

Contraste empírico del CAPM en el mercado accionario chileno

Empirical test of the CAPM in the Chilean stock market

Carlos A. Díaz Contreras¹ Freddy H. Higuera Cartes²

Recibido 7 de julio de 2009, aceptado 6 de julio de 2012

Received: July 7, 2009 Accepted: July 6, 2012

RESUMEN

El modelo de valoración de activos de capital (*Capital Asset Pricing Model* - CAPM) es uno de los modelos más utilizados en la práctica para determinar el premio por riesgo de un activo individual o cartera.

El presente trabajo realiza un contraste empírico del CAPM en el mercado accionario chileno, empleando las metodologías de serie temporal y de eficiencia media-varianza, basada en la estimación por el método generalizado de momentos (MGM). El contraste se llevó a cabo usando rentabilidades mensuales de títulos individuales para el periodo 1997-2007 y usando una cartera de igual ponderación como *proxy* para la cartera de mercado.

Los resultados de todas las metodologías empleadas muestran que el CAPM explica satisfactoriamente el corte transversal de retornos esperados en Chile.

Palabras clave: Costo del capital, contraste del CAPM, metodología de serie temporal, regresiones aparentemente no relacionadas, método generalizado de momentos.

ABSTRACT

The capital asset pricing model (CAPM) is one of the most used models in practice to determine the risk premium of an individual asset or portfolio.

This paper tests the CAPM in the Chilean stock market using the time series methodology and the generalized method of moments to test mean-variance efficiency. This work uses monthly returns of individual stocks between 1997 and 2007 and considers an equally weighted portfolio as a proxy for the market portfolio. The results show that the CAPM explains successfully the cross section of expected stock returns in Chile.

Keywords: Cost of equity, CAPM test, time series methodology, seemingly unrelated regressions, generalized method of moments.

INTRODUCCIÓN

A partir de la segunda mitad del siglo XX se han ido desarrollando modelos teóricos de diferente complejidad; tales modelos suelen basarse en condiciones muy restrictivas sobre el funcionamiento de los mercados reales, que se pueden denominar de forma genérica como condiciones de competencia perfecta. ¿Cómo fiarse de las predicciones de unos

modelos basados en hipótesis frecuentemente alejadas de la realidad? Un camino, quizá el más usado, ha sido verificar en los mercados reales las predicciones de los modelos; es lo que se denomina “contraste empírico”. Cuando tales contrastes coinciden con las predicciones del modelo, se puede presumir que éste es correcto, en tanto describe adecuadamente la realidad. Y dentro de este ámbito, quizá el modelo que mayor atención ha recibido es el modelo de

¹ Escuela Universitaria de Ingeniería Industrial, Informática y de Sistemas. Universidad de Tarapacá. 18 de Septiembre 2222. Arica, Chile. E-mail: cdiazc@uta.cl

² Departamento de Ingeniería de Sistemas y Computación. Universidad Católica del Norte. Avenida Angamos 0610. Antofagasta, Chile. E-mail: fhiguera@ucn.cl

valoración de activos de capital, más conocido por sus iniciales en inglés como CAPM.

Al CAPM se le han aplicado una serie de metodologías de contrastes, siendo las más clásicas:

- La metodología de contraste de serie temporal, incorporando el problema de relaciones sectoriales.
- La metodología de contraste de corte transversal, distinguiendo entre: a) Metodología de corte transversal con medias, incorporando los problemas de heterocedasticidad, autocorrelación y errores en las variables; y b) Metodología de corte transversal sin medias, incorporando los problemas de heterocedasticidad, autocorrelación, errores en las variables y de coeficientes aleatorios (un tratamiento exhaustivo de ello se encuentran en Santibáñez [35], Madariaga [27], Gómez-Bezares [9] y Shanken [36]).
- El contraste del modelo CAPM ampliado con otras variables explicativas (para mayores detalles ver Santibáñez [35], Fama y French [7], Kothari [21], Grinblatt [13] y Liu [25]).
- La metodología de contraste de eficiencia en media-varianza de una determinada cartera (revisar Marín [28]).
- Y, por último, la metodología de contraste de eficiencia en media-varianza basada en estimación por el método generalizado de momentos (consultar a Marín [28], Kan [17-20]).

Este trabajo aborda tanto la primera como la última metodología anteriormente señaladas y, por lo tanto, tiene como objetivo “Contrastar el CAPM en el mercado accionario chileno aplicando las metodologías de serie temporal y de eficiencia media-varianza basadas en estimación por el método generalizado de momentos (MGM)”.

CAPM en Chile

En Chile, gran parte de las grandes empresas utilizan la metodología CAPM para calcular el costo de capital del patrimonio. Además, todas las empresas de servicio público (como por ejemplo, generadoras de electricidad, distribuidoras de electricidad, tratamiento de agua, y otras), que antiguamente eran estatales, han sido privatizadas. Al ser todas ellas monopolios en la zona donde se ubican, el Estado les fija las tarifas máximas que pueden

cobrar. Dentro de las variables que se consideran para fijar las tarifas, está la remuneración al capital. Y en todas ellas se usa el CAPM para fijar dicha remuneración.

A pesar del masivo uso del CAPM en Chile, existen pocos trabajos teórico/prácticos destinados a testearlo, y la mayoría de ellos sólo se orientan a incluir otras variables explicativas, además de la Beta. Entre éstos se pueden resaltar los siguientes:

De La Cuadra y García [4] investigan las anomalías empíricas del CAPM, sugiriendo que la Beta no captura todo el riesgo sistemático asociado con el nivel de endeudamiento de una firma. Cuando incluye como variable explicativa, además de la Beta, el ratio Patrimonio/Total Activo, la existencia de retornos anormales desaparece. Además, sus resultados sugieren que existe una fuerte correlación entre esas dos medidas de riesgo.

Posteriormente, Zúñiga [41] realiza una investigación exploratoria respecto al efecto tamaño en los retornos accionarios chilenos, usando datos mensuales en el periodo 1989-1991. Zúñiga concluye que “los resultados en definitiva sugieren un efecto tamaño, pero éstos no son significativos en ninguna de las submuestras, probablemente debido al bajo número de títulos transados en Chile y a la baja presencia bursátil del promedio de las acciones usadas”.

