

¿ES EL RIESGO CAMBIARIO PRECIADO EN EL MERCADO ACCIONARIO CHILENO? UN ESTUDIO EMPÍRICO BASADO EN LA TEORÍA DE PRECIOS POR ARBITRAJE

Eduardo Sandoval, Universidad de Concepción
Ángelo Benvenuto, Universidad de Concepción

RESUMEN

Siguiendo a Burmeister y McElroy (1988) estimamos conjuntamente la sensibilidad y premios por riesgo que importantes “sorpresas” macroeconómicas tienen en el proceso generador de retornos accionarios en el mercado chileno, los que se asumen generados por el APT. Como nueva contribución corroboramos si “sorpresas” en el tipo de cambio son preciadas y probamos la exogeneidad de los excesos de retornos del portafolio que captura al factor “sorpresa” no observado. Los resultados empíricos favorecen la presencia de efecto Enero como la aceptación de la restricción del APT en el modelo lineal de factores. Además, encontramos premios por riesgo positivos para “sorpresas” en: precio relativo del cobre/petróleo, tipo de cambio [peso/USD, peso/libra, peso/yen], y crecimiento del Índice Mensual de Actividad Económica mientras que para la “sorpresa” inflacionaria resultó negativo, todos estadísticamente significativos. Sin embargo, resultados mixtos se obtienen para otras proxias cambiarias. Finalmente rechazamos el CAPM en favor del APT.

PALABRAS CLAVE: Riesgo cambiario, mercado accionario, chile, precios por arbitraje

ABSTRACT

Using the approach of Burmeister and McElroy (1988), we jointly estimate the factor sensitivities and risk premia that important macroeconomic “surprises” have on the stock return generating process in the Chilean equity market, which are assumed generated by the APT. As a new contribution we test whether “surprises” on the exchange rate are priced and probe the exogeneity of the portfolio excess returns that captures the unobserved “surprise” factor. The empirical results show evidence in favor of: January effect, no rejection of the APT restrictions on the linear factor model, positive and statistically significant risk premia for “surprises” associated to the relative price of copper/oil, exchange rate [peso/USD, peso/pound, peso/yen] and the Monthly Economic Activity Index growth. A negative and statistically significant risk premia for inflation “surprises” is found. However, we found mixed results for other exchange rate proxies. Finally the CAPM model is rejected in favor of the APT.

JEL: G12

KEYWORDS: APT, macroeconomic “surprises”, exchange rate.

INTRODUCCION

En el desarrollo de este artículo seguimos a Burmeister y McElroy (1988) con el objeto de estimar conjuntamente la sensibilidad y premios por riesgo que importantes factores macroeconómicos de la economía chilena tienen en el proceso generador de los retornos accionarios del mercado local, los que se asumen generados bajo el contexto de la teoría de precios por arbitraje APT (del inglés *Arbitrage Pricing Theory*.) Como principal contribución a la literatura se corroboró si las sorpresas en el tipo de cambio son un factor macroeconómicopreciado por parte de los inversionistas en el mercado

bursátil chileno, una vez controlado el efecto que aquellos factores ya analizados previamente por Fuentes, Gregoire y Zurita (2006) tienen en dicho mercado. Además perfeccionamos los estudios previos a través de la incorporación de factores ortogonales y estimaciones conjuntas que consideran el análisis de la normalidad, homocedasticidad y comportamiento aleatorio de los excesos de retornos accionarios y residuos. Por último, también a diferencia de los estudios previos probamos la exogeneidad de los excesos de retornos del portafolio que captura al factor no observado dado que las estimaciones conjuntas dependen significativamente de este supuesto.

En la literatura económica es reconocido que las fluctuaciones cambiarias, bajo un régimen de tipo de cambio flexible, son de interés permanente para quienes administran las principales sociedades anónimas chilenas, mantengan éstas o no relaciones de comercio o financiamiento internacional. Las fluctuaciones cambiarias afectan a las compañías chilenas a través del impacto directo que éstas ejercen en el valor de los activos reales netos domésticos como también en el valor de los activos monetarios netos externos que dichas compañías tienen bajo su administración. Por otra parte, estas compañías pueden ser afectadas indirectamente por el efecto que tienen las fluctuaciones cambiarias en: la demanda agregada, el costo de los insumos comerciados internacionalmente, el precio de los bienes importados o bien en las expectativas inflacionarias. Sin embargo, desde el punto de vista de la teoría de portafolio, se sugiere que sólo aquellos riesgos que no pueden ser diversificados del todo sonpreciados por los accionistas de estas compañías, en el sentido que estarían dispuestos sólo a pagar un precio para evitar riesgos no diversificables o sistemáticos. De esta forma, si las fluctuaciones cambiarias son posibles de eliminarlas vía diversificación en el mercado de valores a bajo costo, éstas no seránpreciadas por los accionistas.

En contraste al enfoque anterior, el APT, desarrollado por Ross (1976), plantea que un número reducido de factores riesgosos sistemáticos seríapreciado si los accionistas desean pagar un premio a objeto de evitarlos. Así, si las fluctuaciones cambiarias sistemáticas sonpreciadas o no por los accionistas es un cuestionamiento que es perfectamente posible de analizar dentro del contexto del APT. Además de los cuestionamientos anteriores, existen otras imperfecciones de mercado documentadas por Smith y Stulz (1985), Froot, Scharfstein y Stein (1994), Stulz (1981, 1995) y Allayannis y Weston (2001) que tienen racionalidad de parte de los agentes económicos al momento de cubrirse frente a las fluctuaciones cambiarias que sean sistemáticas. Por ejemplo, Froot, Scharfstein y Stein (1994) señalan que las compañías con operaciones en distintas monedas se cubrirían de tales fluctuaciones a objeto de asegurar suficientes flujos de caja para financiar futuros proyectos de inversión. Por el contrario, al no cubrirse, estos proyectos que se espera sean rentables pueden fallar debido a ineficiencias en el mercado de bonos y/o de acciones que no ayudan a la compañía a obtener financiamiento oportuno para su crecimiento.

Así, parece relevante 1) examinar si el riesgo cambiario resulta ser un factor de riesgo sistemáticopreciado en el mercado de acciones chileno y 2) estimar la compensación que los accionistas de las compañías en dicho mercado esperan recibir a objeto de evitar tal riesgo si este es finalmentepreciado. Siguiendo la metodología propuesta por Burmeister y McElroy (1988) basada en el APT de Ross (1976), los principales objetivos de este trabajo son corroborar empíricamente: (1) si las sorpresas en el tipo de cambio nominal \$/USD como en proxies alternativas [una vez controlados los efectos de sorpresas en otros factores macroeconómicos documentados previamente por Fuentes, Gregoire y Zurita (2006) para el mercado accionario chileno] resultanpreciadas estadísticamente de manera significativa, (2) si la restricción del APT en el modelo lineal de factores no es rechazada por los datos, y (3) si el modelo CAPM (del inglés *Capital Asset Pricing Model*) es rechazado por los datos a favor del APT. En el desarrollo de los objetivos (1), (2), y (3) se analizarán los retornos accionarios con efecto y sin efecto enero incluido y bajo un contexto de muestra completa e incompleta de retornos, donde en el último caso se extraen los valores atípicos a objeto de lograr normalidad, homocedasticidad y comportamiento aleatorio de los retornos accionarios y residuos estimados. Además, a diferencia de los estudios previos probamos la exogeneidad de los retornos del portafolio que captura el factor no observado dado que las

estimaciones conjuntas propuestas en Burmeister y McElroy (1988) dependen significativamente de este supuesto.

La organización de este artículo posee la siguiente estructura. En la Sección I, presentamos la introducción. En la Sección II, comentamos estudios previos asociados al fenómeno bajo estudio. En la sección III, presentamos el modelo lineal de factores observados y no observados y su correspondiente notación. Las restricciones de precio del APT y la especificación de los modelos son presentadas en la sección IV. La sección V presenta los datos. La sección VI discute los resultados empíricos. La sección VII presenta la comparación de estimadores no lineales bajo tres métodos de estimación multivariados con uso de proxies alternativas para el tipo de cambio. La sección VIII presenta el análisis de la normalidad, homocedasticidad y comportamiento aleatorio de los residuos. Finalmente en la sección IX se presentan las conclusiones.

REVISION LITERARIA

En la literatura empírica del APT tradicionalmente se ha seguido un enfoque basado en el Análisis Factorial para explicar el proceso generador de los retornos de los activos financieros. Sin embargo, una variedad de estudios recientes basados en modelos APT multifactoriales, entre ellos: Burmeister y Wall (1985), Chang, Chen y Hsieh (1985), Chen, Roll y Ross (1986), Burmeister y McElroy (1988) y Fuentes, Gregoire y Zurita (2006) para los casos del mercado accionario norteamericano y chileno respectivamente, representan excepciones al enfoque tradicional en el cual el comportamiento no anticipado (sorpresas) de factores macroeconómicos claves ha sido utilizado para explicar tal proceso. Las principales ventajas de usar un modelo APT basado en factores macroeconómicos son: (1) los factores y sus precios por riesgo pueden ser interpretados económicamente, en contraste con el análisis factorial mediante el cual no se puede saber con contenido económico que factores están siendopreciados y (2) más que usar sólo las variaciones de los precios de los activos financieros para explicar las variaciones de los mismos, como lo hace por ejemplo el CAPM, los factores macroeconómicos entregan información que permite relacionar el comportamiento de los retornos accionarios a eventos macroeconómicos de un país.

En el desarrollo de este trabajo investigamos un modelo APT donde medimos factores macroeconómicos observados como no observados. En las estimaciones conjuntas de la sensibilidad y premios por riesgo que estos factores tienen en el proceso generador de los retornos del mercado accionario chileno imponemos al sistema de ecuaciones restricciones no lineales basadas en el APT a través del uso de tres métodos de estimación multivariados sugeridos por Burmeister y McElroy (1988): mínimos cuadrados ponderados no lineales iterados (del inglés *iterated nonlinear weighted least squares*, ITNLWLS), regresiones aparentemente no relacionadas no lineales iteradas (del inglés *iterated nonlinear seemingly unrelated regressions*, ITNLSUR), y mínimos cuadrados no lineales en tres etapas iterados (del inglés *iterated nonlinear three stage least squares*, ITNL3SLS.) Burmeister y McElroy (1988) sugieren que el método apropiado de estimación depende crucialmente de los supuestos acerca del término de error, representativo en este caso del riesgo diversificable. Así, en el desarrollo del trabajo analizaremos complementariamente si las pruebas estadísticas impuestas al APT muestran resultados que son sensibles a los supuestos acerca del término de error.

Por otra parte, uno de los temas que ha recibido atención desde el punto de vista investigativo en los últimos treinta años ha sido el de las anomalías de calendario detectadas en los mercados de capitales. Los primeros en argumentarla fueron Gibbons y Hess (1981) y Keim (1983), entre otros. Una de las explicaciones para la anomalía denominada efecto Enero se basa en que a final de año los inversionistas venden aquellos títulos cuya cotización ha disminuido para obtener pérdidas que tendrán la consideración de minusvalías en sus imposiciones sobre ganancias de capital. Un comportamiento agregado de los inversores provoca una presión vendedora que agudiza la bajada de los precios de dichos títulos en los

últimos días del mes de diciembre. A principios de un nuevo año desaparece esta presión vendedora y los títulos recuperan de esta forma sus niveles de equilibrio, produciéndose rentabilidades anormalmente elevadas y disminuyendo el volumen de negociación con respecto al mes anterior. Así, siguiendo con esta línea de investigación y en especial con la de Burmeister y McElroy (1988) y Fuentes, Gregoire y Zurita (2006) en el presente trabajo controlamos nuestras estimaciones por el potencial impacto del efecto Enero en los excesos de retornos accionarios del mercado chileno.

Modelo Lineal con Factores Observados y No Observados

En esta sección presentamos el modelo lineal de factores (MLF) que incluye tanto a factores observados como no observados. En su desarrollo seguimos en rigor a Burmeister y McElroy (1988) explicando en mayor detalle algunas derivaciones con uso de álgebra matricial. Los retornos aleatorios del *i*-ésimo activo en el periodo *t*, se asumen generados a partir del siguiente modelo lineal de factores (MLF)

$$r_i^t = E_{0i}^t + \sum_{j=1}^K b_{ij} F_j^t + \varepsilon_i^t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

donde:

E_{0i}^t es el retorno esperado del *i*-ésimo activo en el periodo *t*

b_{ij} cuantifica la sensibilidad del retorno del *i*-ésimo activo a los movimientos del factor común F_j

F_j^t es el *j*-ésimo factor común (sistemático) con valor esperado de cero y que impacta sobre los retornos en el periodo *t*

ε_i^t es el término de error o componente de riesgo propio del *i*-ésimo activo en el periodo *t*

$E(\varepsilon_i^t \varepsilon_j^s) = \sigma_{ii}$, para $i = j$ y $t = s$, $E(\varepsilon_i^t \varepsilon_j^s) = 0$, en otro caso, esto es para $i \neq j$ y $t \neq s$

$E(\varepsilon_i^t / F_j^t) = 0$, $E(F_j^t) = 0$, $E(\varepsilon_i^t) = 0$

Se asume que los ε_i^t 's no están correlacionados serialmente. Los supuestos anteriores pueden ser relajados con tal que se permita correlación serial de los ε_i^t 's. Esto es que $E(\varepsilon_i^t \varepsilon_j^s) = \sigma_{ij}$. Las implicancias de esto último serán analizadas posteriormente en el desarrollo de este trabajo. Para introducir la presencia de factores observados y no observados se asume que los *K* factores en (1) están conformados por *J* factores no observados y *K-J* factores observados.

$$\sum_{j=1}^K b_{ij} F_j^t \equiv \sum_{j=1}^J b_{ij} f_j^t + \sum_{j=J+1}^K c_{ij} g_j^t$$

donde los f_j^t 's corresponden a factores no observados y los g_j^t son los factores observados. Se asume que la ecuación (1) se mantiene para una muestra de $i = 1, \dots, N + J$ activos. Así, los retornos para los primeros *N* retornos se pueden denotar a través del vector $r^t = (r_1^t, \dots, r_N^t)'$ mientras que para los últimos *J* retornos se pueden denotar como $R^t = (r_{N+1}^t, \dots, r_{N+J}^t)'$. De esta forma, el MLF completo es:

$$r^t = E_0^t + Bf^t + Cg^t + \varepsilon^t \quad (2)$$

$$R^t = E_{0,J}^t + B_J f^t + C_J g^t + \varepsilon^t \quad (3)$$

donde:

