió de una investigación anterior, que dio lugar a un manuscrito titulado “Factores Pervasivos en Retornos Accionarios Chilenos”, realizado por los autores Víctor Zapata, Jorge Gregoire y Salvador Zurita.

E-mail: jgregoir@negocios.uchile.cl.

Introducción

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

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

Donde \tilde{r}_i^t es el retorno aleatorio del i -ésimo activo en el período t ; E_i^t es el retorno esperado del i -ésimo activo en el período t ; \tilde{F}_j^t es el j -ésimo factor común (sistemático) de media cero que afecta los retornos en el período t ; b_{ij} cuantifica la sensibilidad del retorno del i -ésimo activo a los movimientos del factor común \tilde{F}_j ; y $\tilde{\varepsilon}_i^t$ es el término de ruido o componente de riesgo idiosincrático en el período t .

Adicionalmente, 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 $E[\tilde{\varepsilon}_i\tilde{F}_j] = 0$, y que el riesgo idiosincrático es independiente entre títulos, $E[\tilde{\varepsilon}_i\tilde{\varepsilon}_j] = 0$, $i \neq j$. Si este último supuesto no se cumple, la interdependencia entre los componentes idiosincráticos delataría la presencia de factores comunes adicionales.

La teoría no dice nada respecto a la identidad de los factores de riesgo¹; sin embargo, si existen sólo unos pocos componentes sistemáticos de riesgo, se esperaría que estén relacionados a variables macroeconómicas fundamentales, tales como el Producto Interno Bruto, la estructura de tasas de interés o la inflación, ver 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 idiosincrático) deben también poseer un retorno igual a cero en promedio. Ello implica que existirán $k+1$ constantes, $\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_k$, tal que para todo i se cumple que

$$E_i^t = \lambda_0^t + \lambda_1 b_{i1} + \dots + \lambda_k b_{ik} \quad (2)$$

Si hay un activo libre de riesgo con retorno, E_0^t , entonces $b_{0j} = 0$, para todo j , y $E_0^t = \lambda_0^t$, donde E_0^t representa la tasa de retorno común de todos los activos de cero beta, es decir activos con $b_{0j} = 0$, para todo j , y en particular, la tasa de retorno libre de riesgo si tal activo existe. Formando carteras de inversión con riesgo sistemático unitario para un factor y cero para el resto de factores, cada λ_j puede ser interpretado como exceso de retorno o premio por riesgo de mercado para carteras de inversión que tienen solamente el factor común j de riesgo sistemático, $\lambda_j = E_j - E_0$. Esta es la ecuación central del APT; ella es exacta sólo en una economía grande (número infinito de títulos), y debe interpretarse como una aproximación para economías finitas, ver Ross (1976 a y b) y Grinblatt y Titman (1983).

Existen tres métodos para determinar los factores comunes. El primer método utilizado es el análisis factorial, que busca determinar coeficientes de sensibilidad² (*Factor Loadings*); éste consiste en un análisis algorítmico de la matriz estimada de covarianza de títulos (ver Roll y Ross (1980), Chen (1983), Lehman y Modest (1988)). Los otros métodos son el de Variables Macroeconómicas, en las que el investigador, basado en su solo juicio, escoge

¹ Roll y Ross (1980) comentan que equivalentemente tampoco el CAPM da luces sobre qué explica un beta particular.

² También conocidos como “coeficientes de carga” en la literatura estadística.

factores³, para luego estimar los coeficientes de sensibilidad y verificar si ellos explican el corte transversal de los retornos⁴, y Características de las Firmas, similar al anterior, pero que usa regularidades empíricas (anomalías) presentes en los retornos, por ejemplo el efecto tamaño⁵.

El presente trabajo se enmarca en un APT de la vertiente de Variables Macroeconómicas, que tiene la ventaja (en comparación con 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 (op. cit.). Partiendo del modelo de factores, la Teoría de Precios por Arbitraje (APT) impone restricciones, las que son comprobadas empíricamente en el período 1991-2004. Además, el Modelo de Valoración de Activos de Capital (CAPM) está anidado en el APT, lo que permite someter a prueba el modelo CAPM. En la Sección I, se revisa el modelo lineal de factores, así como las restricciones impuestas por el APT y el CAPM. En la Sección II reportamos un análisis de la muestra y los resultados de la estimación. Finalmente, en la Sección III resumimos las conclusiones del estudio.