Rubio [34] trata de replicar el trabajo de Fama y French [7] para el mercado chileno, evaluando el rol conjunto de la Beta de mercado, el tamaño, la razón Utilidad/Precio, el *leverage* y la razón Libro/Bolsa, en el periodo 1981-1994, usando los retornos mensuales de las acciones y datos contables trimestrales y anuales. Cuando los datos contables tienen una frecuencia trimestral, la variable más importante, y que absorbe el poder explicativo de las restantes, es la razón Utilidad/Precio. En cambio, cuando la frecuencia de los datos contables es anual, la combinación más adecuada es la razón Libro/Bolsa y la Beta de mercado.

Por otro lado, Fuentes, Gregoire y Zurita [8], usando rentabilidades mensuales de 60 acciones, en el periodo 1991-2004, tratan de determinar los factores macroeconómicos que permiten explicar el rendimiento accionario en Chile. Si bien este trabajo es sobre el APT (Teoría de Precios por Arbitraje), dentro de las conclusiones los autores

señalan: “Nuestros resultados son: i) 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 cero en los rendimientos accionarios chilenos; mientras que las sorpresas en inflación no aparecenpreciadas en la muestra, y ii) el modelo CAPM es fuertemente rechazado por los datos, en favor del APT”.

MARCO TEÓRICO

El modelo de valoración de activo capital (*Capital Asset Pricing Model* - CAPM) es uno de los modelos económicos más utilizado para determinar el precio de mercado para el riesgo y la medida de riesgo apropiada para un activo individual o cartera. De acuerdo a Graham [11-12], en un estudio que representa a 4.400 empresas norteamericanas (obtenidas de Compustat®), un 73,5% de ellas usan el CAPM para determinar la tasa de descuento de los proyectos de inversión.

El CAPM fue desarrollado por Sharpe [37-38], mientras que Mossin [30], Lintner [22-24] y Black [1] desarrollaron aspectos adicionales. En él se demuestra que las tasas de retornos de equilibrio de todos los activos riesgosos están en función de su covarianza con la cartera de mercado.

Derivación del 1^{er} modelo a testear: Serie temporal

Sea la ecuación (1) un modelo que establece la relación entre la prima por riesgo esperado sobre activos individuales y su “riesgo sistemático”, lo cual se expresa de la siguiente forma:

$$E(R_i) - R_f = E(R_M - R_f)\beta_i \quad (1)$$

Donde:

$E(R_i)$ = retorno esperado sobre el activo i-ésimo.

$E(R_M)$ = retorno esperado de la cartera de mercado.

β_i = riesgo sistemático del activo i-ésimo.

R_f = retorno sobre un activo libre de riesgo.

La relación descrita en la expresión anterior establece que el exceso de retorno esperado sobre cualquier activo es directamente proporcional a su nivel de riesgo sistemático. Si α_i es definido como:

$$\alpha_i = E(R_i) - R_f - E(R_M - R_f)\beta_i \quad (2)$$

Entonces, la ecuación (1) implica que el valor de α_i para cada activo es igual a cero.

Si esta evidencia fuera empíricamente cierta, la relación dada en la ecuación (1) tendría amplias implicancias para problemas relacionados con presupuestos de capital, análisis de costo beneficio, selección de carteras y cualquier otro problema que requiera conocimiento acerca de las relaciones que se den entre riesgo y retorno. La evidencia presentada por Jensen [15-16] sobre la relación entre el retorno esperado y el riesgo sistemático para una gran muestra de fondos mutuos sugiere que la ecuación (1) puede proveer una descripción adecuada de la relación entre riesgo y retorno para los activos. Por otro lado, la evidencia presentada por Douglas [5], Lintner [22] así como Miller [29] parece indicar que el modelo no provee una descripción completa de la estructura de los retornos de los activos. En particular, el trabajo realizado por Miller [29] sugiere que los alfas de los activos individuales dependen de manera sistemática del valor de sus betas, es decir, activos con valores altos de Beta tenderían a tener valores negativos de alfa y activos con bajas betas tenderían a tener alfas positivos. Similarmente, Blume y Friend [3] encuentran una relación inversa entre rendimiento ajustado por riesgo (alfa) y el coeficiente de riesgo. Cabe destacar, sin embargo, que sus tests contienen cierto sesgo al no corregir por errores de medición el coeficiente Beta, pero los autores se encargan de atribuirle poca relevancia a este hecho.

El trabajo realizado por Black [2] ofrece evidencia suficientemente fuerte para rechazar la forma tradicional del modelo dado por (1). Se demuestra que los excesos de retornos esperados sobre un activo no son estrictamente proporcionales a sus betas, y más bien, vienen dados por un modelo de dos factores, a saber:

$$E(R_i) = E(R_Z)(1 - \beta_i) + E(R_M)\beta_i \quad (3)$$

Relación en la cual $E(R_Z)$ representa el retorno esperado sobre un segundo factor que es independiente del mercado (su beta es cero) y que puede ser llamado factor beta. La evidencia del trabajo indica que los retornos esperados sobre activos con betas altas ($\beta > 1$) son menores que los sugeridos por (1), y que los retornos esperados sobre activos con betas bajas ($\beta < 1$) son mayores que los sugeridos por

(1). En otras palabras, activos con altas betas tienen alfas negativos y activos con bajas betas tienen alfas positivos. Esto último implica que el retorno esperado del factor Beta es mayor que R_f . La forma tradicional del modelo de valoración de activos de capital expresada en (1) se sostendría exactamente, incluso si los retornos de los activos son generados por (3), si el retorno esperado del factor Beta es igual a la tasa libre de riesgo. Los resultados muestran, al menos en el periodo considerado, que la media del retorno del factor Beta es significativamente mayor que cero y diferente a la tasa libre de riesgo promedio. Incluso, la desviación estándar del factor beta es menor que la desviación estándar del factor de mercado para el periodo en estudio. De esta manera, el factor Beta parece ser un determinante importante de los retornos de los activos.

Black [1] demuestra que cuando se prohíbe prestar o pedir prestado a la tasa libre de riesgo, el intercepto de la línea que relaciona $E(R_i)$ y β_i cambia de R_f a $E(R_M)$, lo que llevaría a un equilibrio consistente con lo planteado por Black [2].