E_0^t es un vector columna de $N \times 1$, B es una matriz de $N \times J$, f^t es un vector columna de $J \times 1$, C es una matriz de $N \times (K - J)$, g^t es un vector columna de $(K - J) \times 1$, ε^t es un vector columna de $N \times 1$, $E_{0,J}^t$ es un vector columna de $J \times 1$, B_J es una matriz de $J \times J$, C_J es una matriz de $J \times (K - J)$, ε^t es un vector columna de $J \times 1$. B , C , B_J y C_J representan matrices con rango completo igual al número de columnas. Por los supuestos del MLF se tiene que:

$E(\varepsilon^t) = 0_N, E(\varepsilon^t_J) = 0_J, E(\varepsilon^t(\varepsilon^t_J)') = 0$, y $E(\varepsilon^t(\varepsilon^t)') = D_r$ y $E(\varepsilon^t_J(\varepsilon^t_J)') = D_r$, donde D_r y D_r son matrices diagonales de orden N y J , respectivamente. Dado el supuesto que B_J es una matriz no singular (se puede obtener su matriz inversa) es posible a través de la ecuación (3) obtener el vector f^t de factores no observados:

$$f^t = B_J^{-1}(R^t - E_{0J}^t - C_J g^t - \varepsilon^t_J) \quad (4)$$

Sustituyendo (4) en (2) se obtiene

$$r^t = \delta_0^t + \beta R^t + \gamma g^t + \eta^t \quad (5)$$

donde:

$$\delta_0^t \equiv E_0^t - BB_J^{-1}E_{0J}^t \text{ es un vector columna de } N \times 1 \quad (6)$$

$$\beta \equiv BB_J^{-1} \text{ es una matriz de } N \times J \quad (7)$$

$$\gamma \equiv C - BB_J^{-1}C_J \text{ es una matriz de } (N \times (K - J)) \quad (8)$$

$$\eta^t \equiv \varepsilon^t - BB_J^{-1}\varepsilon^t_J \text{ es un vector columna de } N \times 1 \quad (9)$$

con $E(\eta^t) = 0_N, E(\eta^t / R^t) \neq 0_N$, y donde la matriz Ω de $(N \times N)$ se define como:

$$\begin{aligned} \Omega \equiv E(\eta^t(\eta^t)') &= E((\varepsilon^t - BB_J^{-1}\varepsilon^t_J)(\varepsilon^t - BB_J^{-1}\varepsilon^t_J)') = \\ &= E(\varepsilon^t(\varepsilon^t)') - E(\varepsilon^t(BB_J^{-1}\varepsilon^t_J)') - E((BB_J^{-1}\varepsilon^t_J)(\varepsilon^t)') + BB_J^{-1}E(\varepsilon^t_J(\varepsilon^t_J)')(B_J^{-1})'B' = \\ &= E(\varepsilon^t(\varepsilon^t)') - E(\varepsilon^t(\varepsilon^t_J)')((B_J^{-1})'B') - BB_J^{-1}E(\varepsilon^t_J(\varepsilon^t)') + BB_J^{-1}E(\varepsilon^t_J(\varepsilon^t_J)')(B_J^{-1})'B' = \\ &= D_r + BB_J^{-1}D_r(B_J^{-1})'B' \end{aligned} \quad (10)$$

Se asume que los η^t no se correlacionan serialmente. Nótese que sólo para el caso especial donde $\varepsilon^t_J = 0_J$ se tiene que $\eta^t = \varepsilon^t, \Omega = D_r$ y $E(\eta^t / R^t) = 0_N$. Burmeister y McElroy (1988) señalan que es posible elegir una matriz identidad de tamaño J para B_J . Así se asume que $B_J = I_J$. En general, tal como lo discuten los autores citados anteriormente, la adecuada selección de R^t y B_J está sujeta a la interpretación de los factores macroeconómicos elegidos y a las consideraciones econométricas usadas en las estimaciones. Nótese además que no se pierde generalidad al ser los factores no observados f^t ortogonales a los factores observado g^t .

Teoría de Precios por Arbitraje, Restricciones y Especificación del Modelo

El APT de Ross (1976) establece que cuando no existen oportunidades de arbitraje, todos los portafolios de inversión creados a partir de “n” activos que satisfacen conjuntamente las condiciones de no usar riqueza ni poseer riesgo, tanto sistemático como propio, deben poseer un retorno igual a cero en promedio.

Lo anterior conlleva a que existen $k + 1$ constantes, $\lambda_0 + \lambda_1 + \dots + \lambda_k$ tal que para todo i se cumple que:

$$E(r_i^t) = E_{0i}^t = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \dots + \lambda_k b_{ik} \quad (11)$$

donde λ_0 es el retorno libre de riesgo que es proveído por un portafolio sin ningún riesgo residual a un inversionista averso al riesgo. Asignando $\lambda^j = (\lambda_1^j, \dots, \lambda_j^j)'$ y $\lambda^k = (\lambda_{j+1}^k, \dots, \lambda_k^k)'$, se puede denotar la ecuación (11) como:

$$E(r^t) = E_0^t = \lambda_0^t \tau_N + B \lambda^j + C \lambda^k, \quad (12)$$

donde τ_N denota un vector columna de unos con dimensión $N \times 1$. De igual forma de (3) se tiene que:

$$E(R^t) = E_{0J}^t = \lambda_0^t \tau_J + B_J \lambda^j + C_J \lambda^k, \quad (13)$$

donde τ_j denota un vector columna de unos con dimensión $J \times 1$ mientras que de (5) se obtiene que:

$$E(r^i) = \delta_0^i + \beta E(R^i) \quad (14)$$

y sustituyendo (13) en (14) se obtiene:

$$E(r^i) = \delta_0^i + \beta(\lambda_0^i \tau_j + B_j \lambda^j + C_j \lambda^k) \quad (15)$$

Igualando (12) y (15) y usando (7) y (8) se obtiene el intercepto de la ecuación (15)

$$\begin{aligned} \lambda_0^i \tau_N + B \lambda^j + C \lambda^k &= \delta_0^i + \beta(\lambda_0^i \tau_j + B_j \lambda^j + C_j \lambda^k) \\ \delta_0^i &= (\tau_N - \beta \tau_j) \lambda_0^i + (B - \beta B_j) \lambda^j + (C - \beta C_j) \lambda^k \\ \delta_0^i &= (\tau_N - \beta \tau_j) \lambda_0^i + (B - BB_j^{-1} B_j) \lambda^j + (C - BB_j^{-1} C_j) \lambda^k \\ \delta_0^i &= (\tau_N - \beta \tau_j) \lambda_0^i + 0 + \gamma \lambda^k \end{aligned} \quad (16)$$

Las restricciones de precio del APT impone el intercepto establecido en (16) como restricción sobre el MLF no restringido de la ecuación (5). La ecuación (16) es así una generalización de los modelos multibetas dado que no se requiere que $E(\eta^i / R^i) = 0$. Al sustituir (16) en (5) se obtiene la especificación del APT:

$$\begin{aligned} r^i &= (\tau_N - \beta \tau_j) \lambda_0^i + \gamma \lambda^k + \beta R^i + \gamma g^i + \eta^i \\ r^i - \lambda_0^i \tau_N &= \beta(R^i - \lambda_0^i \tau_j) + \gamma(\lambda^k + g^i) + \eta^i \end{aligned} \quad (17)$$

la cual es un caso especial del MLF

$$r^i - \lambda_0^i \tau_N = \alpha_0 + \beta(R^i - \lambda_0^i \tau_j) + \gamma g^i + \eta^i \quad (18)$$

En la ecuación (18) el intercepto α_0 es un vector columna de $N \times 1$. Así, la restricción del APT en (18) es:

$$\alpha_0 = \gamma \lambda^k \quad (19)$$

De forma similar de (3) y (13) con $B_j = I_j$, los últimos J retornos están dados por

$$\begin{aligned} R^i &= \lambda_0^i \tau_j + B_j \lambda^j + C_j \lambda^k + B_j f^i + C_j g^i + \varepsilon^i_j, \\ R^i &= \lambda_0^i \tau_j + I_j \lambda^j + C_j \lambda^k + I_j f^i + C_j g^i + \varepsilon^i_j, \\ R^i &= \lambda_0^i \tau_j + \lambda^j + C_j \lambda^k + f^i + C_j g^i + \varepsilon^i_j, \\ R^i - \lambda_0^i \tau_j &= (\lambda^j + f^i) + C_j (\lambda^k + g^i) + \varepsilon^i_j, \\ R^i - \lambda_0^i \tau_j &= \alpha + C_j g^i + \mu^i_j, \end{aligned} \quad (20)$$

donde:

$$\alpha \equiv \lambda^j + C_j \lambda^k \quad (21)$$

y

$$\mu^i_j \equiv f^i + \varepsilon^i_j \quad (22)$$

La ecuación (20) establece factores no observados f^i que son ortogonales a los factores observados g^i , donde C_j es una matriz con dimensión $J \times (K - J)$ de coeficientes poblacionales generados a partir de una regresión de mínimos cuadrados ordinarios. Así, dados los supuestos previos que $E(\varepsilon^i_j / f^i) = E(\varepsilon^i_j / g^i) = 0$, por construcción se infiere que $E(\mu^i_j / g^i) = 0$. En conformidad con la anterior metodología la primera hipótesis a ser validada por los datos es:

Hipótesis 1: El modelo APT está anidado en el MLF.

Esto es si la restricción del APT en la ecuación (18) es:

$$\alpha_0 = \gamma \lambda^k$$

La hipótesis anterior permite corroborar el APT contra el MLF, el cual es un modelo estadístico multivariado más general que el APT. Por otra parte, con el objeto de validar si el CAPM está anidado en el APT es necesario considerar que el CAPM establece que los premios por riesgo tienen una proporcionalidad directa al premio por riesgo del portafolio de mercado. Este factor corresponde a la beta (del CAPM) del factor estudiado con respecto al anterior portafolio. Formalmente el CAPM predice que:

$$E(r'_i - \lambda'_0) = \beta_i \lambda_M \quad (23)$$

donde $\beta_i \equiv \text{cov}(r'_i, R'_M) / \sigma_M^2$ es la beta (del CAPM), $\lambda_M = E(R'_M - \lambda'_0)$ es el premio por riesgo del portafolio de mercado. Como proxy para este último se usó un portafolio promedio simple de los retornos de las ochenta acciones con mayor presencia bursátil de la Bolsa de Valores de Santiago de Chile. Bajo el supuesto que la varianza residual de los retornos del mercado es aproximadamente cero, esto decir, cuando el último elemento del vector ε'_j tiene $\text{var}(\varepsilon'_M) \approx 0$, las restricciones del CAPM que implican (23) son:

$$\lambda'_j = \omega \text{cov}(f'_j, R'_M), \quad j = 1, \dots, J \quad (24)$$

$$\lambda'_j = \omega \text{cov}(g'_j, R'_M), \quad j = 1, \dots, K - J \quad (25)$$

Así, el CAPM corresponde a la ecuación del APT en (17) sujeto a la restricción (25). En otras palabras el CAPM está anidado en el APT. De esta forma, una segunda hipótesis a ser validada por los datos es:

Hipótesis 2: El modelo CAPM está anidado en el APT. Esto es estimar (17) incluyendo y excluyendo la restricción (25), donde $\omega = \lambda_M / \sigma_M^2$ es estimado como un parámetro extra en caso que la restricción dada por la ecuación (25) es incluida.

Para investigar si existe presencia de efecto Enero en los retornos generados por el APT se asume que el intercepto en (2) y (3) es reemplazado por

$$E'_0 + \Phi D' \quad (26)$$

y

$$E'_{0j} + \Phi_j D' \quad (27)$$

respectivamente, donde $D'=1$ para los meses de Enero y $D'=0$ en otro caso. Φ y Φ_j son vectores columna de $N \times 1$ y $J \times 1$, respectivamente, que capturan la sensibilidad de los retornos al efecto Enero. Un desarrollo equivalente al que se siguió para obtener las ecuaciones (17) y (20) conduce al incluir las ecuaciones (26) y (27) a:

$$r' - \lambda'_0 \tau'_N = \Psi D' + \beta(R' - \lambda'_0 \tau'_j) + \gamma(\lambda^K + g') + \eta' \quad (28)$$

donde Ψ es un vector columna de $N \times 1$ definido por:

$$\Psi \equiv \Phi - B\Phi_j, \quad (29)$$

y

$$R' - \lambda'_0 \tau'_j = \Phi_j + \alpha + C_j g' + \mu'_{j'} \quad (30)$$

Así, no existe efecto Enero si (28) satisface la restricción $\Psi = 0$. Definida la posible existencia de efecto Enero en los términos anteriores, las ecuaciones (28), (29) y (30) sólo permiten analizar si es que una determinada elección de R' y g' es capaz de explicar tal efecto. Alternativamente se podría incluir un factor no observado adicional que sea capaz de capturar dicho efecto incapacitando con ello a las ecuaciones (28), (29) y (30) anteriores para explicarlo. Sin embargo, como es el caso de todos los factores no observados, este enfoque es poco satisfactorio a menos que tal factor no observado adicional este relacionado con variables que sean fundamentales para la macroeconomía de un país. Nótese además que lo anterior es también aplicable a todas aquellas *anomalías* en los retornos accionarios documentadas en la literatura.

Por último en esta sección dejamos explícito que las hipótesis 1 y 2 serán corroboradas bajo 2 escenarios, esto es, con presencia y sin presencia de efecto Enero. Además el análisis se aplicará a una muestra completa (en inglés *balanced sample*) e incompleta (*unbalanced sample*) donde en el último caso se extraen los valores atípicos a objeto de lograr normalidad, homocedasticidad y comportamiento aleatorio en los retornos accionarios y residuos estimados. De manera complementaria, a diferencia de los estudios previos, probamos la exogeneidad de los retornos del portafolio que captura el factor no observado dado que las estimaciones conjuntas propuestas en Burmeister y McElroy (1988) dependen significativamente de este supuesto.