I. Marco Conceptual

El retorno del activo i en el período t se supone generado por un modelo lineal de K factores (LFM), según la ecuación (1) anterior. Suponemos, con Burmeister y McElroy (op. cit.) que los K factores se componen de J factores no observados, denotados por f , y

³ 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.

⁴ Ver Chan, Chen y Hsieh (1985), Chen, Roll y Ross (op cit) y Chen y Jordan (1993).

(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 retornos llamamos r_t) y J títulos, cuyos retornos denotamos por R_t . Luego el modelo de factores (1) puede ser escrito matricialmente como:

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

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

donde r^t, E^t, ε^t son vectores verticales de dimensión $(N \times 1)$, B y C son matrices de dimensión $(N \times J)$ y $(N \times (K-J))$, respectivamente; y f^t, g^t son vectores de dimensión $(J \times 1)$ y $((K-J) \times 1)$, respectivamente. Similarmente, en (4), $R^t, E_J^t, \varepsilon_J^t$ son vectores de dimensión $(J \times 1)$; y B_J, C_J son matrices de dimensión $(J \times J)$ y $(J \times (K-J))$, respectivamente.

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

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

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

$$r^t = \beta_0^t + \beta R^t + \gamma g^t + \eta^t \quad (6)$$

donde

⁵ Ver Huberman y Kandel (1987) y Chen (1983).

$$\beta_0^t \equiv E^t - BB_J^{-1}E_J^t \quad (N \times 1) \quad (6.a)$$

$$\beta \equiv BB_J^{-1} \quad (N \times J) \quad (6.b)$$

$$\gamma \equiv C - BB_J^{-1}C_J \quad (N \times (K - J)) \quad (6.c)$$

$$\eta^t \equiv \varepsilon^t - BB_J^{-1}\varepsilon_J^t \quad (N \times 1) \quad (6.d)$$

Como mencionamos anteriormente, el APT 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 λ^J y λ^K , de dimensiones $(J \times 1)$, y $((K-J) \times 1)$, respectivamente. Con esta notación, (2) puede ser expresado como:

$$E(r^t) = E^t = \lambda_0^t i_N + B \lambda^J + C \lambda^K \quad (7)$$

$$E(R^t) = E_J^t = \lambda_0^t i_J + B_J \lambda^J + C_J \lambda^K \quad (8)$$

donde i_N e i_J representan vectores de unos de dimensiones $N \times 1$ y $J \times 1$, respectivamente. Puesto que tanto los factores observados como el ruido específico representan sorpresas, y luego son cero en valor esperado, de (6):

$$E(r^t) = \beta_0^t + \beta E(R^t) \quad (9)$$

sustituyendo (8) en (9).

$$E(r^t) = \beta_0^t + \beta [\lambda_0^t i_J + B_J \lambda^J + C_J \lambda^K] \quad (10)$$

Igualando (7) y (10), y resolviendo para el intercepto β_0^t , y utilizando (6.b) y (6.c) se obtiene:

$$\beta_0^t = (i_N - \beta i_J) \lambda_0^t + \gamma \lambda^K \quad (11)$$

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

$$r^t - \lambda_0^t i_N = \beta(R^t - \lambda_0^t i_J) + \gamma(\lambda^K + g^t) + \eta^t \quad (12)$$

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

$$r^t - \lambda_0^t i_N = \alpha_0 + \beta(R^t - \lambda_0^t i_J) + \gamma g^t + \eta^t \quad (13)$$

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

Hipótesis 1 (modelo APT). La restricción del APT en el modelo lineal (13) es:

$$\alpha_0 = \gamma \lambda_K \quad (14)$$

La hipótesis anterior permite validar el APT contra el modelo (estadístico) más general conocido como modelo lineal de factores. Por otra parte, el Modelo de Valoración de Activos de Capital (CAPM) predice que los premios por riesgo de los factores son proporcionales al premio por riesgo de mercado, y que el factor de proporcionalidad es el beta del factor con respecto al porfolio de mercado:

$$E[r_i^t - \lambda_0^t] = \beta_i \lambda_M \quad (15)$$

donde $\beta_i \equiv \frac{\text{cov}(r_i^t, R_M^t)}{\sigma_M^2}$ es el coeficiente beta del CAPM, $\lambda_M \equiv E[R_M^t - \lambda_0^t]$ es el

premio por riesgo de mercado. El modelo CAPM aplicado a los (K-J) factores observados implica que:

$$\lambda_j^K = \text{cov}(g_i^t, R_M^t) \left[\frac{\lambda_M}{\sigma_M^2} \right], \quad j = 1, 2, \dots, K - J \quad (16)$$