Aunque el modelo de la ecuación (1) que se desea testear está establecido en términos de retornos esperados, es posible utilizar retornos realizados para testear la teoría. Se representarán los retornos para cualquier activo mediante el “modelo de mercado”, originalmente propuesto por Sharpe [37], cuya formulación es:

$$R_i = E(R_i) + [R_M - E(R_M)]\beta_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Donde $[R_M - E(R_M)]$ representa el retorno del mercado inesperado, y tanto $[R_M - E(R_M)]$ como ε_i constituyen variables aleatorias distribuidas normalmente que satisfacen las siguientes condiciones:

$$\begin{aligned} E[R_M - E(R_M)] &= 0; \\ E(\varepsilon_i) &= 0; \\ Cov[R_M - E(R_M), \varepsilon_i] &= 0 \end{aligned} \quad (5)$$

Sustituyendo en la ecuación (4) a $E(R_i)$ por la expresión (1) es posible obtener:

$$R_i = R_f + (R_M - R_f)\beta_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

Donde R_M representa el retorno *ex post* sobre la cartera de mercado para el periodo considerado. Si los activos son valorados como es predicho en (1) para intervalos de tiempo (t) determinados (periodos mensuales, por ejemplo), es posible incorporar explícitamente el tiempo en las variables de la ecuación (6):

$$R_{it} = R_{ft} + (R_{Mt} - R_{ft})\beta_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

De este modo, es posible testear la forma tradicional del modelo añadiendo un intercepto α_i a la expresión (7), con lo cual se obtiene:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + (R_{Mt} - R_{ft})\beta_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Expresión que, dados los supuestos del modelo de mercado, debería constituir la ecuación de regresión estimada a través de mínimos cuadrados ordinarios.

Si la valoración para los activos y los modelos de mercado establecidos en (1), (4) y (5) son válidos, entonces el intercepto α_i en la ecuación (8) deberá ser igual a cero. Por tanto, un test directo para el modelo se obtiene estimando (8) para un activo en cualquier periodo de tiempo y testeando si α_i es significativamente diferente de cero.

El test utilizado consiste en una prueba univariante de significancia estadística para un parámetro individual, cuyo estadístico se construye como:

$$t_0 = \frac{\hat{\alpha}_i - H_0}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_i}} \quad (9)$$

Donde:

t_0 = estadístico que sigue una distribución t con $T - 2$ grados de libertad.

$\hat{\alpha}_i$ = estimación de la ordenada en el origen para el activo i .

H_0 = valor de α_i según la hipótesis nula (en este caso, de que la ordenada tiene valor cero).

$\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_i}$ = estimación insesgada del error estándar del estimador.

Si la hipótesis planteada no puede ser rechazada, entonces se concluye que el CAPM se cumple, en caso contrario, se rechaza.

Problemas econométricos: interdependencia de los errores

El test propuesto es simple, sin embargo, hace uso de información para solamente un activo, mientras que por lo general se dispone de datos para un gran número de activos. Si las estimaciones de α_i fueran independientes con residuos normalmente distribuidos, sería posible testear de acuerdo a lo propuesto arriba. Sin embargo, si los ε_{it} no son independientes a través de un corte transversal (es decir, si están correlacionados de manera contemporánea), generarán estimadores ineficientes usando mínimos cuadrados ordinarios, lo que le resta validez a los resultados tras la aplicación de los test de hipótesis.

Un procedimiento para resolver este problema, en el caso de un número de activos grande, consiste en correr los tests sobre datos en grupos, es decir, formar carteras o grupos de activos individuales y estimar la ecuación (8). Así, se define entonces R_{pt} como el retorno promedio sobre todos los activos considerados en la cartera p para el periodo t . Dada esta definición, β_p vendría a ser el riesgo promedio de los activos en la cartera y α_p el intercepto promedio. Dado que la varianza residual de esta regresión incorporará los efectos de cualquier interdependencia de corte transversal en las perturbaciones de los activos de cada cartera, el error estándar del intercepto α_p incorporará apropiadamente la no independencia de los ε_{it} .

Cuando el número de activos, o tamaño muestral es pequeño, el método alternativo a la formación de grupos o carteras lo constituye la estimación mediante regresiones aparentemente no relacionadas propuesto por Zellner [40]. Este enfoque, denominado comúnmente como SUR (por sus siglas en inglés: Seemingly Unrelated Regressions), se utiliza en situaciones en las cuales al menos dos ecuaciones están siendo estimadas, y sus términos de error correspondientes están correlacionados de manera contemporánea, pero no temporalmente. Para el caso particular de dos activos se tendría:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + (R_{Mt} - R_{ft})\beta_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$R_{jt} - R_{ft} = \alpha_j + (R_{Mt} - R_{ft})\beta_j + \varepsilon_{jt} \quad (11)$$

$$Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-1}) = Cov(\varepsilon_{jt}, \varepsilon_{jt-1}) = 0 \quad (12a)$$

$$Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) \neq 0 \quad (12b)$$

Si se cumple la condición de que $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) \neq 0$, se utilizaría SUR para estimar el parámetro alfa. En caso contrario, es decir $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0$, lo cual denota independencia entre los residuos, la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios no arrojaría problemas.

Derivación del 2° modelo a testear: Eficiencia media-varianza, basada en la estimación por el método generalizado de momentos

Aunque los contrastes de eficiencia media-varianza de una cartera o combinación de carteras asumen normalidad en los retornos de los activos, muy pocos análisis han sido dirigidos a comprender la sensibilidad de las inferencias a violaciones de este supuesto.

En busca de superar esta desventaja, surgen los contrastes de eficiencia media-varianza que usan el método generalizado de momentos (MGM), los cuales consisten en tests multivariados que son robustos a desviaciones del supuesto de normalidad.

Tales contrastes, según MacKinlay y Richardson [26], son de interés por dos razones fundamentales. En primer lugar, el supuesto de normalidad es, en general, no necesario desde una perspectiva teórica para derivar los modelos; más bien, el supuesto de normalidad es adoptado por conveniencia estadística. Sin este supuesto las propiedades de muestras finitas de los contrastes de los modelos de valoración de activos son difíciles de derivar. Segundo, la no normalidad de los retornos de los activos sobre una base mensual ha sido documentada desde hace ya bastante tiempo (ver, por ejemplo, a Fama [6]).