Datos

En el proceso de recolección y fuentes de extracción de datos se siguió mayoritariamente lo sugerido por Fuentes, Gregoire y Zurita (2006.) La muestra seleccionada comprende el cálculo preliminar de los retornos nominales mensuales de los sesenta títulos accionarios con mayor presencia bursátil del mercado accionario chileno en el periodo Enero 1994 a Junio 2006. Los retornos nominales mensuales de dichos títulos son corregidos por todas las variaciones de capital incluyendo además los dividendos en efectivo. Estos datos fueron extraídos de Economática^{MR}. La presencia bursátil captura el porcentaje de días hábiles en que el título accionario se transó en la Bolsa de Valores de Santiago de Chile. En el Apéndice 1 se reportan las 60 sociedades anónimas, su tipo de acción, clasificación industrial, y presencia bursátil promedio en el periodo. Dicha presencia varía entre un mínimo de 47.2% y un máximo de 100%, con un promedio general igual a 77.8% y una desviación estándar de 17.8%. Se construyeron además para igual periodo: una proxy diversificada para el portafolio de mercado chileno la cual captura el promedio simple de los excesos de retornos nominales accionarios corregidos de las 80 acciones con mayor presencia bursátil, el exceso de retorno nominal del Índice General de Precios de Acciones (IGPA), y el exceso de retorno nominal del Índice Selectivo de Precios de las Acciones (IPSA), ambos calculados por la Bolsa de Valores de Santiago, los cuales son utilizados más adelante en las estimaciones como variables instrumentales representativas de portafolios diversificados. Optamos por construir un portafolio proxy para el mercado accionario chileno ya que éste (representativo de una estrategia pasiva de inversión) nos generó un Índice de Sharpe [exceso de retorno promedio por unidad de riesgo de (0.138)] más alto que aquel asociado al IGPA (0.011) o al IPSA (0.038) para el período de análisis. La tasa de interés nominal de captación de corto plazo a 30 días se utilizó como proxy de la tasa libre de riesgo, la que es publicada por el Banco Central de Chile. Esta tasa rezagada en un periodo fue usada en el cálculo de todos los excesos de retornos accionarios contemporáneos como también en el cálculo de los excesos de retornos contemporáneos relacionados con el portafolio proxy del mercado accionario, IGPA e IPSA, respectivamente.

Fuentes, Gregoire y Zurita (2006), considerando la estructura económica de Chile, seleccionan cuatro factores observados: la variación porcentual mensual del precio de cierre mensual del cobre (London Metal Exchange) y del petróleo Brent ambos extraídos de Bloomberg. La inflación, medida por la variación porcentual mensual del Índice de Precios al Consumidor (IPC) calculado por el Instituto Nacional de Estadísticas, y el crecimiento de la economía, medida por la variación porcentual mensual del Índice de Actividad Económica (IMACEC) elaborado por el Banco Central de Chile. De acuerdo a Fuentes, Gregoire y Zurita (2006) la principal motivación para incluir los dos últimos factores es estándar en la literatura ya que caracterizan a la macroeconomía de un país, mientras que el cobre y el petróleo son los principales productos actuales de exportación e importación de la economía chilena. Nosotros mantenemos los anteriores factores con la diferencia de que en vez de trabajar con las variaciones porcentuales mensuales en el precio del cobre y del petróleo, respectivamente (como lo hacen los autores previos) construimos primero un Índice que refleje los términos de intercambio de dichos productos ($\text{Precio Cobre}_t/\text{Precio Petróleo}_t$) para luego trabajar considerando la variación porcentual mensual de dicho Índice ya construido. Así, creemos capturar de mejor forma el efecto que este *precio relativo* clave de la economía chilena tiene en el proceso generador de los retornos accionarios en el mercado accionario

local. Además, incorporamos en el análisis la variación porcentual mensual del tipo de cambio nominal \$/USD como factor observado adicional siendo el estudio de su efecto (por lo ya comentado en la introducción) una de las principales contribuciones de este estudio.

Un tema ligado al factor observado tipo de cambio es qué Proxy capturaría mejor su contenido económico. En la economía chilena es tradicional referirse al tipo de cambio nominal \$/USD como la principal relación cambiaria usada por los agentes económicos en sus transacciones. Sin embargo, existen portafolios de monedas y monedas individuales que toman cada vez más relevancia en las transacciones internacionales llevadas a cabo por las empresas chilenas, las cuales son diversas en su interacción con los mercados de insumos, de productos y de servicios finales tanto local como internacional. Así, simulamos el efecto que proxies alternativas de tipo de cambio nominal tienen en el proceso generador de los retornos en el mercado accionario local, es decir, sobre las estimaciones conjuntas de la sensibilidad y premios por riesgo de los factores considerados (incluido el factor cambiario) dentro del contexto del APT. Para lo anterior usamos como proxies, el tipo de cambio nominal multilateral (construido por el Banco Central de Chile a partir de una canasta de monedas de 21 países con que Chile comercia internacionalmente, el cual excluye las exportaciones de cobre y las importaciones de petróleo), el tipo de cambio nominal 5 países (construido por el Banco Central de Chile a partir de una canasta de monedas donde se incluye aquellas de USA, Japón, Reino Unido, Canadá, y Zona Euro) para luego continuar con el tipo de cambio \$/libra esterlina, \$/yen japonés, \$/yuan chino y finalmente \$/real brasileño por ser las monedas más utilizadas en las transacciones internacionales de compañías chilenas. Estos últimos fueron extraídos de Bloomberg.

Los factores macroeconómicos observables, es decir, aquellos relacionados con la variación porcentual mensual del precio relativo del cobre versus petróleo, la inflación mensual, las variaciones porcentuales mensuales del tipo de cambio y las variaciones porcentuales mensuales del IMACEC son estimados como “sorpresas”, es decir, como desviaciones respecto al valor esperado de cada uno de ellos. En nuestras estimaciones las “sorpresas” deben responder al componente no anticipado del factor observado debiendo ser además aleatorias (ruido blanco, en inglés *white noise*) y ausentes de raíces unitarias (estacionaria, en inglés *stationary*.) Para el precio relativo del cobre versus petróleo se corroboró si la variación porcentual mensual de dicha serie se comportaba en el periodo Abril 1993 a Junio 2006 como un ruido blanco. Se comenzó analizando el correlograma de la serie y se detectó que presentaba procesos autorregresivos significativos de orden: 1,7,8,13 y 15 con lo cual se decidió correr un modelo autorregresivo que incluyera los anteriores rezagos a objeto de que los residuos resultantes probaran ser aleatorios. Una vez realizado lo anterior, obtuvimos residuos que cumplieron tal característica [se aceptó la hipótesis de cero correlación conjunta hasta 36 rezagos usando el test de Ljung-Box Q_{st} ($Q_{st} = 32.18$, valor $p = 0.651$)] procediendo a tomar aquellos residuos generados por el modelo autorregresivo en el periodo Enero 1994 a Junio 2006 como proxy del componente no esperado o “sorpresa” de dicho precio relativo. Complementariamente a lo anterior se aplicó el test aumentado de Dickey-Fuller [controlando por constante (del inglés *drift*) y tendencia (del inglés *trend*)] para corroborar la presencia de raíces unitarias en la serie de los residuos. El valor del test alcanzó a -13.25 (para un rezago) con un valor p de 0, rechazando la presencia de raíces unitarias a cualquier nivel de significancia estadística concluyendo de esta forma que la serie de residuos es estacionaria. Para determinar cuántos rezagos incluir en los tests aumentados de Dickey-Fuller probamos hasta 13 rezagos y luego elegimos finalmente aquella especificación con un número de rezagos que maximizará el valor negativo del criterio de Schwarz (del inglés *Schwarz criterion*.) Finalmente, a la serie de “sorpresa” asociada a la variación porcentual mensual del factor precio relativo del cobre versus petróleo la denominamos G'_t .

Para el caso de la inflación optamos por comenzar modelando su valor esperado usando la metodología basada en el filtro de Kalman [ver Hamilton (1985)] para luego extraer las expectativas inflacionarias a partir de la dinámica conjunta de la tasa de interés nominal y la inflación observada mensual,

respectivamente. El periodo analizado abarcó desde comienzos de 1992 hasta Junio de 2006. Los detalles de esta estimación se presentan en el Apéndice 2. Una vez modelada la expectativa inflacionaria mensual, a través del filtro de Kalman, obtuvimos la serie de “sorpresas en inflación” mensual como la diferencia entre la inflación observada mensual menos la expectativa inflacionaria mensual derivada de dicho filtro. Se procedió luego a corroborar la aleatoriedad y presencia de raíces unitarias en la mencionada serie (acotándola al periodo Enero 1994 a Junio de 2006) concluyéndose a favor de aleatoriedad y estacionariedad una vez analizado su correlograma [se aceptó la hipótesis de cero correlación conjunta hasta 36 rezagos usando el test de Ljung-Box Q_{st} ($Q_{st} = 31.303$, valor $p = 0.691$)] y el test aumentado de Dickey-Fuller [controlando por constante y tendencia] el que arrojó un valor de -11.95 (para un rezago) con un valor p de 0. Luego se analizó la bondad de ajuste entre la inflación observada y la esperada a partir del filtro de Kalman, llegándose a un R^2 de 0.87. Fuentes, Gregoire y Zurita (2006) llegan a resultados más bajos en términos de bondad de ajuste a través de un modelo alternativo para la inflación basado en trabajos previos de Schmidt-Hebbel y Werner (2002) y Schmidt-Hebbel y Tapia (2002). Finalmente, a la serie de “sorpresa” asociada al factor inflación mensual la denominamos G'_2 .

Para el tipo de cambio nominal \$/USD se comenzó analizando si la variación porcentual mensual de dicha serie se comportaba en el periodo Enero 1993 a Junio 2006 como un ruido blanco. Levich (1982) señala que hay evidencia empírica mixta respecto a si usar el tipo de cambio spot o el tipo de cambio forward como base para predecir el tipo de cambio esperado. No existen diferencias estadísticamente significativas en los errores de pronóstico obtenidos a partir de ya sea el tipo de cambio spot o forward. Tampoco la evidencia favorece a modelos alternativos basados en análisis técnico o fundamentalista. Así, se analizó primero el correlograma de la serie y se detectó que presentaba un proceso autorregresivo significativo de orden 1 con lo cual se decidió correr un modelo autorregresivo que incluyera el anterior rezago a objeto de que los residuos resultantes probaran ser aleatorios. Una vez realizado lo anterior, obtuvimos residuos que cumplieron tal característica [se aceptó la hipótesis de cero correlación conjunta hasta 36 rezagos usando el test de Ljung-Box ($Q_{st} = 44.97$, valor $p = 0.145$)] procediendo a tomar aquellos generados por el modelo autorregresivo en el periodo Enero 1994 a Junio 2006 como proxy del componente no esperado o “sorpresa” de la variación porcentual del tipo de cambio. Complementariamente a lo anterior se aplicó el test aumentado de Dickey-Fuller [controlando por constante y tendencia] para corroborar la presencia de raíces unitarias en la serie de los residuos. El valor del test alcanzó a -12.73 (para un rezago) con un valor p de 0, rechazando la presencia de raíces unitarias a cualquier nivel de significancia estadística concluyendo de esta forma que la serie de residuos es estacionaria. Finalmente, a la serie de “sorpresa” asociada a la variación porcentual mensual del tipo de cambio nominal la denominamos G'_3 .

Para el crecimiento del IMACEC se utilizó un modelo ARMA siguiendo la propuesta de Fuentes, Gregoire y Zurita (2006) para modelar primero su componente esperado. Como variable dependiente se usó el crecimiento de 12 meses del Índice para evitar los efectos de estacionalidad en la serie. Se probaron distintas especificaciones ARMA para el periodo Enero 1993 a Junio de 2006 y se eligió aquella que maximizará el valor negativo del criterio de Schwarz. Esta especificación arrojó como estadísticamente significativos los rezagos 1, 2, 5, 7, 10, y 12. Los detalles de esta estimación y su gráfica se presenta en el Apéndice 3. Luego, obtuvimos el correlograma de los residuos del modelo ARMA anterior aceptándose la hipótesis de cero correlación conjunta hasta 36 rezagos ($Q_{st} = 45.14$, valor $p = 0.141$) procediendo a tomar aquellos residuos generados para el periodo Enero 1994 a Junio 2006 como proxy del componente no esperado o “sorpresa” del crecimiento en la actividad económica chilena. Complementariamente a lo anterior se aplicó el test aumentado de Dickey-Fuller [controlando por constante y tendencia] para corroborar la presencia de raíces unitarias en la serie de los residuos. El valor del test alcanzó a -12.07 (para un rezago) con un valor p de 0, rechazando la presencia de raíces unitarias a cualquier nivel de significancia estadística concluyendo de esta forma que la serie de residuos es estacionaria. Finalmente, a

la serie de “sorpresa” asociada al factor crecimiento en la actividad económica chilena lo denominamos G'_4 .

Es importante destacar que los factores “sorpresas” g'_1, g'_2, g'_3, g'_4 usados en las estimaciones econométricas son derivados de G'_1, G'_2, G'_3, G'_4 como $g'_2 = G'_2$; $g'_1 =$ los residuos de una regresión de G'_1 sobre una constante y g'_2 , ajustado a tener una media igual a \bar{G}_1 ; $g'_3 =$ los residuos de una regresión de G'_3 sobre una constante, g'_1 y g'_2 , ajustado a tener una media igual a \bar{G}_3 ; $g'_4 =$ los residuos de una regresión de G'_4 sobre una constante, g'_1, g'_2 y g'_3 , ajustado a tener una media igual a \bar{G}_4 . De esta forma, g'_1, g'_2, g'_3 y g'_4 , son ortogonales entre sí por construcción, lo cual es requerido por el APT de Ross (1976). Un análisis de las funciones de autocorrelación y del test aumentado de Dickey-Fuller [controlando por constante y tendencia] de g'_1, g'_2, g'_3 y g'_4 , nos lleva a concluir que ninguno de ellos puede ser predecible del pasado (Qst (36 rezagos) = 35.92 valor p = 0.473 para g'_1 , Qst (36 rezagos) = 31.31 valor p = 0.691 para g'_2 , Qst (36 rezagos) = 43.40 valor p = 0.185 para g'_3 , Qst (36 rezagos) = 45.25 valor p = 0.139 para g'_4). Estas series no presentan raíces unitarias siendo estacionarias (Valor del test (para un rezago) = -13.03, -12.06, -12.48, -12.12 con valor p = 0 para g'_1, g'_2, g'_3 y g'_4 , respectivamente.) Además de los cuatro factores “sorpresas” g'_1, g'_2, g'_3, g'_4 , se consideró la presencia de un factor no observado, el que se infiere a partir de la ecuación (4), donde R^t corresponde al retorno del portafolio proxy del mercado accionario chileno el cual captura el promedio simple de los retornos nominales accionarios corregidos de las ochenta acciones con mayor presencia bursátil en el periodo Enero 1994 a Junio de 2006.