El modelo CAPM corresponde a la ecuación del APT (12) con la restricción (16), es decir, el CAPM está anidado en el APT. En consecuencia, una segunda hipótesis a validar es:

Hipótesis 2 (modelo CAPM). Estimar (12) con y sin la restricción (16), donde $\left[\frac{\lambda_M}{\sigma_M^2} \right]$, que

representa la razón de Sharpe dividido por la desviación estándar del porfolio 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 retornos mensuales en el período 1991-2004 de los 60 títulos accionarios de mayor presencia bursátil en el período, donde la presencia bursátil se define como el porcentaje de días hábiles en que la acción se transó en bolsa. Los retornos mensuales son corregidos por dividendos y otras variaciones de capital, y fueron obtenidos de Economatica. El Anexo 1 reporta la lista de empresas, con su presencia promedio en el período. 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%. Adicionalmente, se incluyó el retorno 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 economía⁶, el precio del cobre y precio del petróleo. La motivación para incluir las primeras dos variables es la estándar en la literatura (ellas caracterizan la macroeconomía del país); por otra parte, el cobre es el principal producto de exportación de Chile (en torno al 45% de las exportaciones totales), mientras que el

⁶ Medida por el Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC) elaborado por el Banco Central de Chile.

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 internacionales⁷, 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, siguiendo los trabajos de Schmidt-Hebbel y Werner (2000) 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 indexadas, 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 reportan en el Anexo 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), donde R^1 corresponde al retorno 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; y concluyen que existiría una correlación entre la variable que permite inferir los factores no observados y el término de error. Por ello, concluyen que el mejor método de estimación es Mínimos Cuadrados No Lineales en Tres Etapas. Basados en este resultado, el modelo se estima usando este método, en que las variables instrumentales utilizadas son sorpresa de inflación, sorpresa en crecimiento,

⁷ 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).

cambio porcentual en el precio del cobre y del petróleo, y el exceso de retorno del IGPA por sobre la tasa de interés libre de riesgo en cada mes, rezagada un período.

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 observado. Burmeister y McElroy no entregan ningún criterio para seleccionar el número de retornos que utilizan en la estimación; de hecho, escogen 70 retornos aleatorios de entre los 500 incluidos en el índice S&P500. Con el propósito de examinar la sensibilidad de los resultados a la muestra escogida, se realizaron estimaciones con muestras más pequeñas de 30, 40, 50 y 60 retornos. El Cuadro 1 muestra la estimación de los premios por riesgo asociados a los cuatro factores macro, usando diferentes muestras de retornos (ver Anexo 2); éstos resultados corresponden a estimar (12), y los parámetros que se reportan corresponden a los premios por riesgo de los factores, λ_K .

Cuadro 1
Estimación del modelo APT utilizando diferentes tamaños de muestra

Número de títulos	30 retornos	40 retornos	50 retornos	60 retornos
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)

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

La estimación de los parámetros muestra algunas diferencias dependiendo del tamaño de la muestra de empresas lo que incide en el número de ecuaciones a estimar. No obstante se puede afirmar que los factores macroeconómicos son importantes en la determinación de

los retornos 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 en el precio 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 un 52,9% del patrimonio bursátil a precios de mercado de la población de sociedades anónimas transadas en la Bolsa de Comercio de Santiago. Los resultados de la última columna no son cualitativamente diferentes a los mostrados en las otras tres.

El Cuadro 2 muestra los resultados de las estimaciones para el modelo APT. Con el propósito de verificar la posible presencia del efecto enero, se estimó el modelo con y sin una dummy para el mes de enero. En la primera columna aparecen los coeficientes de la estimación sin la dummy de enero y, en la segunda se incluye dicho efecto. En la segunda parte del Cuadro, se reportan el test chi cuadrado para la hipótesis nula que no hay efecto enero, encontrándose que no es posible rechazar dicha hipótesis.⁸

También en la segunda parte del Cuadro, se presenta el test para la hipótesis nula de APT versus la hipótesis alternativa de modelo linear de factores, donde se aprecia que el APT no puede ser rechazado, en ninguna de las dos columnas. A continuación se reporta el test para la hipótesis del CAPM contra el APT y el resultado muestra que los datos rechazan la hipótesis del CAPM al 1%.