El empleo de una estructura de MGM permite desarrollar contrastes de eficiencia media-varianza que son válidos bajo supuestos distribucionales mucho más débiles que la mayoría de los tests clásicos. Así, el uso de un contraste basado en MGM permite cuantificar los efectos adversos sobre la inferencia estadística de supuestos distribucionales equivocados.

Bajo la estructura MGM no se hacen supuestos fuertes respecto del término de perturbación del modelo de mercado. Así, las perturbaciones pueden estar autocorrelacionadas y ser condicionalmente heterocedásticas. De acuerdo a MacKinlay y Richardson [26], es necesario asumir que existe una

tasa de interés libre de riesgo R_{ft} para cada periodo t y que los excesos de retornos de los activos \tilde{r}_{it} son estacionarios y ergódicos con al menos hasta el cuarto momento finito.

Para el análisis que se presenta a continuación, es conveniente definir los siguientes vectores:

$$\text{Vector } (N \times 1): \alpha_p = (\alpha_{1p}, \dots, \alpha_{ip}, \dots, \alpha_{Np})' \quad (13)$$

$$\text{Vector } (N \times 1): \beta_p = (\beta_{1p}, \dots, \beta_{ip}, \dots, \beta_{Np})' \quad (14)$$

$$\text{Vector } (2N \times 1): \delta_p = (\alpha_{1p}, \beta_{1p}, \dots, \alpha_{ip}, \beta_{ip}, \dots, \alpha_{Np}, \beta_{Np})' \quad (15)$$

Las condiciones de momentos del modelo de mercado con excesos de retornos³ para contrastar la eficiencia media-varianza de una cartera p , considerando N activos o carteras ($i=1, \dots, N$), están dadas por:

$$f_i(\delta_p) = \begin{bmatrix} \tilde{\epsilon}_{1t}(\alpha_{1p}, \beta_{1p}) \\ \tilde{\epsilon}_{1t}(\alpha_{1p}, \beta_{1p})\tilde{r}_{pt} \\ \vdots \\ \tilde{\epsilon}_{it}(\alpha_{ip}, \beta_{ip}) \\ \tilde{\epsilon}_{it}(\alpha_{ip}, \beta_{ip})\tilde{r}_{pt} \\ \vdots \\ \tilde{\epsilon}_{Nt}(\alpha_{Np}, \beta_{Np}) \\ \tilde{\epsilon}_{Nt}(\alpha_{Np}, \beta_{Np})\tilde{r}_{pt} \end{bmatrix} \quad (16)$$

$$E(f_i(\delta_p)) = 0 \quad (17)$$

Considerando una muestra de T observaciones de series de tiempo ($t=1, \dots, T$), tenemos los siguientes momentos muestrales:

$$g_T(\delta_p) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f_i(\delta_p) = 0 \quad (18)$$

Así, para cada activo se tienen dos momentos muestrales y dos parámetros. Hay, por lo tanto, $2N$ ecuaciones y $2N$ parámetros desconocidos, es decir, el sistema está exactamente identificado. Ya que igualar los momentos muestrales a cero es equivalente a derivar las ecuaciones normales de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), este procedimiento de MGM es equivalente a una regresión MCO para cada activo i .

El estimador MGM $\hat{\delta}_p$ tiene una distribución normal asintótica con media δ_p , una matriz varianza-covarianza asintótica dada por:

$$\Omega = [D_0' S_0^{-1} D_0]^{-1} \quad (19)$$

Donde:

$$D_0 = -E \left[\frac{\partial g_T(\delta_p)}{\partial \delta_p'} \right] = -\frac{1}{T} \left[\frac{\partial \sum_{t=1}^T E(f_t(\delta_p))}{\partial \delta_p'} \right]$$

$$= I_N \otimes \begin{bmatrix} 1 & E(\tilde{r}_{pt}) \\ E(\tilde{r}_{pt}) & E(\tilde{r}_{pt}^2) \end{bmatrix}$$

$$= E \left[I_N \otimes \begin{bmatrix} 1 \\ \tilde{r}_{pt} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \tilde{r}_{pt} \end{bmatrix} \right] = E \left[I_N \otimes \tilde{x}_t \tilde{x}_t' \right]$$

$$\tilde{x}_t = \begin{bmatrix} 1 & \tilde{r}_{pt} \end{bmatrix}'$$

$$S_0 = \sum_{l=-\infty}^{+\infty} E[f_i(\delta) f_{t-l}(\delta)']$$

En aplicaciones empíricas, D_0 y S_0 son desconocidas; sin embargo, los resultados asintóticos son aún válidos para estimadores consistentes de D_0 y S_0 , que serán denotados por D_T y S_T . Un supuesto con respecto a S_0 es necesario para reducir la sumatoria a un número finito de términos y permitir la construcción de un estimador consistente.

Asumiendo que $E[f_t(\delta) f_{t-l}(\delta)'] = 0; \forall l \neq 0$, S_0 se simplifica a la siguiente expresión:

$$S_0 = E[f_t(\delta) f_t(\delta)'] = E \left[\tilde{\epsilon}_t \tilde{\epsilon}_t' \otimes \begin{bmatrix} 1 \\ \tilde{r}_{pt} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \tilde{r}_{pt} \end{bmatrix} \right] = E \left[\tilde{\epsilon}_t \tilde{\epsilon}_t' \otimes \tilde{x}_t \tilde{x}_t' \right] \quad (20)$$

³ $\tilde{R}_{it} = \alpha_i + \beta_i \tilde{R}_{pt} + e_{it} \quad \forall i=1, \dots, N$. Donde, \tilde{R}_{it} : exceso de retorno para el activo i en el periodo t ; \tilde{R}_{pt} : exceso de retorno sobre la cartera cuya eficiencia está siendo testada; e_{it} = el término de perturbación asociado al activo i en el periodo t . Se asume que estas perturbaciones son independientes entre sí, y normalmente distribuidas para cada periodo, con media cero y una matriz de covarianza Σ , condicional al exceso de retorno para la cartera p .