RESULTADOS EMPIRICOS

Burmeister y McElroy (1988) evalúan tres métodos multivariados para estimar los coeficientes del sistema de ecuaciones subyacentes al MLF y APT. Estos métodos son: mínimos cuadrados ponderados no lineales iterados (del inglés *iterated nonlinear weighted least squares*, ITNLWLS), regresiones aparentemente no relacionadas no lineales iteradas (del inglés *iterated nonlinear seemingly unrelated regressions*, ITNLSUR), y mínimos cuadrados en tres etapas no lineales iterados (del inglés *iterated nonlinear three stage least squares*, ITNL3SLS.) Estos autores sugieren que el método apropiado de estimación depende crucialmente de los supuestos acerca de la estructura de los errores ε^i y ε^j en Ω [ver ecuación 5(e)]. Los tres métodos de estimación asumen los siguientes supuestos con relación a la estructura de errores en Ω :

| | ITNLWLS | ITNLSUR | ITNL3SLS |
|--|----------|-------------|----------|
| $Cov \begin{bmatrix} \varepsilon^i \\ \varepsilon^j \end{bmatrix}$ | diagonal | no diagonal | diagonal |
| ε_j | = 0 | = 0 | ≠ 0 |

Ya que no hay razón para creer que los retornos de los portafolios en (3) tienen errores con valor igual a cero $\varepsilon^i_j = 0$, presentamos primero los resultados de las estimaciones usando mínimos cuadrados en tres etapas no lineales ITNL3SL, método que requiere el uso de variables instrumentales a objeto de controlar la correlación entre los regresores del lado derecho y los errores en las ecuaciones (12) y (13), respectivamente. Burmeister y McElroy (1988) justifican lo anterior ya que bajo el supuesto $\varepsilon^i_j \neq 0$ las técnicas multivariadas ITNLWLS y ITNLSUR aplicadas en la estimación del MLF y APT arrojan

estimadores que son inconsistentes. Así, para las estimaciones ITNL3SLS los instrumentos fueron las variables exógenas g'_1, g'_2, g'_3, g'_4 , y la variable D' cuando fuese pertinente (efecto Enero) como además los excesos de retornos nominales mensuales de dos portafolios diversificados y representativos del mercado accionario chileno. Los portafolios utilizados fueron el IGPA e IPSA, respectivamente.

Para estimar los modelos dividimos la muestra de 61 activos, con sus correspondientes excesos de retornos, en 60 acciones y el portafolio proxy del mercado accionario chileno al que denominamos R'_1 . La ecuación (3) correspondiente a R'_1 se usó para inferir el factor no observado. La primera columna de la Tabla 1 presenta las estimaciones ITNL3SLS de los premios por riesgo de (23) donde además se incluye los resultados de los tests asociados al efecto Enero y restantes pruebas de hipótesis. La segunda columna de la Tabla 1 presenta las estimaciones ITNL3SLS de los premios por riesgo de (12) donde se excluye el efecto Enero y se reporta el valor de los tests relacionados con las restantes pruebas de hipótesis. Los resultados reportados en ambas columnas difieren cuantitativamente pero no cualitativamente. Los premios por riesgo para los factores observados g'_1, g'_3 y g'_4 , (sorpresa en la $\Delta\%$ precio relativo cobre - petróleo, sorpresa en la $\Delta\%$ del tipo de cambio nominal \$/USD y sorpresa en la $\Delta\%$ de la actividad económica, respectivamente) son positivos y estadísticamente significativos mientras que para el factor g'_2 (sorpresa en inflación) resulta ser negativo y estadísticamente significativo. Así los resultados son consistentes independientemente de la presencia del efecto Enero, el que no resulta ser rechazado por los datos ($\Psi = 0$ en ecuación (23)).

La Tabla 1 también muestra los resultados de testear si el modelo APT está anidado en el MLF. Esto es si la restricción del APT en la ecuación (13) es: $\alpha_0 = \gamma \lambda^k$. Los resultados indican que, independientemente de la presencia del efecto Enero en los retornos accionarios, *las restricciones de precios del APT no pueden ser rechazadas* al nivel del 5% de significancia estadística. Así se acepta la Hipótesis 1. A continuación, testeamos si el modelo CAPM está anidado en el APT. Los resultados muestran esta vez que, independientemente de la presencia del efecto Enero en los retornos accionarios, *las restricciones del CAPM son rechazadas a favor de las restricciones del APT* al nivel del 5% de significancia estadística. Así se rechaza la Hipótesis 2.

La Tabla 2 muestra una comparación de los premios por riesgo estimados $\lambda_1^k, \lambda_2^k, \lambda_3^k, \lambda_4^k$ como también reporta aquellos coeficientes de sensibilidad de los excesos de retornos para la Compañía de Teléfonos de Chile (CTC), estos son: el coeficiente de sensibilidad a los excesos de retornos del portafolio proxy de mercado (β_1), los coeficientes de sensibilidad a los factores observados ($\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$) y el coeficiente de sensibilidad asociado al efecto Enero (ϕ_1). Los resultados se presentan controlando por la presencia de efecto Enero y bajo los tres métodos no lineales de estimación: ITNL3SLS, ITNLWLS y ITNLSUR, respectivamente.

En general los resultados, muestran algunas diferencias significativas. Al comparar las estimaciones bajo el método ITNLWLS versus ITNLSUR, los premios por riesgo para los factores observados 1 y 3 (con variable Enero incluida) y luego para el factor 1 (con variable Enero excluida) muestran diferencias en tamaño y significancia estadística. Además el coeficiente que mide la sensibilidad al factor “sorpresa” en el tipo de cambio sólo resulta ser significativo al 10% en el caso del método ITNLWLS. Dado que ambos métodos asumen $\varepsilon_j = 0$ pero distintos supuestos acerca de diagonalidad en la estructura de los errores de Ω [ecuación (10)], las diferencias en los estimadores radican en este último supuesto. Resultados muy similares a los anteriores se presentan al comparar las estimaciones bajo el método ITNLWLS versus ITNL3SLS. Los premios por riesgo para los factores observados 1 y 3 (con variable Enero incluida) y luego para el factor 1 (con variable Enero excluida) resultan diferentes en tamaño y significancia

estadística. Nuevamente el coeficiente que mide la sensibilidad al factor “sorpresa” en el tipo de cambio sólo resulta ser significativo al 10% en el caso del método ITNLWLS.

Tabla 1: Premios por Riesgo y Pruebas de Hipótesis Estimaciones ITNL3SLS

| Variable Enero Incluida | Variable Enero Excluida | Variable Enero Incluida | | Variable Enero Excluida | |
|--|-------------------------|-------------------------|----|-------------------------|----|
| $\lambda_1^j (R_1)$ 0.005245 | 0.007288 | Valor Test | gl | Valor Test | gl |
| $\lambda_1^k (g_1)$ 0.057742* (0.0019) | 0.061481* (0.0002) | 172.02* | 60 | No Aplica | - |
| $\lambda_2^k (g_2)$ -0.000686* (0.0009) | -0.000375* (0.0375) | 53.58 | 56 | 49.85 | 56 |
| $\lambda_3^k (g_3)$ 0.007090* (0.0165) | 0.005436* (0.0436) | 66.63* | 3 | 29.25* | 3 |
| $\lambda_4^k (g_4)$ 0.010374* (0.0002) | 0.007616* (0.0015) | | | | |

| Hipótesis Nula vs Alternativa | Valor Test | gl | Valor Test | gl |
|--|------------|----|------------|----|
| 1. $H_0 : \Psi = 0$ vs $H_1 : \Psi \neq 0$ | 172.02* | 60 | No Aplica | - |
| 2. $H_0 : \alpha_0 = \gamma\lambda^k$ vs $H_1 : \alpha_0 \neq \gamma\lambda^k$ | 53.58 | 56 | 49.85 | 56 |
| 3. $H_0 : \lambda_j^k = \omega \text{cov}(g_j^i, R_M^i)$ vs $H_1 : \lambda_j^k \neq \omega \text{cov}(g_j^i, R_M^i)$ | 66.63* | 3 | 29.25* | 3 |

La primera columna de la Tabla 1 muestra en su parte superior las estimaciones ITNL3SLS de los premios por riesgo de (23) donde además se incluye en la parte inferior de la tabla los resultados de los tests asociados al efecto Enero y restantes pruebas de hipótesis. La segunda columna de la Tabla 1 presenta en su parte superior las estimaciones ITNL3SLS de los premios por riesgo de (12) donde se excluye en la parte inferior de la tabla el efecto Enero y se reporta el valor de los tests relacionados con las restantes pruebas de hipótesis.

* Significativos al 5%. Los precios por riesgo asociados a las sorpresas en la $\Delta\%$ precio r relativo cobre-petróleo λ_1^k , en la $\Delta\%$ del tipo de cambio nominal \$/USD λ_3^k y en la $\Delta\%$ de la actividad económica λ_4^k son positivos y estadísticamente significativos mientras que para la sorpresa en inflación λ_2^k resulta ser negativo. Los valores de los tests se presentan ajustados por el factor de Barlett = $[T-(K/2)-1]/T$ para muestras pequeñas, donde T = Número de meses en el periodo Enero 1994 a Junio 2006, K = grados de libertad (gl). Para 60, 56, y 3 grados de libertad, los valores críticos para la distribución χ^2 , esto es, la distribución de los tests 1, 2 y 3 con un $\alpha = 0.05$ son: 79.08, 74.48 y 7.82, respectivamente. Los resultados indican presencia de efecto Enero (se rechaza H_0 , hipótesis 1), anidamiento del APT en el modelo general de factores (no se rechaza H_0 , hipótesis 2) y rechazo del CAPM a favor del APT (se rechaza H_0 , hipótesis 3).

Dado que ambos métodos asumen distintos supuestos acerca de ε_j pero igual supuesto acerca de diagonalidad en la estructura de los errores de Ω [ecuación (10)], las diferencias en los estimadores radican en el primer supuesto. Por otra parte, mayor proximidad se muestra entre los resultados bajo los métodos ITNL3SLS e ITNLSUR. Dado que ambos métodos tienen distintos supuestos acerca de ε_j y de diagonalidad de Ω se hace difícil saber a qué atribuir la similitud en los coeficientes estimados bajo ambos métodos. A priori, se puede establecer que el efecto conjunto de asumir $\varepsilon_j = 0$ y no diagonalidad de Ω rindió resultados muy similares a cuando se asume $\varepsilon_j \neq 0$ y diagonalidad de Ω . Así es crucial testear la exogeneidad de R_1^i , esto es $E(\eta^i / R^i) = 0$ en este artículo, ya que las estimaciones de los premios por riesgo y la sensibilidad de los factores dependen crucialmente de este supuesto. Para lo anterior, aplicamos el test de exogeneidad sugerido por Hausman (1978) y presentado por Wu (1983) para estimaciones conjuntas multivariadas en sistemas de ecuaciones simultáneas. A diferencia de Burmeister y McElroy (1988) el test se pudo aplicar ya que la resta entre las matrices de covarianzas de los coeficientes estimados resultó ser definida positiva en todos los casos analizados. El test estadístico de Hausman relevante en este caso (test m) es aquel presentado en ecuación (33) en Wu (1983). En lo esencial este test establece que si la hipótesis nula es verdadera (cuando no existe correlación entre los regresores y el término de error en las ecuaciones del sistema, es decir, los regresores son exógenos), m se distribuye $\chi^2_{(NK)}$ donde N es el número de ecuaciones en el método de estimación y K el número de

regresores, respectivamente. La Tabla 3 muestra los resultados del test m resultante de comparar el método de estimación ITNL3SLS versus ITNLSUR con y sin efecto Enero incluido.

Tabla 2: Comparación de Estimadores No Lineales Alternativos

| Parámetro | Variable Enero Incluida | | | Variable Enero Excluida | | |
|--------------------|-------------------------|------------|------------|-------------------------|------------|------------|
| | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR |
| λ_1^K | 0.057742* | 0.030697 | 0.046745* | 0.061481* | 0.023661 | 0.050137* |
| λ_2^K | -0.000686* | -0.000946* | -0.000614* | -0.000375* | -0.000574* | -0.00032** |
| λ_3^K | 0.007090* | 0.004539 | 0.008757* | 0.005436* | 0.005630** | 0.006836* |
| λ_4^K | 0.010374* | 0.011058* | 0.011024* | 0.007616* | 0.008871* | 0.008444* |
| β_{i1}^{***} | 1.107876* | 0.975833* | 0.976613* | 1.120071* | 0.986970* | 0.993669* |
| γ_{i1} | -0.121046* | -0.116302* | -0.114063* | -0.123005* | -0.116818* | -0.116128* |
| γ_{i2} | 2.067145 | 2.495695 | 1.616381 | 1.874526 | 2.121216 | 1.448621 |
| γ_{i3} | -0.405369 | -0.49246** | -0.495760 | -0.359252 | -0.45774** | -0.437575 |
| γ_{i4} | -0.126440 | -0.194729 | -0.131891 | -0.137560 | -0.212688 | -0.148920 |
| ϕ_{i1} | 0.0464 | 0.0444 | 0.0466 | No Aplica | No Aplica | No Aplica |

La Tabla 2 muestra los premios por riesgo estimados $\lambda_1^K, \lambda_2^K, \lambda_3^K, \lambda_4^K$ como también reporta aquellos coeficientes de sensibilidad de los excesos de retornos para la Compañía de Teléfonos de Chile (CTC), estos son: el coeficiente de sensibilidad a los excesos de retornos del portafolio proxy de mercado (β_i), los coeficientes de sensibilidad a los factores observados ($\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$) y el coeficiente de sensibilidad asociado al efecto Enero (ϕ_i). Los resultados se presentan controlando por la presencia de efecto Enero y bajo los tres métodos no lineales de estimación: ITNL3SLS, ITNLWLS y ITNLSUR, respectivamente. * Significativo con un $\alpha = 0.05$ ** Significativo con un $\alpha = 0.10$ *** El activo i es CTC

Tabla 3: Test de Hausman de Exogeneidad de los Regresores en los Métodos de Estimación ITNL3SLS versus ITNLSUR. H_0 : No Existe Correlación Entre los Regresores y el Término de Error en los Métodos de Estimación

| Comparación Métodos | Variable Enero Incluida | Variable Enero Excluida |
|------------------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | Valor Test m | Valor Test m |
| ITNL3SLS vs ITNLSUR | 58.01 | 57.55 |
| $\chi^2_{(NK)}$ con $\alpha = 5\%$ | $\chi^2_{(360)} = 405.25$ | $\chi^2_{(300)} = 341.40$ |

Los resultados reportados en la Tabla 3 indican que el valor del test m de Hausman resulta inferior a los valores críticos de la distribución chi cuadrado independientemente si se incluye la variable Enero. Esto nos lleva a aceptar la hipótesis de exogeneidad del conjunto de regresores usados en las estimaciones, los cuales incluyen a R^i . Por tanto, es posible concluir que los estimadores obtenidos son consistentes independientemente del método de estimación aplicado. De aquí la mínima diferencia en los resultados reportados en la Tabla 2 para ambos métodos.

