

## PROYECCIÓN DEL DESEMPEÑO FINANCIERO DEL MERCADO ACCIONARIO CHILENO: ÍNDICE DE JENSEN Y MODELOS GARCH (1,1)\*

### FORECAST OF THE FINANCIAL PERFORMANCE OF THE CHILEAN STOCK MARKET: JENSEN'S INDEX AND GARCH (1,1) MODELS\*

JORGE A. MUÑOZ MENDOZA\*  
CARMEN L. VELOSO RAMOS\*

#### RESUMEN

En este artículo analizamos y proyectamos el desempeño financiero de las acciones chilenas agrupadas en cinco sectores en función de variables sistemáticas nacionales e internacionales. Para ello empleamos datos de frecuencia mensual entre enero de 1997 y agosto de 2008. Basándonos en un marco teórico introductorio analizamos la eficiencia de los mercados de capitales mediante una recopilación conceptual y empírica del concepto de perfección de los mercados financieros, análisis de las distribuciones, grados de dependencia lineal y un estudio de la capacidad predictiva sobre los precios y retornos accionarios señalada en diversos trabajos. Aplicando un modelo GARCH (1,1) sobre el Índice de Jensen de cada sector e incorporando la restricción IGARCH a la regresión de la varianza, encontramos que es aconsejable tomar posiciones de venta en el sector servicios, comercio e inversión durante la mayor parte del periodo comprendido entre septiembre de 2008 y junio de 2009. También puede mantenerse en posiciones largas, al menos hasta marzo de 2009, sobre las acciones de los sectores minería y manufactura. En estos últimos sectores también se aconseja especular con un alto nivel de riesgo debido a que presentan persistentes niveles de subvaloración a lo largo del periodo de pronósticos.

**PALABRAS CLAVES:** Retornos, Rentabilidad Diferencial, Desempeño Financiero, Índice de Jensen, Dependencia Lineal, GARCH (1,1), IGARCH.

#### Abstract

In this article we examined and projected the financial performance of Chilean stocks classified in five sectors in terms of systematic national and international variables. We used data of monthly frequency between January 1997 and August 2008 for it. Furthermore we reviewed the empirical results available about the efficiency of the financial market, as well as the return distributions, degrees of linear dependence and a study of the predictive accuracy on the prices and stock returns of various works. Applying a GARCH (1,1) model on Jensen's index for every sector and incorporating restriction IGARCH to the variance regression, we found that it is advisable to take selling positions at the sector services, commerce and investment during the greater part of the period between September 2008 and June 2009. Also you can keep a long position, at least before March 2009, on the stocks of the sectors mining and manufacture. At these last sectors, it is also advised to speculate with a high level of risk because they present persistent levels of undervaluation throughout the period of prognoses.

**Keywords:** Returns, Differential Returns, Financial Performance, Jensen's Index, Linear Dependence, GARCH (1,1), IGARCH.

\* Los autores agradecen los importantes aportes y comentarios de los señores MSc. Andrés Acuña Duarte, Economista del Departamento de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Empresariales de la Universidad del Bío Bío; M.A. Jorge Gregoire, Profesor Titular, Facultad de Economía y Negocios de la Universidad de Chile y Guillermo Gutiérrez, M.A. in Economics, University of Rochester, U.S.A. Los errores que pudieran presentarse en el artículo son de responsabilidad de los autores.

\* The authors thank the important contributions and the comments of gentlemen MSc. Andrés Acuña Duarte, Economist of the Department of Economy and Finance, Faculty of Business Sciences, University of Bío Bío; M.A. Jorge Gregoire, Titular Professor, Faculty of Economy and Business, University of Chile and Guillermo Gutiérrez, M.A. in Economics, University of Rochester, U.S.A. The errors that can present in the article are the author's responsibility.