⁸ La evidencia internacional sobre la existencia y causas del efecto enero no es clara. En EEUU se encontró un efecto enero relacionado al tamaño (es un fenómeno de firmas pequeñas). Además, mientras el llamado efecto tamaño ha sido negativo desde su “descubrimiento” en EEUU, 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 típico Abril-Marzo). Véanse las páginas página 135-138 en Dimson, Marsh y Staunton (2002) para más detalles.

Cuadro 2
Estimación de los Premios por riesgo y prueba de hipótesis

	APT (efecto enero excluido)		APT (efecto enero incluido)	
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)	
Retorno IGPA	3.7507 (0.0114)		3.6273 (0.0114)	
	Valor del test	g.l.	Valor del test	g.l.
Efecto Enero	2.50	60	no aplicable	
APT vs modelo linear de factores	43.40	56	40.94	56
CAPM vs APT	40.93*	3	39.71*	3

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

* Se rechaza al 1%

III. Conclusiones

En este trabajo se estimó un modelo APT con cinco factores de riesgo sistemáticos, de los cuales 4 se supusieron conocidos, y el cuarto se supuso no observado. De los primeros, la 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 del APT contra la alternativa más general de un modelo lineal de factores, encontrándose que el modelo APT no puede ser rechazado por los datos. Adicionalmente, se probó la hipótesis del CAPM (modelo anidado en el APT) contra la alternativa del APT, hipótesis que fue fuertemente rechazada por los datos. Finalmente, no se encontró evidencia de efecto enero.

Referencias

E. Burmeister y M. McElroy, “Joint estimation of factor sensitivities and risk premia for the Arbitrage Pricing Theory, Journal of Finance 43, n.3, July 1988, 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, 451-471.

Chen, Nai-Fu, 1983, “Some empirical tests of the theory of arbitrage pricing”, Journal of Finance 38, 1393-1413.

Chen N.F., R. Roll y S. Ross, 1986, “Economic forces and the stock market”, Journal of Business, 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, 65-89.

Dimson, E., P. Marsh y M. Staunton, “Triumph of the optimists”, 101 years of global investment returns, Princeton University Press, 2002.

Gregoire Jorge y Zurita Salvador, 1987, “Teoría de Precios Por Arbitraje: Una Prueba Empírica”, en Lecturas de Economía Financiera, Editorial de Economía y Administración, Universidad de Chile, 1995.

Grinblatt, M. y S. Titman, 1983, “Factor pricing in a finite economy”, Journal of Financial Economics, 12, 497-507

----, 1985, “Approximate factor structures: Interpretations and implications for empirical tests, Journal of Finance 40, 2367-2373.

Huberman, G. y S. Kandel, 1987, “Mean variance spanning”, Journal of Finance 42, 873-88.

Lehman, B. y D. Modest, 1988. “The empirical foundations of the arbitrage pricing theory”, Journal of Financial Economics 21, 213-254.

Roll R y S. Ross, 1980. “An empirical investigation of the arbitrage pricing theory”, Journal of Finance 35,1073-1103.

----, 1984. “A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on The Arbitrage Pricing Theory: A Reply”, Journal of Finance 39, 347-350.

Ross, Stephen, 1976a, “Return, risk and arbitrage”, en I. Friend and J. Bicksler (eds.), “Risk and return in finance”, Cambridge, Massachusetts: Ballinger.

----, 1976b. “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing”, Journal of Economic Theory 13, 341 –360.

Anexo 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 era necesario estimar un modelo de expectativas de inflación. Para esto siguiendo los trabajos para Chile de Schmidt-Hebbel y Werner (2000) 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 hacer notar que Chile es un país que sigue metas de inflación de principios de los 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 forma que los residuos sean ruido blanco.

Cuadro A1
Estimación de un modelo para la inflación

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 cuadrado	0.653
LM para autocorrelación	0.293
LM para ARCH	0.157

Valores p en paréntesis

El IMACEC es el índice de actividad económica que estima el Banco Central. Se calcula mensualmente. Para efectos de hacer una mejor proyección se utilizó información de la tasa de crecimiento en 12 meses, para así 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 relevantes entre las ecuaciones, por lo cual finalmente se optó por estimar ecuaciones independientes.