MÉTODOS DE ESTIMACIÓN: ITNL3SLS, ITNLWLS, E ITNLSUR. PROXIES ALTERNATIVAS PARA LAS SORPRESAS EN EL TIPO DE CAMBIO

A continuación se presentan los resultados de usar proxies alternativas para las sorpresas del tipo de cambio nominal en las estimaciones conjuntas de las sensibilidades y premios por riesgo para los diferentes métodos de estimación no lineal usados. En la Tabla 4 presentamos los resultados de usar el tipo de cambio nominal multilateral como primera proxy.

Los resultados difieren con respecto a los reportados en la Tabla 1. El Panel A de Tabla 4 muestra que en el caso del premio por riesgo asociado al tipo de cambio nominal multilateral resulta ser negativo y significativo independientemente del método de estimación usado y de sí se considera o no el efecto enero. Nuestra interpretación a este resultado es que los inversionistas chilenos precian negativamente este factor ya que el tipo de cambio multilateral captura una canasta diversificada de monedas que sirve

de “hedge” o cobertura de riesgo cambiario a aquellas empresas que mantienen operaciones diversificadas en distintas monedas.

Tabla 4: Comparación Estimadores No Lineales Alternativos. Proxy para la Construcción de g_3^K

Panel A: Tipo de cambio Multilateral

| Parámetro | Variable Enero Incluida | | | Variable Enero Excluida | | |
|---------------|-------------------------|------------|------------|-------------------------|------------|------------|
| | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR |
| λ_1^K | 0.082371* | 0.053713* | 0.083745* | 0.084567* | 0.056709* | 0.083662* |
| λ_2^K | -0.000666* | -0.001096* | -0.000664* | -0.000303 | -0.000782* | -0.000303 |
| λ_3^K | -0.00448** | -0.004459 | -0.00458** | -0.005944* | -0.006150* | -0.005848* |
| λ_4^K | 0.010897* | 0.009949* | 0.010862* | 0.008138* | 0.006825* | 0.008179* |

Panel B: Tipo de Cambio Nominal Multilateral 5 Países

| Parámetro | Variable Enero Incluida | | | Variable Enero Excluida | | |
|---------------|-------------------------|------------|------------|-------------------------|------------|------------|
| | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR |
| λ_1^K | 0.071485* | 0.042636* | 0.072956* | 0.081983* | 0.055262* | 0.083611* |
| λ_2^K | -0.000829* | -0.001170* | -0.000824* | -0.000430* | -0.000990* | -0.000430* |
| λ_3^K | -0.000782 | -0.002674 | -0.000817 | -0.00474** | -0.00712** | -0.00492** |
| λ_4^K | 0.009122* | 0.010038* | 0.009034* | 0.006384* | 0.006393* | 0.006281* |

Panel C: Tipo de cambio peso/libra esterlina (\$/£).

| Parámetro | Variable Enero Incluida | | | Variable Enero Excluida | | |
|---------------|-------------------------|------------|------------|-------------------------|------------|------------|
| | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR |
| λ_1^K | 0.076876* | 0.048487* | 0.072217* | 0.076981* | 0.046896* | 0.071357* |
| λ_2^K | -0.000775* | -0.000707* | -0.000722* | -0.000490* | -0.000448* | -0.000454* |
| λ_3^K | 0.019605* | 0.011766* | 0.022122* | 0.012676* | 0.010911* | 0.015129* |
| λ_4^K | 0.010015* | 0.010135* | 0.010561* | 0.007600* | 0.007508* | 0.008277* |

Panel D: Tipo de cambio peso/yen (\$/¥).

| Parámetro | Variable Enero Incluida | | | Variable Enero Excluida | | |
|---------------|-------------------------|------------|------------|-------------------------|------------|------------|
| | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR |
| λ_1^K | 0.102044* | 0.059575* | 0.093691* | 0.093691* | 0.054908* | 0.085546* |
| λ_2^K | -0.000884* | -0.000681* | -0.000849* | -0.000849* | -0.000523* | -0.000558* |
| λ_3^K | 0.044751* | 0.027011* | 0.044759* | 0.044759* | 0.020040* | 0.028087* |
| λ_4^K | 0.012102* | 0.011099* | 0.012662* | 0.012662* | 0.008274* | 0.009537* |

El Panel B de Tabla 4 muestra los resultados de usar el tipo de cambio nominal multilateral 5 países como segunda proxy. Los resultados son similares a los reportados en Panel A de Tabla 4. En este caso el premio por riesgo asociado al tipo de cambio nominal multilateral 5 países resulta negativo y significativo independientemente del método de estimación usado si el efecto enero es excluido. Al incluir el efecto enero dicho precio pasa a ser negativo pero no significativo bajo cualquier nivel de significancia estadística. En el Panel C de la Tabla 4 presentamos los resultados de usar el tipo de cambio nominal peso/libra esterlina como tercera proxy. En este caso el premio por riesgo asociado al tipo de cambio nominal peso/libra esterlina es positivo y significativo independientemente del método de estimación usado y de sí el efecto enero es excluido o incluido. Resultados similares son reportados en el Panel D de la Tabla 4 cuando usamos como proxy el tipo de cambio nominal peso/yen japonés. Así, los inversionistas chilenos precian el riesgo cambiario sistemático asociado a la libra/esterlina y al yen japonés al igual que en el caso del riesgo cambiario sistemático peso/dólar de Estados Unidos.

Tabla 4: Comparación Estimadores No Lineales Alternativos. Proxy para la construcción de g_3^k (continua)**Panel E: Tipo de Cambio Peso/Yuan Chino**

| Parámetro | Variable Enero Incluida | | | Variable Enero Excluida | | |
|---------------|-------------------------|------------|------------|-------------------------|------------|------------|
| | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR |
| λ_1^k | 0.080919* | 0.056223* | 0.065694* | 0.082708* | 0.061729* | 0.071089* |
| λ_2^k | -0.000911* | -0.001333* | -0.000728* | -0.000595* | -0.001107* | -0.000466* |
| λ_3^k | -0.003465 | -0.006595 | -0.000575 | -0.004270 | -0.007939 | -0.002054 |
| λ_4^k | 0.009763* | 0.010337* | 0.010356* | 0.007052* | 0.007490* | 0.007480* |

Panel F: Tipo de cambio peso/real brasileño.

| Parámetro | Variable Enero Incluida | | | Variable Enero Excluida | | |
|---------------|-------------------------|------------|------------|-------------------------|------------|------------|
| | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR | ITNL3SLS | ITNLWLS | ITNLSUR |
| λ_1^k | 0.072026* | 0.032681 | 0.066534* | 0.068688* | 0.028962 | 0.061827* |
| λ_2^k | -0.000833* | -0.001011* | -0.000793* | -0.000412* | -0.000714* | -0.000378* |
| λ_3^k | 0.014434 | -0.010800 | 0.011607 | -0.000021 | -0.014992 | -0.002072 |
| λ_4^k | 0.008178* | 0.010918* | 0.008844* | 0.007242* | 0.008409* | 0.007929* |

* Significativo con un $\alpha = 0.05$ ** Significativo con un $\alpha = 0.10$

PANEL A: El premio por riesgo asociado al tipo de cambio nominal multilateral λ_3^k resulta ser negativo y significativo independientemente del método de estimación usado y de si se considera o no el efecto enero. Este resultado se asocia a que los inversionistas chilenos precian negativamente este factor ya que el tipo de cambio multilateral captura una canasta diversificada de monedas que puede servir de "hedge" o cobertura de riesgo cambiario a aquellas empresas que mantienen operaciones diversificadas en distintas monedas.

Panel B: El premio por riesgo asociado al tipo de cambio nominal multilateral 5 países λ_3^k resulta ser negativo y significativo independientemente del método de estimación usado sólo si se considera el efecto enero. Este resultado se asocia a que los inversionistas chilenos precian negativamente este factor ya que el tipo de cambio nominal multilateral 5 países captura una canasta diversificada de 5 monedas que puede servir de "hedge" o cobertura de riesgo cambiario a aquellas empresas que mantienen operaciones diversificadas en estas 5 monedas.

Panel C: El premio por riesgo asociado al tipo de cambio peso/libra esterlina ($\$/\pounds$) λ_3^k resulta ser positivo y significativo independientemente del método de estimación usado y de si se considera o no el efecto enero. Al igual que el tipo de cambio ($\$/USD$) un precio por riesgo positivo indica que los inversionistas están dispuestos a pagar un precio por evitar el riesgo sistemático asociado a este tipo de cambio.

Panel D: El premio por riesgo asociado al tipo de cambio peso/yen ($\$/\text{¥}$) λ_3^k resulta ser positivo y significativo independientemente del método de estimación usado y de si se considera o no el efecto enero. Al igual que el tipo de cambio ($\$/USD$) un precio por riesgo positivo indica que los inversionistas están dispuestos a pagar un precio por evitar el riesgo sistemático asociado a este tipo de cambio.

Panel E: El premio por riesgo asociado al tipo de cambio peso/yuan chino λ_3^k resulta ser no significativo estadísticamente independientemente del método de estimación usado y de si se considera o no el efecto enero. A diferencia del tipo de cambio ($\$/USD$) un precio por riesgo no significativo indica que los inversionistas chilenos no están dispuestos a pagar un precio por evitar el riesgo sistemático asociado a este tipo de cambio.

Panel F: El premio por riesgo asociado al tipo de cambio peso/real brasileño λ_3^k resulta ser no significativo estadísticamente independientemente del método de estimación usado y de si se considera o no el efecto enero. A diferencia del tipo de cambio ($\$/USD$) un precio por riesgo no significativo indica que los inversionistas chilenos no están dispuestos a pagar un precio por evitar el riesgo sistemático asociado a este tipo de cambio.

Finalmente en Paneles E y F de la Tabla 4 presentamos los resultados de usar el tipo de cambio nominal peso/yuan chino y peso/real brasileño como quinta y sexta proxy, respectivamente. Los resultados indican que el premio por riesgo asociado al tipo de cambio nominal de estas dos monedas es mayoritariamente negativo pero no significativo independientemente del método de estimación usado y de si el efecto enero es excluido o incluido. Así, nuestra interpretación es que los inversionistas chilenos no precian el riesgo cambiario sistemático asociado a éstas monedas analizadas independientemente.

Normalidad, Homocedasticidad y Comportamiento Aleatorio de los Residuos

En esta sección analizamos los residuos del método ITNL3SLS con efecto enero incluido. Presentamos el análisis de los residuos bajo este método ya que no se produjeron diferencias significativas con el método ITNLSUR de acuerdo al test de Hausman reportado en Tabla 3 y debido además que el efecto enero resulta ser significativo estadísticamente.

Dado que las series originales de los excesos de retornos accionarios se construyen sobre la base de variaciones porcentuales de los precios corregidos por variaciones de capital, estas series tienen probabilidad de ser anormales ya que para un inversionista el retorno negativo más alto posible es -100% . Sin embargo, el supuesto de distribución normal implica que existe una probabilidad positiva de que los excesos de retornos accionarios sean menos de -100% lo que conlleva a precios negativos de las acciones, lo cual empíricamente no se puede observar. A pesar que la teoría del APT no hace supuestos explícitos acerca de la distribución empírica de los retornos de los activos financieros, el CAPM sí lo hace al asumir normalidad conjunta para éstos. A objeto de lograr normalidad asumimos que los precios de las acciones siguen una distribución normal logarítmica. Esto significa que el logaritmo natural de los precios relativos (el precio final dividido por el precio inicial de las acciones) en cualquier periodo mensual sigue una distribución normal, con media y varianza proporcional a la longitud del periodo. Lo anterior también se aplicó al conjunto de factores observados o “sorpresas” e implícitamente al factor no observado como también a las variables instrumentales ya señaladas en este trabajo. Hecha esta aclaración metodológica, decidimos primero analizar la normalidad de los excesos de retornos accionarios y luego la de los residuos ya que una de las hipótesis consiste en testear si el CAPM está anidado en el APT.

En el Apéndice 4 se presentan los resultados de aplicar el test no paramétrico de Kolmogorov-Smirnov para testear la normalidad en los excesos de retornos accionarios y luego en las series de los residuos para el método de estimación ITNL3SLS con efecto enero incluido. En el proceso de lograr normalidad detectamos algunos valores atípicos (en inglés *outliers*) que resultaron ser 68 sobre un total de 9,000 datos en total (60 acciones x 150 excesos de retornos mensuales) los que representan un 0.75% del total. Estos valores corresponden a aquellos que se encontraron por sobre la media \pm dos desviaciones estándar y fueron eliminados partiendo con aquellos más atípicos en valor absoluto, hasta lograr la normalidad de acuerdo al test de Kolmogorov-Smirnov. Los resultados una vez eliminados los valores atípicos anteriores indican que tanto las series de excesos de retornos (calculadas sobre la base del logaritmo natural de los precios relativos de las acciones) como de los residuos resultan ser normales al 5% de confianza estadística.

Para testear homocedasticidad en las series de residuos generadas por el método de estimación ITNL3SLS con efecto enero incluido aplicamos el test de White. En el Apéndice 5 se presenta el valor del test con su correspondiente valor p. Los resultados señalan que cada serie de residuos presenta igual varianza. Para testear el comportamiento aleatorio en las series de residuos generadas por el método de estimación ITNL3SLS con efecto enero incluido aplicamos el test de Lyung-Box Qstat considerando 36 rezagos en cada serie. En el Apéndice 6 se presenta el valor del test para cada serie con su correspondiente valor p. Los resultados indican que cada serie de residuos se comporta como ruido blanco. Superadas las pruebas de normalidad, homocedasticidad y comportamiento aleatorio en los residuos de cada serie, los resultados de aplicar las mismas pruebas reportados en Tabla 1 se presentan ahora en Tabla 5.

Los resultados son similares a aquellos reportados en Tabla 1, al menos cualitativamente, con la excepción del premio por riesgo para el factor “sorpresa” asociado al precio relativo del petróleo versus precio del cobre, el cual resulta ser ahora negativo y estadísticamente significativo. Este resultado lo atribuimos al proceso de lograr normalidad en las series, el cual pasa por la suavización logarítmica de los excesos de retornos accionarios y a la eliminación de algunos valores atípicos de dichas series. Precisamente la presencia de estos valores atípicos es la que captura “shocks” económicos significativos en los mercados del petróleo y del cobre, respectivamente, y que afectan a los retornos accionarios de aquellas empresas en la muestra que se asocian con el comportamiento en los precios de estas commodities. Así los inversionistas chilenos reaccionan significativamente en presencia de estos “shocks” preciado positivamente y significativamente este factor macro sólo cuando dichos “shocks” se presentan efectivamente en los mercados del petróleo o del cobre, respectivamente.