De este modo, los estimadores consistentes para D_0 y S_0 usados por MacKinlay y Richardson [26] son los siguientes:

$$D_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[I_N \otimes \tilde{x}_t \tilde{x}_t' \right] \quad (21)$$

$$S_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[\hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t' \otimes \tilde{x}_t \tilde{x}_t' \right] \quad (22)$$

donde el vector $\hat{\varepsilon}_t = (\hat{\varepsilon}_{1t}, \dots, \hat{\varepsilon}_{it}, \dots, \hat{\varepsilon}_{Nt})'$ es un vector ($N \times 1$) que contiene los errores resultantes de la estimación de los parámetros por MCO.

A partir del procedimiento MGM anterior puede construirse un test estadístico para contrastar la hipótesis $H_0 : \alpha_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N$. El test emplea la estructura usual para contrastar restricciones lineales y está expresado como:

$$\phi = T \hat{\alpha}' \left[R \left[D_T' S_T^{-1} D_T \right]^{-1} R' \right]^{-1} \hat{\alpha} \quad (23)$$

donde $R = I_N \otimes \begin{bmatrix} 1 & 0 \end{bmatrix}$ y $R\hat{\delta} = \hat{\alpha}$.

Este test estadístico bajo la hipótesis nula se distribuye asintóticamente chi-cuadrado con N grados de libertad.

METODOLOGÍA

El modelo CAPM postula que la rentabilidad esperada de un título depende de la cantidad de riesgo sistemático que aporte al interesado, por lo tanto, se debe comprobar si el exceso de retorno esperado sobre cualquier activo es directamente proporcional a su nivel de riesgo sistemático en la realidad chilena.

Hipótesis nula: Serie de tiempo

Se realizará un test univariante usando MCO (mínimos cuadrados ordinarios) y otro mediante el método SUR (regresiones aparentemente no relacionadas), con los cuales se comprobará la hipótesis de no significación del parámetro α_i . La hipótesis nula a testear es $H_0 : \alpha_i = 0$.

Hipótesis nula: Eficiencia media-varianza, basada en la estimación por el método generalizado de momentos

La hipótesis nula a testear es $H_0 : \alpha_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N$.

En ambas hipótesis nulas, si la hipótesis planteada no puede ser rechazada, entonces se concluye que el CAPM se cumple, en caso contrario, se contradice.

Periodo estudiado

Se consideró un periodo de 11 años, desde el 01 de enero de 1997 al 31 de diciembre de 2007.

Títulos

Se eligieron los títulos con mayor presencia bursátil en el periodo, tratando de abarcar el mayor número de sectores económicos (Tabla 1).

Precios de los títulos accionarios

Los precios de las acciones utilizadas fueron obtenidos de la Bolsa de Comercio de Santiago, a través de la base de datos Económática®.

Tabla 1. Títulos elegidos.

Sector económico	Títulos accionarios
Agro y Pesca	Itata y Cholguán
Alimentos y Bebidas	Iansa, Cervezas, Conchatoro y San Pedro
Comercio	Zofri
Electroelectrónica	Cti
Energía Eléctrica	Cge, Chilectra, Colbún, Edelnor, Elecda, Emelari, Endesa, Enersis y Gener
Finanzas y Seguros	Crédito, Almendral y Campos
Fondos	Cuprum, Habitat, Provida, Calichera-A, Marinsa, Minera, Nortegran, Oroblanco y Pasur
Otros	Aguas A, Banmédica, SM Chile-A, SM Chile-B, Masisa y Cct
Minerales no metálicos	Cementos, Melón y Cristales
Minería	Pucobre-A
Papel y Celulosa	Cmpc e Inforsa
Petróleo y Gas	Copec y Gasco
Siderurgia y Metalúrgica	Madeco y Cap
Telecomunicación	Ctc-A, Ctc-B y Entel
Transporte Servicios	Ventanas y Vapores

Rentabilidades

Siguiendo la mayoría de los estudios de contrastes, se consideraron rentabilidades mensuales.

Cartera de mercado

Tal como señala Roll [31], el CAPM no es contrastable, por ser imposible cuantificar la verdadera cartera de mercado (ya que ella debe contener todos los activos de la economía: transables y no transables, es decir, capital humano, casas, bonos, acciones, tierras, etc.). Por lo tanto, esta situación ha sido tratada en estudios empíricos usando un índice accionario como sustituto de la verdadera cartera de mercado.

Según concluye Stambaugh [39], los contrastes realizados al CAPM no son muy sensibles a la aproximación de la cartera de mercado que se utilice. Por otro lado, Fama [6] prefiere usar para los contrastes una cartera compuesta por acciones con igual ponderación.

En este estudio, y siguiendo a Fama [6], se construyó un índice accionario formando una Cartera de Igual Ponderación (CIP), es decir, construido como un promedio simple del valor de los 50 títulos.

Tasa de interés libre de riesgo

Fueron obtenidas de la rentabilidad de los Pagarés Descontables del Banco Central (PDDB) con vencimiento a treinta días. Los datos fueron extraídos directamente de los boletines mensuales del Banco Central de Chile.

RESULTADOS

Test basado en MCO (mínimos cuadrados ordinarios)

Los resultados se muestran en la Tabla 2 (ver Anexo A para resultados más detallados).

Tabla 2. Título(s) que rechazan la hipótesis nula.

Cantidad	Título(s)	Beta	Alfa
1 de 50	Madeco	1,662	-0,025

Al revisar los resultados que presenta la Tabla 2 para el test basado en MCO, en general se observa un buen comportamiento del CAPM en el mercado chileno. El CAPM explica satisfactoriamente

el comportamiento de la mayoría de los títulos considerados y en todos los sectores económicos. Al único título al cual se le rechazó la hipótesis nula $\alpha_i=0$, se puede aceptar la hipótesis de Black [2], es decir, que los retornos esperados sobre activos con betas altas ($\beta > 1$) tienen alfas negativos y activos con bajas betas ($\beta < 1$) tienen alfas positivos.

Test basado en SUR (regresiones aparentemente no relacionadas)

Dado que el CIP es una combinación lineal de los retornos para los 50 títulos individuales analizados, al realizar el análisis del test de ausencia de correlación cruzada entre los errores de los títulos al 5% de significancia, no fueron posibles las estimaciones estadísticas de regresiones aparentemente independientes (SUR), por problemas de invertibilidad de la matriz de covarianza de los errores. Por lo tanto, se tuvo que excluir un título (el criterio utilizado consistió en retirar el activo con el menor valor de capitalización bursátil promedio durante el periodo considerado).