Cuadro A2

Estimación de un modelo para el crecimiento

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 cuadrado 0.805

LM para autocorrelación 0.961

LM para ARCH 0.086

Valores p en paréntesis

Anexo 2

	Presencia	Identificado
		r
Aguas A	78.52	1
Almendral	90.12	2
Banmedica	70.86	3
Calichera A	87.78	4
Campos	84.87	5
Cap	96.79	6
Carolina A	54.01	7
Cct	76.11	8
Cementos	84.83	9
Cervezas	92.78	10
Cge	89.86	11
Chilectra	87.31	12
Cholguan	52.44	13
Cic	38.73	14
Cmpc	99.53	15
Colbun	99.38	16
Coloso	50.55	17
Conchatoro	84.57	18
Copec	99.93	19
Cristales	71.63	20
Ctc A	99.82	21
Ctc B	74.65	22
Cti	70.28	23
Cuprum	95.84	24
Edelnor	91.28	25
Elecda	53.57	26
Eliqsa	37.05	27
Emel	36.29	28
Emelari	43.33	29
Endesa	99.82	30
Enersis	99.71	31
Entel	99.64	32
Eperva	54.74	33
Fosforos	34.10	34
Gasco	90.30	35
Gener	90.99	36
Habitat	62.40	37
Iansa	99.23	38
Iansagro	31.51	39
Indiver	51.75	40
Inforsa	90.55	41
Lan Chile	72.83	42
Lucchetti	33.41	43

Madeco	91.79	44
Marinsa	48.25	45
Masisa	95.00	46
Melon	56.97	47
Minera	53.57	48
Pasur	53.39	49
Pilmaiquen	38.37	50
Pizarreno	37.20	51
Rio Maipo	54.74	52
Santamaria	45.66	53
Siemel	34.90	54
Sipsa	41.65	55
Sm Chile A	51.17	56
Sm Chile B	97.45	57
Sud Amer	37.02	58
A		
Telsur	49.96	59
Vapores	61.23	60

**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-315 Abril 2005
Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance
Álvaro Aguirre y César Calderón

DTBC-314 Abril 2005
¿Cuánto Explican las Reformas y la Calidad de las Instituciones del Crecimiento Chileno? Una Comparación Internacional
César Calderón y J. Rodrigo Fuentes

DTBC-313 Abril 2005
Convergencia Regional en Chile: Nuevos Tests, Viejos Resultados
Roberto Duncan y J. Rodrigo Fuentes

DTBC-312 Abril 2005
Credibility and Inflation Targeting in an Emerging Market: the Case of Chile
Luis F. Céspedes y Claudio Soto

DTBC-311 Marzo 2005
Concentration and Price Rigidity: Evidence for the Deposit Market in Chile
Solange Berstein y Rodrigo Fuentes

DTBC-310 Marzo 2005
Fluctuaciones del Dólar, Precio del Cobre y Términos de Intercambio
José De Gregorio, Hermann González, y Felipe Jaque

DTBC-309	Febrero 2005
Spreads Soberanos: Una Aproximación Factorial Valentín Délano y Jorge Selaive	
DTBC-308	Enero 2005
Mirando el Desarrollo Económico de Chile: Una Comparación Internacional Rodrigo Fuentes y Verónica Mies	
DTBC-307	Diciembre 2004
General Equilibrium Models: An Overview Rómulo Chumacero y Klaus Schmidt-Hebbel	
DTBC-306	Diciembre 2004
Rankings de Universidades Chilenas según los Ingresos de sus Titulados David Rappoport, José Miguel Benavente, y Patricio Meller	
DTBC-305	Diciembre 2004
Emerging Market Economies: The Aftermath of Volatility Contagion in a Selection of Three Financial Crises Felipe Jaque	
DTBC-304	Diciembre 2004
Labor Markets and Institutions: An Overview Jorge Enrique Restrepo y Andrea Tokman	
DTBC-303	Diciembre 2004
Determinantes de la Inversión en Chile Igal Magendzo	
DTBC-302	Diciembre 2004
Overcoming Fear of Floating: Exchange Rate Policies in Chile José De Gregorio y Andrea Tokman R.	
DTBC-301	Diciembre 2004
Regularidades Empíricas de la Economía Chilena Jorge Enrique Restrepo y Claudio Soto	
DTBC-300	Diciembre 2004
Persistence and the Roles of the Exchange Rate and Interest Rate Inertia in Monetary Policy Rodrigo Caputo	