Tabla 5: Premios por Riesgo y Pruebas de Hipótesis. Estimaciones ITNL3SLS

| Variable Enero Incluida | |
|-------------------------|-----------------------|
| $\lambda_1^j(R_1)$ | 0.017439 |
| $\lambda_1^k(g_1)$ | -0.099456 (0.0450) |
| $\lambda_2^k(g_2)$ | -0.003213 (0.0001) |
| $\lambda_3^k(g_3)$ | 0.026531 (0.0042) |
| $\lambda_4^k(g_4)$ | 0.043279 (0.0001) |

| Hipótesis Nula vs Alternativa | Variable Enero Incluida | |
|--|-------------------------|----|
| | Valor Test* | gl |
| A. $H_0 : \Psi = 0$ vs $H_1 : \Psi \neq 0$ | 149.36 | 60 |
| B. $H_0 : \alpha_0 = \gamma\lambda^k$ vs $H_1 : \alpha_0 \neq \gamma\lambda^k$ | 66.62 | 56 |
| C. $H_0 : \lambda_j^k = \omega \text{cov}(g_j^i, R_M^i)$ vs $H_1 : \lambda_j^k \neq \omega \text{cov}(g_j^i, R_M^i)$ | 1915.25 | 3 |

La primera columna de la Tabla 5 muestra en su parte superior las estimaciones ITNL3SLS de los premios por riesgo de (23) donde además se incluye en la parte inferior de la tabla los resultados de los tests asociados al efecto Enero y restantes pruebas de hipótesis.

* Significativos al 5%. El precio por riesgo asociado a las sorpresas en la $\Delta\%$ precio relativo cobre-petróleo λ_1^k resulta negativo, en la $\Delta\%$ del tipo de cambio nominal $\$/USD$ λ_3^k y en la $\Delta\%$ de la actividad económica λ_4^k son positivos y estadísticamente significativos mientras que para la sorpresa en inflación λ_2^k resulta ser negativo. Los valores de los tests se presentan ajustados por el factor de Barlett = $[T-(K/2)-1]/T$ para muestras pequeñas, donde T = Número de meses en el periodo Enero 1994 a Junio 2006, K = grados de libertad (gl). Para 60, 56, y 3 grados de libertad, los valores críticos para la distribución χ^2 , esto es, la distribución de los tests 1, 2 y 3 con un $\alpha = 0.05$ son: 79.08, 74.48 y 7.82, respectivamente. Los resultados indican presencia de efecto Enero (se rechaza H_0 , hipótesis 1), anidamiento del APT en el modelo general de factores (no se rechaza H_0 , hipótesis 2) y rechazo del CAPM a favor del APT (se rechaza H_0 , hipótesis 3).

CONCLUSIONES

En este trabajo siguiendo a Burmeister y McElroy (1988) estimamos conjuntamente la sensibilidad y premios por riesgo que importantes factores macroeconómicos de la economía chilena tienen en el proceso generador de los retornos del mercado accionario local, los que se asumen generados bajo el contexto del APT. Como nueva contribución a la literatura se evaluaron las sorpresas en el tipo de cambio como un factor macroeconómico adicional a aquellos analizados previamente por Fuentes y Gregoire y Zurita (2006). Complementariamente perfeccionamos los trabajos previos al incorporar factores ortogonales y estimaciones conjuntas que consideran el análisis de la normalidad, homocedasticidad y comportamiento aleatorio de los excesos de retornos accionarios y residuos. Además, probamos la exogeneidad de los excesos de retornos del portafolio que captura al factor no observado dado que las estimaciones conjuntas dependen significativamente de este supuesto.

Usando excesos de retornos accionarios mensuales de las 60 compañías con mayor presencia bursátil en el periodo enero 1994 hasta junio 2006, cuatro factores observados y un factor no observado, no pudimos rechazar la presencia de efecto Enero en los excesos de retornos. Los resultados obtenidos son mayoritariamente invariables frente a la incorporación del efecto enero independientemente del método de estimación utilizado. El análisis acerca de la exogeneidad del conjunto de regresores usados en las estimaciones, los cuales incluyen a R_1^i , nos llevó a confirmar su exogeneidad. De esta forma, los estimadores obtenidos resultaron ser consistentes independientemente del método de estimación aplicado. De aquí la mínima diferencia en los resultados reportados de acuerdo a los métodos ITNL3SLS e ITNLSUR. Así, resumidamente nuestros resultados bajo el método ITNL3SLS muestran que: (a) la restricción del APT en el modelo lineal de factores no es rechazada por los datos, (b) las sorpresas en el precio relativo del cobre y del petróleo, en el tipo de cambio nominal [peso/dólar de Estados Unidos,

peso/libra esterlina y peso/yen japonés], y en la tasa de crecimiento del Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC) presentan premios por riesgo positivos y estadísticamente significativos mientras que la sorpresa en inflación presenta premio por riesgo negativo y estadísticamente significativo. Resultados mixtos se obtienen para otras proxies de tipo de cambio, y (c) el modelo CAPM es rechazado por los datos a favor del APT. Resultados complementarios muestran que una vez eliminados los retornos atípicos que generan problemas en la normalidad, homocedasticidad y comportamiento aleatorio de los residuos, éstos cualitativamente se mantienen, con la excepción del precio por riesgo asociado a las sorpresas del factor precio relativo del cobre y del petróleo el que resulta ser en este caso negativo y estadísticamente significativo. El anterior resultado es atribuible a que dichas sorpresas provocan retornos accionarios atípicos en algunas empresas de la muestra liderando a un precio por riesgo sólo positivo bajo la muestra completa de retornos accionarios. Lo anterior abre una nueva y potencial línea de investigación futura que se asocia a las causas primarias y a los respectivos efectos que dichos valores extremos pueden tener en el comportamiento de la sensibilidad y precios por riesgo de los factores macroeconómicos afectando con esto a su vez al proceso generador de los retornos accionarios.

Una de las limitaciones de este estudio es que la metodología aplicada asume que las estimaciones conjuntas de la sensibilidad y premios por riesgo de los factores macroeconómicos de la economía chilena son invariantes en el tiempo. Sería interesante considerar en futuras investigaciones la posibilidad de que varíen en el tiempo para analizar como los resultados pueden verse afectados. Por último, a través de este trabajo hemos confirmado la importancia que tiene el riesgo cambiario sistemático en el proceso generador de los retornos accionarios del mercado bursátil. Este riesgo resulta serpreciado positivamente por los inversionistas locales lo que permite realizar algunas sugerencias importantes en términos de política financiera al interior de las empresas chilenas. Estas sugerencias se asocian a la búsqueda permanente de mecanismos efectivos y económicos de cobertura de riesgo cambiario basados ya sea en una mayor diversificación de monedas, o bien en contratos especializados en el mercado a plazo, de futuros o de opciones sobre monedas extranjeras que permitan minimizar los riesgos a dicha exposición cambiaria.

APÉNDICES

Apéndice 1: Sociedades Anónimas Chilenas en la Muestra, Tipo de acción, Clasificación Industrial y Presencia Bursátil Promedio en el Periodo Enero 1994 a Junio de 2006

| No. | Sociedad Anónima | Tipo Acción | Sector Industrial | Presencia Bursátil |
|-----|------------------|-------------|-----------------------|--------------------|
| 1 | Copec | Ord | Oil & Gas | 100.00% |
| 2 | Ctc | A | Telecommunication | 99.90% |
| 3 | Endesa | Ord | Electric Power | 99.90% |
| 4 | Enersis | Ord | Electric Power | 99.80% |
| 5 | Entel | Ord | Telecommunication | 99.70% |
| 6 | Cmpc | Ord | Pulp & Paper | 99.60% |
| 7 | Colbun | Ord | Electric Power | 99.50% |
| 8 | Iansa | Ord | Food & Beverage | 99.40% |
| 9 | Sqm | B | Mining | 99.20% |
| 10 | San Pedro | Ord | Food & Beverage | 97.90% |
| 11 | Sm Chile | B | Other | 97.80% |
| 12 | Cap | Ord | Basic & Fab Metal | 97.20% |
| 13 | Cuprum | Ord | Funds | 95.60% |
| 14 | CCU | Ord | Food & Beverage | 93.90% |
| 15 | Oroblanco | Ord | Funds | 93.00% |
| 16 | Madeco | Ord | Basic & Fab Metal | 92.90% |
| 17 | Edelnor | Ord | Electric Power | 91.80% |
| 18 | Cge | Ord | Electric Power | 91.00% |
| 19 | Almendral | Ord | Finance and Insurance | 90.90% |
| 20 | Inforsa | Ord | Pulp & Paper | 90.90% |

| No. | Sociedad Anónima | Tipo Acción | Sector Industrial | Presencia Bursátil |
|-----|------------------|-------------|-----------------------|--------------------|
| 21 | Gasco | Ord | Oil & Gas | 89.60% |
| 22 | Provida | Ord | Funds | 89.50% |
| 23 | Gener | Ord | Electric Power | 88.50% |
| 24 | Credito | Ord | Finance and Insurance | 88.10% |
| 25 | Calichera | A | Funds | 86.90% |
| 26 | Cementos | Ord | Nonmetallic Min | 86.50% |
| 27 | Conchatoro | Ord | Food & Beverage | 86.30% |
| 28 | Campos | Ord | Finance and Insurance | 85.30% |
| 29 | Soquicom | Ord | Trade | 83.20% |
| 30 | Zofri | Ord | Trade | 82.00% |
| 31 | Esva | A | Other | 82.00% |
| 32 | Aguas | A | Other | 80.40% |
| 33 | Nortegran | Ord | Funds | 78.40% |
| 34 | Lan Chile | Ord | Transportat Serv | 77.70% |
| 35 | Cct | Ord | Other | 76.00% |
| 36 | Cristales | Ord | Nonmetallic Min | 75.20% |
| 37 | Banmedica | Ord | Other | 71.20% |
| 38 | Parauco | Ord | Other | 70.80% |
| 39 | Sqm | A | Mining | 70.50% |
| 40 | Ctc | B | Telecommunication | 70.20% |
| 41 | Ventanas | Ord | Transportat Serv | 69.50% |
| 42 | Pucobre | A | Mining | 67.00% |
| 43 | Vapores | Ord | Transportat Serv | 66.20% |
| 44 | Cti | Ord | Electric Electron | 65.70% |
| 45 | Cintac | Ord | Basic & Fab Metal | 60.90% |
| 46 | Lafarge cl | Ord | Nonmetallic Min | 59.70% |
| 47 | Habitat | Ord | Funds | 59.60% |
| 48 | Pehuenche | Ord | Electric Power | 59.40% |
| 49 | Itata | Ord | Agri & Fisheries | 59.20% |
| 50 | Minera | Ord | Funds | 54.40% |
| 51 | Eperva | Ord | Agri & Fisheries | 54.40% |
| 52 | Watts | A | Food & Beverage | 53.00% |
| 53 | Pasur | Ord | Funds | 52.10% |
| 54 | Marinsa | Ord | Funds | 51.80% |
| 55 | Indiver | Ord | Funds | 49.70% |
| 56 | Elecda | Ord | Electric Power | 49.00% |
| 57 | Tricahue | Ord | Funds | 47.70% |
| 58 | Sm Chile | A | Other | 47.40% |
| 59 | Cholguan | Ord | Agri & Fisheries | 47.20% |
| 60 | Coloso | Ord | Agri & Fisheries | 47.20% |
| | | | Máxima | 100.00% |
| | | | Mínima | 47.20% |
| | | | Promedio | 77.80% |
| | | | Desviación Estándar | 17.80% |

Apéndice 2: Siguiendo a Hamilton (1985) es posible modelar la dinámica de las expectativas de la tasa de interés real y de la inflación a partir de las ecuaciones (1) y (2), las cuales representan las condiciones estado-espacio iniciales del sistema. Este modelo estructural tiene su fundamento teórico en la ecuación de Fisher (1930) donde la tasa de interés nominal en un determinado momento en el tiempo es función de las expectativas de la tasa de interés real y de la inflación en una economía.

$$r_t = k_1 + \Phi(L)r_t + \psi_0\pi_t^e + \psi(L)\pi_t^e + \xi(L)\pi_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\pi_t^e = k_2 + \alpha(L)r_t + \beta(L)\pi_t^e + \gamma(L)\pi_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

donde:

π_t es la inflación observada en el periodo t

π_t^e es la expectativa de inflación en el periodo t basada en información disponible en t

e_t es el error de pronóstico del mercado $\equiv \pi_t - \pi_t^e$

i_t es la tasa de interés nominal en el periodo t

r_t es la tasa de interés real ex ante en el periodo t

$y(L) = y_1L^1 + y_2L^2 + \dots + y_pL^p$ con $L^j x_t = x_{t-j}$

Hamilton (1985) asume que la estructura de los errores en (1) y (2) es ortogonal postulando así que la dinámica conjunta de la tasa de interés real y de las expectativas de inflación es estable y relativamente simple.