Los resultados se presentan en la Tabla 3 (ver Anexo B para resultados más detallados). En ella nuevamente se observa un muy buen comportamiento del CAPM en el mercado chileno. Los resultados fueron prácticamente idénticos a los arrojados con los test basados en MCO. Y dado que al único título que se le rechazó la hipótesis nula es el mismo del contraste anterior, nuevamente se acepta la hipótesis de Black [2].

Tabla 3. Título(s) que rechazan la hipótesis nula.

Cantidad	Título(s)	Beta	Alfa
1 de 49	Madeco	1,662	-0,025

En resumen, tanto con el test basado en SUR como con el test basado en MCO, en general se puede concluir que el CAPM explica satisfactoriamente el comportamiento de la mayoría de los títulos considerados y en todos los sectores económicos.

Test de eficiencia media-varianza, basada en la estimación por el método generalizado de momentos

Al igual que en el caso del test anterior, por problemas de invertibilidad de la matriz de covarianza de los errores, también se tuvo que excluir un título, manteniéndose el mismo criterio para ello.

El resultado se muestra en la Tabla 4. En ella se observa que la hipótesis nula no puede ser rechazada, validándose el CAPM respecto a su eficiencia en media-varianza con MGM.

Tabla 4. Hipótesis de eficiencia media-varianza usando MGM.

p-value	Hipótesis nula
0,4445	No se rechaza

CONCLUSIONES

El contraste de serie temporal se realizó considerando excesos de rentabilidad. El modelo usado fue: $R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + (R_{Mt} - R_{ft})\beta_i + \varepsilon_{it}$. Estimando el modelo para un activo en cualquier periodo de tiempo y testeando si α_i es significativamente diferente de cero, se pudo concluir sobre el comportamiento del CAPM. La estimación del parámetro α_i se hizo mediante mínimo cuadrado ordinario (MCO) y a través de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR).

En general, el CAPM explica satisfactoriamente el comportamiento de nuestro mercado bursátil, por lo menos en el periodo de 11 años que abarcó el trabajo.

En relación a las metodologías, una muy simple como MCO y otra más compleja como SUR (donde hubo necesidad de eliminar títulos), no se aprecia ninguna diferencia de los resultados entre ambas. Por tanto, en análisis de series temporales, prácticamente se llega a la misma conclusión si se hace con una simple metodología de mínimos cuadrados ordinarios, en vez de realizar demasiados filtros como lo requiere la metodología SUR, reflejando con ello una escasa presencia de correlación contemporánea.

El uso de un contraste basado en MGM, una prueba que supera el supuesto de normalidad del retorno de los activos, por tanto un estimador más robusto a las desviaciones de esta distribución, permite obtener una intuición más clara de la eficiencia de la cartera.

En este contraste tampoco se rechazó la hipótesis nula, con lo que se desprende que el CAPM permite

explicar correctamente el comportamiento del mercado. En otras palabras, el único factor de riesgo considerado por el modelo, el riesgo sistemático, es suficiente para explicar el retorno de los títulos bursátiles en Chile.

En definitiva, todos los resultados muestran que, en general, el CAPM explica satisfactoriamente en Chile el comportamiento de los títulos considerados y en todos los sectores económicos, por lo menos en el periodo que abarcó el trabajo.

REFERENCIAS

- [1] F. Black. "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing". *The Journal of Business*. Vol. 45, Issue 3, pp. 444-455. 1972.
- [2] F. Black, M.C. Jensen and M. Scholes. "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests". In *Studies in the Theory of Capital Markets*, M. Jensen ed. New York, NY: Praeger. 1972.
- [3] M.E. Blume and I. Friend. "Measurement of Portfolio Performance Under Uncertainty". *The American Economic Review*. Vol. 60, Issue 4, pp. 561-575. 1970.
- [4] R. De La Cuadra y V. García. "Modelo de Valuación de Activos de Capital y Riesgo Financiero". *Cuadernos de Economía*. Vol. 24, N° 73, pp. 359-374. 1987.
- [5] G.W. Douglas. "Risk in the equity markets: An empirical appraisal of market efficiency". *Yale Economic Essays*, N° 9, pp. 3-45. 1969.
- [6] E.F. Fama. "Foundations of Finance". Basic Books Inc, New York. 1976.
- [7] E.F. Fama and K.R. French. "Size and book-to-market factors in earnings and returns". *The Journal of Finance*. Vol. 50, pp. 131-155. 1995.
- [8] R. Fuentes, J. Gregoire y S. Zurita. "Factores macroeconómicos en rendimientos accionarios chilenos". *El trimestre económico*. Vol. LXXIII, N° 289, pp. 125-138. 2006.
- [9] F. Gómez-Bezares, J. A. Madariaga y J. Santibáñez. "El CAPM: Metodologías de Contraste". *Boletín de Estudios Económicos*. Vol. L, N° 156, pp. 557-582. 1995.
- [10] F. Gómez-Bezares, J. A. Madariaga y J. Santibáñez. "Modelos de valoración y eficiencia: ¿Bate el CAPM al mercado?". *Análisis Financiero*, N° 68, pp. 72-80. 1996.