Dado lo anterior y sustituyendo las definiciones de $r_t \equiv i_t - \pi_t^e$ y $\pi_t^e \equiv \pi_t - e_t$ en ecuaciones (1) y (2) se obtiene:

$$i_t - \pi_t = k_1 + \Phi(L)(i_t - \pi_t) + \psi_0 \pi_t + (\psi + \xi)(L)\pi_t + \mu_{1t} \quad (3)$$

$$\pi_t = k_2 + \alpha(L)(i_t - \pi_t) + (\beta + \gamma)(L)\pi_t + \mu_{2t} \quad (4)$$

donde

$$\mu_{1t} = -(1 + \psi_0)e_t + (\Phi - \psi)(L)e_t + \varepsilon_{1t}$$

$$\mu_{2t} = e_t + (\alpha - \beta)(L)e_t + \varepsilon_{2t}$$

Una representación estado-espacio que describe la evolución de un vector observado y_t en términos del vector de insumos observado z_t y un vector estado no observado x_t es:

$$x_{t+1} = Fx_t + Gz_t + w_{t+1}$$

$$y_t = Hx_t + Dz_{t-1} + v_t$$

donde para $j = 1, 2, \dots$,

$$E(w_t x_{t-j}') = 0, E(w_t z_{t-j}') = 0, E(w_t y_{t-j}') = 0, E(w_t w_t') = Q$$

$$E(v_t x_{t+1-j}') = 0, E(v_t z_{t-j}') = 0, E(v_t y_{t-j}') = 0, E(v_t v_t') = R$$

Al sustituir $r_t = i_t - \pi_t^e$ en las ecuaciones (1) y (2) el modelo estado-espacio a estimar puede ser escrito como:

$$x_t = (\pi_t^e, \pi_{t-1}^e, \dots, \pi_{t-p}^e)'$$

$$z_t = (i_t, i_{t-1}, \dots, i_{t-p+1}, \pi_t, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-p+1}, 1)'$$

$$y_t = (i_t, \pi_t)'$$

$$w_{t+1} = (\varepsilon_{2,t+1}, 0, \dots, 0)'$$

$$v_t = (\varepsilon_{1t}, e_t)'$$

$$F = \begin{bmatrix} (\beta_1 - \alpha_1) & (\beta_2 - \alpha_2) & \dots & (\beta_p - \alpha_p) & 0 \\ 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

$$G = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \dots & \alpha_p & \gamma_1 & \gamma_2 & \dots & \gamma_p & k_2 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$D = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \dots & \phi_p & \xi_1 & \xi_2 & \dots & \xi_p & k_1 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$H = \begin{bmatrix} (1 + \psi_0) & (\psi_1 - \phi_1) & (\psi_2 - \phi_2) & \dots & (\psi_p - \phi_p) \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

$$Q = \begin{bmatrix} \sigma_2^2 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

$$R = \begin{bmatrix} \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & \sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

Si se conoce el vector de parámetros $q \equiv (\alpha, \beta, \gamma, \phi, \psi, \xi, k, \psi_0, \sigma_1, \sigma_2, \sigma_e)'$ las matrices F, G, H, D, Q, R serían conocidas y el filtro de Kalman (ver por ejemplo, Hamilton (1985)) puede ser usado para obtener estimaciones óptimas del vector no observado x_t (vector de inflación esperada contemporánea y rezagada) condicional a las observaciones de y_t (vector observado de tasa de interés nominal e inflación observada). Así, dada la representación estado-espacio el trabajo econométrico consiste en estimar el vector estado y los parámetros que determinan las distintas matrices del modelo a través del filtro de Kalman. Los detalles del proceso de estimación de la representación espacio-estado usando Eviews 5.0 puede ser inferida a partir de las instrucciones de modelación señaladas en el Manual del Usuario de dicho software. Con información mensual ($p=12$) para el caso de la economía chilena en el periodo Enero 1986 a Junio 2006. Los resultados del filtro de Kalman usando Eviews 5.0 son:

```
@SIGNAL I=0.000250261082+(1-1.082631932)*SV1+(0.3866649035-0.6489726605)*SV2+(0.1508973188+0.06135997209)*
SV3+(-0.2116696441-0.04601762803)*SV4+(0.06030665195+0.09791484047)*SV5+(0.2536477225-0.2471935819)*
SV6+(-0.09886098757+0.146327571)*SV7+(0.1518313102-0.1742324354)*SV8+(-0.05940559998+0.0716692346)*
SV9+(-0.05603125725+0.05002468497)*SV10+(0.08510486124-0.08097619536)*
SV11+(-0.009777475271+0.00798003843)*SV12+(0.04170787462-0.04098464288)*SV13+0.6489726605*I(-1)-0.06135997209*
I(-2)+0.04601762803*I(-3)-0.09791484047*I(-4)+0.2471935819*I(-5)-0.146327571*I(-6)+0.1742324354*I(-7)-0.0716692346*
I(-8)-0.05002468497*I(-9)+0.08097619536*I(-10)-0.00798003843*I(-11)+0.04098464288*I(-12)+0.1965724223*
U(-1)+0.3745309446*U(-2)-0.1638696477*U(-3)-0.04602849994*U(-4)-0.004933417082*U(-5)-0.02131662508*
U(-6)-0.107134223*U(-7)+0.04487253532*U(-8)-0.03747543918*U(-9)+0.06359354273*U(-10)+0.08496320343*
```

```

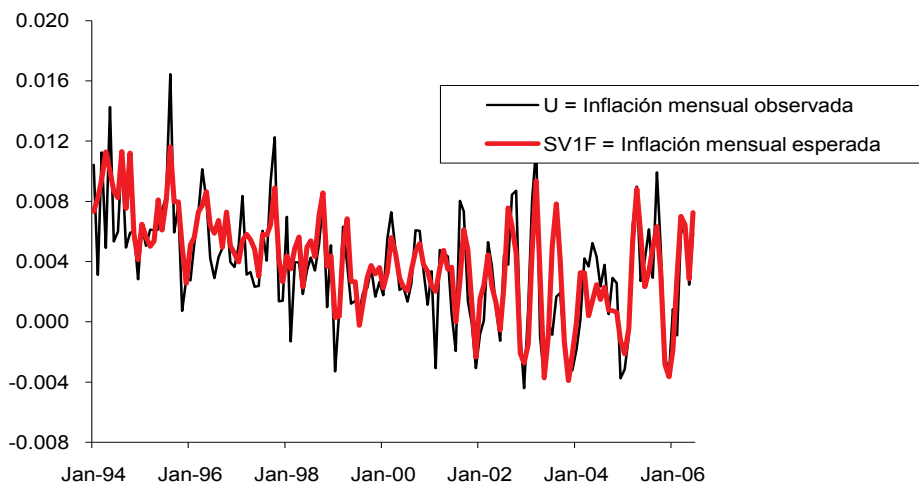
U(-1)+0.04892913342*U(-12)+[VAR=EXP(-12.79019721)]
@SIGNAL U= SV1+ [VAR=EXP(-12.22375445)]
@STATE SV1 = 0.000612320036+(-0.1370791814+0.05780593224)*SV1(-1)+(-1.00213326+0.5117560743)*
SV2(-1)+(-0.4845956699-0.4035053445)*SV3(-1)+(0.1589957861+0.2359926482)*SV4(-1)+(0.8401916125-0.0747216906)*
SV5(-1)+(0.2115774912-0.2014987888)*SV6(-1)+(0.07434368972-0.003784951855)*
SV7(-1)+(-0.03764117517-0.003891436094)*SV8(-1)+(0.04517976456-0.03061657507)*
SV9(-1)+(0.02096902626-0.003367375148)*SV10(-1)+(-0.01778199841+0.004815072646)*
SV11(-1)+(0.01483907535-0.008530626268)*SV12(-1)-0.05780593224*X1-0.5117560743*X2+0.4035053445*
X3-0.2359926482*X4+0.0747216906*X5+0.2014987888*X6+0.003784951855*X7+0.003891436094*X8+0.03061657507*
X9+0.003367375148*X10-0.004815072646*X11+0.008530626268*X12+0.679609455*Z1+0.6162910961*Z2-0.370239751*
Z3-0.1282149637*Z4-0.2369303942*Z5+0.03862791261*Z6+0.008179698378*Z7-0.04137282483*
Z8-0.0451102553*Z9+0.2063737692*Z10+0.2280559759*Z11+0.1567248893*Z12+[VAR=EXP(-25.65669441)]
@STATE SV2=SV1(-1)
@STATE SV3=SV2(-1)
@STATE SV4=SV3(-1)
@STATE SV5=SV4(-1)
@STATE SV6=SV5(-1)
@STATE SV7=SV6(-1)
@STATE SV8=SV7(-1)
@STATE SV9=SV8(-1)
@STATE SV10=SV9(-1)
@STATE SV11=SV10(-1)
@STATE SV12=SV11(-1)
@STATE SV13=SV12(-1)
    
```

donde:

- I =Tasa de interés nominal mensual observada. Se usó como proxy la tasa de interés promedio mensual de captación publicada por el Banco Central de Chile.
- U = Tasa de inflación mensual observada. Corresponde a la variación porcentual mensual del Índice de Precios al Consumidor (IPC) publicado por el Instituto Nacional de Estadísticas.
- SV1 = Tasa de inflación mensual esperada (no observable pero que se puede estimar a través del filtro de Kalman).
- Xj = I(-j) = Tasa de interés nominal rezagada para todo j = 1,...,12.
- Zj = U(-j) = Tasa de inflación rezagada para todo j = 1,...,12.

Nuestro interés se centró en la estimación de SV1 (en el modelo anterior) que corresponde a la tasa de inflación esperada estimada por medio del filtro de Kalman. En la Figura 1 se muestran los resultados de dicha estimación contra la inflación mensual observada.

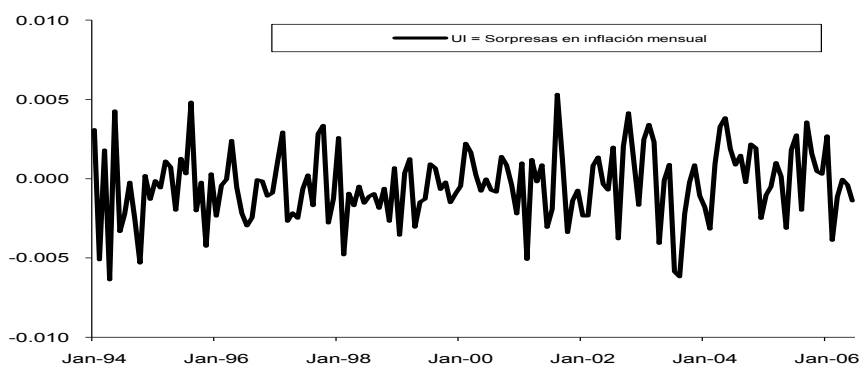
Figura 1: U Inflación Mensual Observada, SV1F inflación Mensual Esperada



La Figura 1 muestra la serie U = Inflación mensual observada y la serie SV1F que corresponde a la inflación esperada estimada por medio del filtro de Kalman.

El filtro de Kalman generó la siguiente serie mensual de “sorpresas en inflación” para el periodo Enero 1994 a Diciembre de 2006, esto es, la diferencia entre la inflación mensual observada y la inflación mensual esperada proveniente de la estimación anterior (ver Figura 2 siguiente)

Figura 2: UI Sorpresas en Inflación Mensual



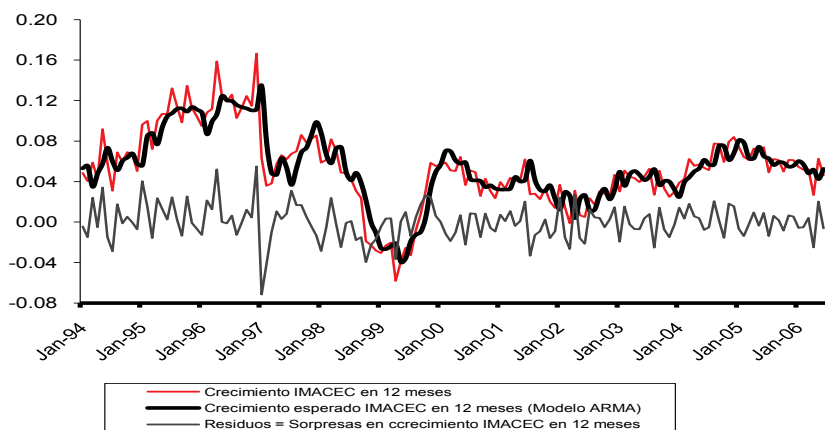
La Figura 2 muestra la serie UI, la cual corresponde a la diferencia entre las series de Inflación mensual observada y la serie de inflación esperada por medio del filtro del Kalman. Así, UI captura la serie de sorpresas en inflación.

Apéndice 3: Estimación de un modelo ARMA para el crecimiento esperado de la actividad económica en Chile. Variable dependiente: Crecimiento del IMACEC en 12 meses. Periodo Enero 1993 a Diciembre de 2006. Periodo Ajustado Enero 1994 a Diciembre de 2006

| | | |
|---------------------------------|-----------|----------|
| Constante | 0.005410 | (0.0735) |
| Crecimiento $t-1$ | 0.623002 | (0.0000) |
| Crecimiento $t-2$ | 0.254881 | (0.0354) |
| Crecimiento $t-5$ | 0.239935 | (0.0052) |
| Crecimiento $t-7$ | -0.185306 | (0.0410) |
| Crecimiento $t-10$ | -0.184943 | (0.0134) |
| Crecimiento $t-12$ | 0.149974 | (0.0080) |
| R ² | | 0.80 |
| Qst (36 rezagos) | 45.14 | (0.141) |
| Test Aumentado de Dickey-Fuller | -12.07 | (0.000) |

Valores p en paréntesis

Figura 3: Ajuste de un Modelo ARMA



La Figura 3 muestra gráficamente el ajuste de un modelo ARMA para el crecimiento esperado de la actividad económica en Chile. En la modelación se usó como variable dependiente el crecimiento del IMACEC en 12 meses y como independientes sus rezagos 1, 2, 5, 7, 10 y 12. Periodo Enero 1993 a Diciembre de 2006. Periodo Ajustado Enero 1994 a Diciembre de 2006. Los residuos graficados en la parte de debajo de la Figura 3 muestran las sorpresas en el crecimiento del IMACEC en 12 meses.

Apéndice 4: Test no Paramétrico

Tabla 6: Test no Paramétrico de Kolmogorov-Smirnov para Testear la Normalidad en los Excesos de Retornos Accionarios

| | Valor SA | | Valor SA | | Valor SA | | Valor SA | | Valor SA | | Valor SA | | | | | | |
|----|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|------|-------|----|------|-------|
| | ER Test | 2 colas | ER Test | 2 colas | ER Test | 2 colas | ER Test | 2 colas | ER Test | 2 colas | ER Test | 2 colas | | | | | |
| 1 | 0.58 | 0.887 | 11 | 0.59 | 0.882 | 21 | 0.82 | 0.515 | 31 | 1.03 | 0.238 | 41 | 0.86 | 0.449 | 51 | 0.67 | 0.753 |
| 2 | 0.64 | 0.808 | 12 | 0.91 | 0.376 | 22 | 0.88 | 0.423 | 32 | 0.69 | 0.734 | 42 | 0.65 | 0.785 | 52 | 1.03 | 0.241 |
| 3 | 0.63 | 0.821 | 13 | 1.04 | 0.227 | 23 | 1.23 | 0.096 | 33 | 1.20 | 0.113 | 43 | 0.85 | 0.463 | 53 | 1.10 | 0.182 |
| 4 | 1.08 | 0.195 | 14 | 0.49 | 0.973 | 24 | 0.52 | 0.951 | 34 | 1.19 | 0.118 | 44 | 0.52 | 0.950 | 54 | 0.94 | 0.344 |
| 5 | 0.62 | 0.837 | 15 | 0.94 | 0.344 | 25 | 0.85 | 0.459 | 35 | 0.66 | 0.781 | 45 | 1.17 | 0.126 | 55 | 1.33 | 0.060 |
| 6 | 0.56 | 0.915 | 16 | 0.90 | 0.399 | 26 | 1.01 | 0.254 | 36 | 0.84 | 0.474 | 46 | 0.79 | 0.559 | 56 | 1.05 | 0.217 |
| 7 | 0.91 | 0.384 | 17 | 0.88 | 0.424 | 27 | 0.79 | 0.567 | 37 | 0.96 | 0.313 | 47 | 0.92 | 0.367 | 57 | 1.29 | 0.071 |
| 8 | 1.24 | 0.094 | 18 | 0.59 | 0.875 | 28 | 0.84 | 0.484 | 38 | 0.56 | 0.910 | 48 | 0.91 | 0.380 | 58 | 0.99 | 0.279 |
| 9 | 0.75 | 0.625 | 19 | 1.12 | 0.161 | 29 | 0.79 | 0.565 | 39 | 0.88 | 0.426 | 49 | 0.62 | 0.841 | 59 | 0.99 | 0.280 |
| 10 | 0.74 | 0.642 | 20 | 0.63 | 0.816 | 30 | 1.19 | 0.120 | 40 | 0.47 | 0.980 | 50 | 0.89 | 0.407 | 60 | 0.90 | 0.386 |

La Tabla 6 muestra ER = Serie de excesos de retornos accionarios, valor del test de Kolmogorov-Smirnov y SA = Significancia Asintótica de 2 colas asociada al test. Para valores de SA superiores a 0.05 no se rechaza la hipótesis que cada serie de excesos de retornos accionarios es normal.

Tabla 7: Test no Paramétrico de Kolmogorov-Smirnov para Testear la Normalidad en los Residuos

| | Valor SA | | Valor SA | | Valor SA | | Valor SA | | Valor SA | | Valor SA | | | | | | |
|----|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|------|-------|----|------|-------|
| | R Test | 2 colas | R Test | 2 colas | R Test | 2 colas | R Test | 2 colas | R Test | 2 colas | R Test | 2 colas | | | | | |
| 1 | 0.74 | 0.652 | 11 | 0.99 | 0.280 | 21 | 0.95 | 0.330 | 31 | 1.30 | 0.068 | 41 | 1.14 | 0.151 | 51 | 1.33 | 0.060 |
| 2 | 0.63 | 0.827 | 12 | 1.22 | 0.103 | 22 | 1.22 | 0.100 | 32 | 1.30 | 0.069 | 42 | 0.88 | 0.422 | 52 | 1.30 | 0.069 |
| 3 | 0.77 | 0.594 | 13 | 1.24 | 0.091 | 23 | 1.07 | 0.207 | 33 | 1.36 | 0.050 | 43 | 1.32 | 0.061 | 53 | 1.35 | 0.051 |
| 4 | 1.11 | 0.173 | 14 | 0.63 | 0.820 | 24 | 0.78 | 0.581 | 34 | 1.09 | 0.188 | 44 | 0.92 | 0.368 | 54 | 1.31 | 0.064 |
| 5 | 1.16 | 0.135 | 15 | 1.34 | 0.057 | 25 | 1.24 | 0.093 | 35 | 0.66 | 0.776 | 45 | 1.23 | 0.096 | 55 | 1.35 | 0.052 |
| 6 | 0.83 | 0.495 | 16 | 0.98 | 0.292 | 26 | 1.11 | 0.172 | 36 | 1.15 | 0.145 | 46 | 1.15 | 0.144 | 56 | 1.26 | 0.085 |
| 7 | 0.77 | 0.586 | 17 | 0.94 | 0.335 | 27 | 0.75 | 0.634 | 37 | 0.99 | 0.284 | 47 | 1.33 | 0.058 | 57 | 1.34 | 0.055 |
| 8 | 1.35 | 0.053 | 18 | 1.02 | 0.249 | 28 | 1.12 | 0.166 | 38 | 0.91 | 0.375 | 48 | 1.05 | 0.221 | 58 | 1.28 | 0.077 |
| 9 | 0.63 | 0.829 | 19 | 1.02 | 0.247 | 29 | 0.75 | 0.621 | 39 | 1.12 | 0.165 | 49 | 0.82 | 0.505 | 59 | 1.14 | 0.149 |
| 10 | 0.81 | 0.523 | 20 | 0.99 | 0.284 | 30 | 1.11 | 0.170 | 40 | 0.75 | 0.632 | 50 | 1.14 | 0.145 | 60 | 1.31 | 0.066 |

La Tabla 7 muestra R = Serie de residuos, valor del test de Kolmogorov-Smirnov y SA = Significancia Asintótica de 2 colas asociada al test. Para valores de SA superiores a 0.05 no se rechaza la hipótesis que cada serie de residuos es normal.

Apéndice 5: Test de White

Tabla 8: Test de White para testear la homocedasticidad de los residuos del método ITNL3SLS para el APT incluido el efecto enero una vez normalizados los excesos de retornos

| | Valor R | Valor Test | Valor p | Valor R | Valor Test | Valor p | Valor R | Valor Test | Valor p | Valor R | Valor Test | Valor p | Valor R | Valor Test | Valor p | Valor R | Valor Test | Valor p |
|----|---------|------------|---------|---------|------------|---------|---------|------------|---------|---------|------------|---------|---------|------------|---------|---------|------------|---------|
| 1 | 14.60 | 0.20 | 11 | 7.65 | 0.74 | 21 | 14.73 | 0.20 | 31 | 14.73 | 0.20 | 41 | 4.13 | 0.97 | 51 | 1.02 | 1.00 | |
| 2 | 9.02 | 0.62 | 12 | 4.10 | 0.97 | 22 | 10.50 | 0.49 | 32 | 10.50 | 0.49 | 42 | 7.04 | 0.80 | 52 | 5.77 | 0.89 | |
| 3 | 8.06 | 0.71 | 13 | 7.91 | 0.72 | 23 | 14.04 | 0.23 | 33 | 14.04 | 0.23 | 43 | 3.11 | 0.99 | 53 | 4.94 | 0.93 | |
| 4 | 11.43 | 0.41 | 14 | 10.41 | 0.49 | 24 | 11.91 | 0.37 | 34 | 11.91 | 0.37 | 44 | 11.43 | 0.41 | 54 | 15.28 | 0.17 | |
| 5 | 10.52 | 0.48 | 15 | 6.21 | 0.86 | 25 | 5.28 | 0.92 | 35 | 5.28 | 0.92 | 45 | 9.98 | 0.53 | 55 | 13.29 | 0.28 | |
| 6 | 10.16 | 0.52 | 16 | 10.45 | 0.49 | 26 | 3.07 | 0.99 | 36 | 3.07 | 0.99 | 46 | 13.43 | 0.27 | 56 | 4.46 | 0.95 | |
| 7 | 5.59 | 0.90 | 17 | 8.01 | 0.71 | 27 | 13.23 | 0.28 | 37 | 13.23 | 0.28 | 47 | 8.04 | 0.71 | 57 | 8.49 | 0.67 | |
| 8 | 9.38 | 0.59 | 18 | 14.93 | 0.19 | 28 | 6.96 | 0.80 | 38 | 6.96 | 0.80 | 48 | 4.82 | 0.94 | 58 | 8.15 | 0.70 | |
| 9 | 4.77 | 0.94 | 19 | 16.47 | 0.12 | 29 | 4.68 | 0.95 | 39 | 4.68 | 0.95 | 49 | 4.20 | 0.96 | 59 | 6.08 | 0.87 | |
| 10 | 9.24 | 0.60 | 20 | 6.22 | 0.86 | 30 | 14.68 | 0.20 | 40 | 14.68 | 0.20 | 50 | 7.81 | 0.73 | 60 | 1.61 | 1.00 | |

La Tabla 8 muestra el Test de White. Los residuos asociados a cada sociedad listada en el Apéndice 1 se usan como variable dependiente. Se corre luego una regresión sobre una constante, D , g_1 , g_2 , g_3 , g_4 , R_1 , g_1^2 , g_2^2 , g_3^2 , g_4^2 y R_1^2 para analizar si el tamaño de las variables explicativas son incidentes en la variabilidad de los residuos. El valor del R^2 de esta regresión multiplicado por el número de observaciones define el valor del test el cual se distribuye como chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de regresores. Finalmente en la Tabla 8 se presenta R = Serie de residuos, valor del test de White ($R^2 \times N$) y el valor p asociado al test. Para valores p superiores a 0.05 no se rechaza la hipótesis que cada serie de residuos sea homocedástica.

Apéndice 6: Test de Ljung-Box Q Stat

Tabla 9: Test de Ljung-Box Q Stat para Testear la Correlación General de los Residuos Hasta 36 Rezagos

| | Valor | | | Valor | | | Valor | | | Valor | | | Valor | | |
|----|-------|------|----|-------|------|----|-------|------|----|-------|------|----|-------|------|--|
| R | Test | p | R | Test | p | R | Test | p | R | Test | p | R | Test | p | |
| 1 | 29.07 | 0.79 | 11 | 27.13 | 0.86 | 21 | 38.25 | 0.37 | 31 | 36.11 | 0.46 | 41 | 37.17 | 0.41 | |
| 2 | 46.82 | 0.11 | 12 | 43.01 | 0.20 | 22 | 24.44 | 0.93 | 32 | 27.10 | 0.86 | 42 | 29.44 | 0.77 | |
| 3 | 38.61 | 0.35 | 13 | 33.15 | 0.60 | 23 | 42.23 | 0.22 | 33 | 45.42 | 0.14 | 43 | 34.76 | 0.53 | |
| 4 | 42.78 | 0.20 | 14 | 34.46 | 0.54 | 24 | 39.20 | 0.33 | 34 | 47.90 | 0.09 | 44 | 29.82 | 0.76 | |
| 5 | 31.10 | 0.70 | 15 | 23.44 | 0.95 | 25 | 26.57 | 0.87 | 35 | 24.56 | 0.93 | 45 | 43.35 | 0.19 | |
| 6 | 33.92 | 0.57 | 16 | 28.53 | 0.81 | 26 | 32.88 | 0.62 | 36 | 24.54 | 0.93 | 46 | 26.99 | 0.86 | |
| 7 | 33.25 | 0.60 | 17 | 45.44 | 0.13 | 27 | 33.16 | 0.60 | 37 | 29.87 | 0.75 | 47 | 24.54 | 0.93 | |
| 8 | 30.35 | 0.73 | 18 | 36.18 | 0.46 | 28 | 29.86 | 0.75 | 38 | 33.93 | 0.57 | 48 | 38.36 | 0.36 | |
| 9 | 26.16 | 0.89 | 19 | 29.26 | 0.78 | 29 | 39.90 | 0.30 | 39 | 44.46 | 0.16 | 49 | 42.48 | 0.21 | |
| 10 | 15.38 | 1.00 | 20 | 44.33 | 0.16 | 30 | 35.33 | 0.50 | 40 | 23.80 | 0.94 | 50 | 50.10 | 0.06 | |
| 60 | 40.34 | 0.28 | | | | | | | | | | | | | |

La Tabla 9 muestra R = Serie de residuos, valor del test de Ljung-Box Q Stat y el valor p asociado al test. Para valores p superiores a 0.05 no se rechaza la hipótesis que cada serie de residuos no presenta esquemas de autocorrelación.

REFERENCIAS

Allayannis, R. y J. Weston (2001), "The Use of Foreign Currency Derivatives and Firm Market Value", *Review of Financial Studies* 14: 243-76.

Burmeister E y M. McElroy (1988), "Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance* 43: 721-33.

Burmeister E y K. Wall (1985), "Two Estimators for the APT Model when Factors are Measured" *Economic Letters* 19: 272-275.

Chang K. C.; N. Chen y D. Hsieh (1985), "An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect", *Journal of Financial Economics* 14: 451-71.

Chang K. C.; R. Roll y S. Ross (1986), "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business* 59: 386-403.

Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest*, MacMillan, New York

Froot, K.; D. Scharfstein y J. Stein (1994), "A Framework for Risk Management", *Harvard Business Review*.

Fuentes, R; J. Gregoire y S. Zurita (2006), "Factores Macroeconómicos en Rendimientos Accionarios Chilenos", *El Trimestre Económico* 289: 126-38.

Gibbons, M y P. Hess (1981), "Day of the Week Effects and Asset Returns" *Journal of Business* 54: 579-96.

Hamilton, J. (1985), "Uncovering Financial Market Expectations of Inflation", *Journal of Political Economy* 93: 1224-41

Hausman, J.A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica* 46: 1251-71.

Keim, D. (1983), “ Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality. Further Empirical Evidence”, *Journal of Financial Economics* 12: 13-32.

Levich, R. (1982), “Evaluating the Performance of the Forecasters”, in Richard Ensor (ed.), *The Management of Foreign Exchange Risk*, 2nd ed. *Euromoney Publication*: 121-34.

Ross, S. (1976), “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing”, *Journal of Economic Theory* 13: 341-60.

Smith, C., y R. Stulz (1985), “The Determinants of Firms’ Hedging Policies”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20: 341-406.

Stulz, R. (1981), “A Model of International Asset Pricing”, *Journal of Financial Economics* 9: 383-406.

Stulz, R. (1995), “Rethinking Risk Management”, *Ohio Sate University working paper*.

Wu De-Win (1983), “Test of Causality, Predeterminedness and Exogeneity”, *International Economic Review* 24: 547-58.

Schmidt-Hebbel, K y A. Werner (2002), “Inflation Targeting in Brazil, Chile and Mexico-Performance, Credibility, and the Exchange Rate” *Forthcoming in Economía*.

Schmidt-Hebbel, K y M. Tapia (2002). “Inflation Targeting in Chile”, *The North American Journal of Economics and Finance* 13:125-46.

BIOGRAFIA

Dr. Eduardo E. Sandoval puede ser contactado a: Facultad de Ingeniería DII/Dept. Ing. Industrial, Universidad de Concepción, Edmundo Larenas 215, Cuarto Piso Concepción, Chile. Correo electrónico : eduardosandoval@udec.cl

Profesor Ángel Benvenuto contactado a: Facultad de Ingeniería DII/Dept. Ing. Industrial, Universidad de Concepción, Edmundo Larenas 215, Cuarto Piso Concepción, Chile. Correo electrónico: angelo.benvenuto@gmail.com