- [11] J. Graham and C. Harvey. "The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field". *Journal of Financial Economics*. Vol. 60, pp. 187-243. 2001.
- [12] J. Graham and C. Harvey. "How do CFOs make Capital Budgeting and Capital Structure Decisions?". *The Journal of Applied Corporate Finance*. Vol. 15, Issue 1, pp. 8-23. 2002.
- [13] M. Grinblatt and S. Titman. "Financial Markets and Corporate Strategy". Editorial McGraw-Hill. 1998.
- [14] D. Gujarati. "Econometría". 4ª Edición. Editorial McGraw-Hill. 2003.
- [15] M.C. Jensen. "Problems in Selection of Security Portfolios: The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964". *The Journal of Finance*. Vol. 23, Issue 2, pp. 389-416. 1968.
- [16] M.C. Jensen. "Risk, The Pricing of Capital Assets, and The Evaluation of Investment Portfolios". *The Journal of Business*. Vol. 42, Issue 2, pp. 167-247. 1969.
- [17] R. Kan and C. Zhang. "GMM Tests of Stochastic Discount Factor Models with Useless Factors". *Journal of Financial Economics*. Vol. 12, Issue 4, pp. 1823-1860. 1999.
- [18] R. Kan and G. Zhou. "A Critique of the Stochastic Discount Factor Methodology". *Journal of Finance*. Vol. 54, pp. 1221-1248. 1999.
- [19] R. Kan and G. Zhou. "Tests of mean-variance spanning". OLIN Working Paper, N° 99-05. 2008.
- [20] R. Kan and G. Zhou. "Empirical asset pricing: The beta method versus the stochastic discount factor method". Working paper. University of Toronto and Washington University in St. Louis. 2001.
- [21] S.P. Kothari, J. Shanken and R.G. Sloan. "Another look at the cross-section of expected stock returns". *The Journal of Finance*. Vol. 50, Issue 1, pp. 185-224. 1995.
- [22] J. Lintner. "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets". *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 47, Issue 1, pp. 13-37. 1965.
- [23] J. Lintner. "Security Prices, Risk and Maximal Gains From Diversification". *The Journal of Finance*. Vol. 20, Issue 4, pp. 587-615. 1965.
- [24] J. Lintner. "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets: A Reply". *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 51, Issue 2, pp. 222-224. 1969.
- [25] W. Liu. "A liquidity-augmented capital asset pricing model". *Journal of Financial Economics*, N° 82, pp. 631-671. 2006.
- [26] A.C. MacKinlay and M.P. Richardson. "Using Generalized Method of Moments to test Mean-Variance Efficiency". *The Journal of Finance*. Vol. 46, Issue 2, pp. 511-527. 1991.
- [27] J. Madariaga. "Rentabilidad y riesgo de las acciones en el Mercado Continuo español". Tesis para optar al grado de doctor. Universidad de Deusto. Bilbao, España. 1994.
- [28] J. Marín y G. Rubio. "Economía Financiera". Antoni Bosch editor. Barcelona. 2001.
- [29] M. Miller and M. Scholes. "Rates of return in relation to risk: A re-examination of some recent findings". *Studies in the Theory of Capital Markets*, M. Jensen ed. New York, NY: Praeger. Working paper, Universidad de Chicago, pp. 47-78. 1972.
- [30] J. Mossin. "Equilibrium in a Capital Asset Market". *Econometrica*. Vol. 34, Issue 4, pp. 768-783. 1966.
- [31] R. Roll. "A critique of the asset pricing theory". *Journal of Financial Economics*. Vol. 4, pp. 129-176. 1977.
- [32] S. Ross. "Options and Efficiency". *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 90, Issue 1, pp. 75-89. 1976.
- [33] S. Ross. "The arbitrage theory of capital asset pricing". *Journal of Economic Theory*. Vol. 13, Issue 3, pp. 341-360. December, 1976.
- [34] F. Rubio. "Corte transversal de los retornos en el mercado accionario chileno, entre enero 1981 y abril de 1994". Tesis para optar al grado de Magíster en Administración, mención Finanzas. Universidad de Chile. 1997.
- [35] J. Santibáñez. "Valoración de acciones en la Bolsa Española (1959-1988)". Tesis para optar al grado de doctor. Universidad de Deusto. Bilbao, España. 1994.
- [36] J. Shanken. "Statistical Methods in Tests of Portfolio Efficiency: A Synthesis". *Handbook of Statistics*. Eds. S. Maddala and C. Rao. Elsevier Sciences, Vol. 14. 1996.
- [37] W. Sharpe. "A Simplified Model for Portfolio Analysis". *Management Science*. Vol. 9, Issue 2, pp. 277-293. 1963.

- [38] W. Sharpe. "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk". The Journal of Finance. Vol. 19, Issue 3, pp. 425-442. 1964.
- [39] R.F. Stambaugh. "On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model: a sensitivity analysis". Journal of Financial Economics, pp. 237-268. November, 1982.
- [40] A. Zellner. "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias". Journal of the American Statistical Association. Vol. 57, Issue 298, pp. 348-368. 1962.
- [41] S. Zúñiga. "El CAPM en Chile: evidencia de regularidades empíricas". Revista Escuela de Administración de Negocios, N° 23, pp. 5-13. Santa Fe de Bogotá, Colombia. 1994.

ANEXO A. CONTRASTES SERIE TEMPORAL METODOLOGÍA MCO

Resultados de la estimación de la ecuación (8) por MCO para cada título, usando la cartera de mercado CIP. La muestra de datos mensuales cubre el periodo enero/1997 a diciembre/2007. El Valor-p corresponde a la probabilidad de obtener un estadístico-t para el coeficiente α_i tan extremo como el observado. La última columna muestra NO para el caso en que la hipótesis nula que $\alpha_i=0$ es rechazada y SÍ en caso contrario.

Título	Alfa	Beta	Valor-p	¿Alfa=0? 5%
AGUAS_A	0,007240	1,161992	0,442192	SÍ
ALMENDRAL	0,008163	1,004643	0,322737	SÍ
BANMÉDICA	0,001035	0,753742	0,887846	SÍ
CALICHERA_A	-0,002794	1,306432	0,719431	SÍ
CAMPOS	-0,008480	1,217196	0,371423	SÍ
CAP	-0,003981	1,500433	0,699972	SÍ
CCT	0,001957	0,656893	0,738713	SÍ
CEMENTOS	0,000052	1,326478	0,994415	SÍ
CERVEZAS	-0,000034	0,866493	0,996226	SÍ
CGE	0,003035	1,026885	0,612398	SÍ
CHILECTRA	0,000476	0,689245	0,936175	SÍ
CHOLGUÁN	0,000136	0,967716	0,990415	SÍ
CMPC	-0,000950	0,929180	0,857942	SÍ
COLBÚN	0,000596	0,959761	0,930337	SÍ
CONCHATORO	0,000917	0,596907	0,886832	SÍ
COPEC	0,003067	1,030160	0,613040	SÍ

CRÉDITO	0,008456	1,083985	0,106260	SÍ
CRISTALES	0,002269	1,251305	0,757973	SÍ
CTC_A	-0,004934	0,952675	0,487458	SÍ
CTC_B	-0,005745	1,214191	0,415917	SÍ
CTI	-0,006861	1,103223	0,238975	SÍ
CUPRUM	0,012655	1,335968	0,088445	SÍ
EDELNOR	-0,009721	1,372352	0,387532	SÍ
ELECDA	0,007089	0,855726	0,294498	SÍ
EMELARI	0,004561	0,677915	0,546751	SÍ
ENDESA	-0,004281	0,766534	0,466513	SÍ
ENERSIS	-0,008016	0,643955	0,275263	SÍ
ENTEL	-0,004282	1,334855	0,641636	SÍ
GASCO	0,000977	1,325421	0,890119	SÍ
GENER	-0,000718	1,081261	0,935699	SÍ
HABITAT	0,012772	0,730276	0,060004	SÍ
IANSAS	-0,006266	1,130203	0,426729	SÍ
INFORSA	0,001527	1,228030	0,837765	SÍ
ITATA	0,003239	1,010601	0,726974	SÍ
MADECO	-0,024869	1,661764	0,007270	NO
MARINSA	-0,002103	1,033049	0,769114	SÍ
MASISA	-0,004361	1,354227	0,562625	SÍ
MELÓN	-0,002783	0,961714	0,782676	SÍ
MINERA	0,001865	0,568053	0,712381	SÍ
NORTEGRAN	0,005884	1,375749	0,693992	SÍ
ORO_BLANCO	-0,003272	1,104087	0,740953	SÍ
PASUR	0,002602	0,598125	0,660171	SÍ
PROVIDA	0,009024	0,640624	0,220238	SÍ
PUCOBRE_A	0,008582	0,887928	0,265069	SÍ
SAN_PEDRO	-0,006012	0,750072	0,413296	SÍ
SM_CHILE_A	0,002097	0,702104	0,861213	SÍ
SM_CHILE_B	-0,000114	0,908902	0,986888	SÍ
VAPORES	-0,001718	0,702673	0,813372	SÍ
VENTANAS	0,000469	0,718806	0,943788	SÍ
ZOFRI	0,001554	0,939491	0,856863	SÍ

ANEXO B. CONTRASTES SERIE TEMPORAL METODOLOGÍA SUR

Resultados de la estimación del sistema integrado por las ecuaciones (10) a (12) por SUR para todos los títulos en su conjunto, usando la cartera de mercado CIP. La muestra de datos mensuales cubre el periodo enero/1997 a diciembre/2007. El Valor-p corresponde a la probabilidad de obtener un estadístico-t para el coeficiente α_i tan extremo como el observado. La última columna muestra NO para el caso en que la hipótesis nula que $\alpha_i=0$ es rechazada y SÍ en caso contrario.

Título	Alfa	Beta	Valor-p	¿Alfa=0? 5%
AGUAS_A	0,007240	1,161992	0,437328	SÍ
ALMENDRAL	0,008163	1,004643	0,317237	SÍ
BANMÉDICA	0,001035	0,753742	0,886776	SÍ
CALICHERA_A	-0,002794	1,306432	0,716797	SÍ
CAMPOS	-0,008480	1,217196	0,366142	SÍ
CAP	-0,003981	1,500433	0,697164	SÍ
CCT	0,001957	0,656893	0,736254	SÍ
CEMENTOS	0,000052	1,326478	0,994362	SÍ
CERVEZAS	-0,000034	0,866493	0,996190	SÍ
CGE	0,003035	1,026885	0,608828	SÍ
CHILECTRA	0,000476	0,689245	0,935566	SÍ
CHOLGUÁN	0,000136	0,967716	0,990324	SÍ
CMPC	-0,000950	0,929180	0,856589	SÍ
COLBÚN	0,000596	0,959761	0,929671	SÍ
CONCHATORO	0,000917	0,596907	0,885753	SÍ
COPEC	0,003067	1,030160	0,609476	SÍ
CRÉDITO	0,008456	1,083985	0,101265	SÍ
CRISTALES	0,002269	1,251305	0,755689	SÍ
CTC_A	-0,004934	0,952675	0,482906	SÍ
CTC_B	-0,005745	1,214191	0,410887	SÍ
CTI	-0,006861	1,103223	0,233287	SÍ
CUPRUM	0,012655	1,335968	0,083734	SÍ
EDELNOR	-0,009721	1,372352	0,382337	SÍ
ELECDA	0,007089	0,855726	0,288903	SÍ

EMELARI	0,004561	0,677915	0,542646	SÍ
ENDESA	-0,004281	0,766534	0,461813	SÍ
ENERSIS	-0,008016	0,643955	0,269620	SÍ
ENTEL	-0,004282	1,334855	0,638316	SÍ
GASCO	0,000977	1,325421	0,889071	SÍ
GENER	-0,000718	1,081261	0,935085	SÍ
HABITAT	0,012772	0,730276	0,055940	SÍ
IANSA	-0,006266	1,130203	0,421766	SÍ
INFORSA	0,001527	1,228030	0,836223	SÍ
ITATA	0,003239	1,010601	0,724408	SÍ
MADECO	-0,024869	1,661764	0,006011	NO
MARINSA	-0,002103	1,033049	0,766933	SÍ
MASISA	-0,004361	1,354227	0,558646	SÍ
MELÓN	-0,002783	0,961714	0,780620	SÍ
MINERA	0,001865	0,568053	0,709683	SÍ
ORO_BLANCO	-0,003272	1,104087	0,738514	SÍ
PASUR	0,002602	0,598125	0,657011	SÍ
PROVIDA	0,009024	0,640624	0,214554	SÍ
PUCOBRE_A	0,008582	0,887928	0,259408	SÍ
SAN_PEDRO	-0,006012	0,750072	0,408250	SÍ
SM_CHILE_A	0,002097	0,702104	0,859891	SÍ
SM_CHILE_B	-0,000114	0,908902	0,986763	SÍ
VAPORES	-0,001718	0,702673	0,811601	SÍ
VENTANAS	0,000469	0,718806	0,943251	SÍ
ZOFRI	0,001554	0,939491	0,855500	SÍ