† Ingeniero Comercial y Diplomado en Finanzas Avanzadas, Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad del Bío Bío; M.Sc. (c) in Finance, Escuela de Postgrado, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile. M.A. (c) in Applied Economics, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Concepción. E-Mail: jaramon@postgrado.uob. cl

\* Licenciada en Contabilidad y Gestión, Contador Público y Auditor, Facultad de Ciencias Empresariales Universidad del Bío Bío. E-Mail: carveloso@humanas.uob. cl

## I. INTRODUCCIÓN

El Mercado de Capitales chileno ha logrado un desarrollo importante en la última década debido a reformas importantes en la Ley de Mercado de Capitales, una mejora sustancial en el proceso de fiscalización por parte de la Superintendencia de Valores y Seguros, los efectos que trajo consigo la constitución de plena autonomía en el accionar del Banco Central de Chile y el desarrollo de políticas de inversión nacional e internacional.<sup>1</sup>

Las técnicas desarrolladas con el fin de pronosticar el movimiento y valor de los precios accionarios, se han constituido como herramientas importantes para el estudio de los mercados financieros. El Análisis Técnico, que promueve la formulación de proyecciones a partir de la información contenida en la misma serie, se contrapone fuertemente con los postulados del Análisis Fundamental, que sostiene que variables extraseriales como las utilidades del ejercicio, política de dividendos, proyectos de inversión, ratios de apalancamiento y de mercado entre otros son capaces de efectuar predicciones más acertadas. Hoy en día, el desarrollo de la econometría y las ciencias informáticas permite emplear diversas metodologías tendientes a alcanzar, en lo posible, la predicción de precios y signo de las variaciones. La razón es muy simple, debido al recorrido aleatorio de los precios accionarios, la tarea fundamental de los administradores de carteras es tratar de predecir el signo de la variación y no el precio exacto, ya que de esta manera, la concentración de esfuerzos en esta materia generará un conocimiento profundo de las estrategias de inversión y especulación.

Gran parte de los modelos de valoración de activos suponen eficiencia en los mercados financieros, así como los economistas suponen un mercado de competencia perfecta para elaborar sus teorías de formación de precios y conductas.

En el presente artículo, empleando datos de frecuencia mensual entre enero de 1997 y agosto de 2008 extraídos de la Bolsa de Comercio de Santiago, Banco Central de Chile y Superintendencia de Valores y Seguros; daremos un pronóstico sectorizado del desempeño financiero del mercado bursátil chileno desde septiembre de 2008 a junio de 2009, con el fin que el lector tome conocimiento de las mejores posibilidades de conformación de portafolios. Además, demostraremos la validez de los supuestos relativos a la perfección de los mercados.

Dada esta motivación, el presente trabajo se estructura de la siguiente forma: el siguiente apartado nos introduce al concepto de mercados eficientes y sus implicancias sobre el proceso de valoración de activos. La tercera sección del documento muestra la evidencia empírica mundial acerca de la eficiencia de los mercados y la toma de hipótesis fundamentales para la conformación de modelos de fijación de precios. La cuarta parte aglutina de manera precisa la metodología aplicada y los ajustes requeridos para la aplicación apropiada del Índice de Jensen y del modelo GARCH (1,1). El quinto apartado del documento señala un simple detalle de los eventos que gatillaron el comportamiento aleatorio de la serie. La sexta parte muestra los principales resultados de las estimaciones, desde ribetes estadísticos intramuestrales a extramuestrales. Finalmente, el trabajo presenta una conclusión que agrupa las principales ideas del documento, desde las teorías de los mercados eficientes hasta las sugerencias acerca de posibles estrategias de inversión y/o conformación de carteras.

## II. MERCADOS DE CAPITAL: TEORÍA DE LA EFICIENCIA DE LOS MERCADOS

Un mercado es eficiente en plenitud cuando en él no existen posibilidades de arbitraje y, por tanto, los activos no se encuentran ni subvalorados ni sobrevalorados. Esta breve definición revela la precisión y rigurosidad con que debe tratarse los distintos niveles de eficiencia que existen en los mercados mundiales; claro está, por supuesto, que tal extremo es una utopía pese a la existencia de mercados masivos en oferta y/o demanda así como en su organización.<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Ley del Mercado de Capitales (I y II); Decreto Ley N° 600, entre otros.

<sup>2</sup> Arbitraje se entiende como una operación sin riesgo en que no agote se aprovecha de una imperfección temporal de los mercados logrando adquirir un activo a un precio bajo para luego venderlo a un precio mayor. Esta operación es simultánea, lo cual garantiza la inexistencia de riesgo. De existir riesgos, esta sería así mismo.

Según Aragonés y Mascareñas (1994), “un mercado de valores es eficiente cuando la competencia entre los distintos participantes que intervienen en el mismo, guiados por el principio del máximo beneficio, conduce a una situación de equilibrio en la que el precio de mercado de cualquier título constituye una buena estimación de su precio teórico o intrínseco (valor actual de todos los flujos de caja esperados)”. Dicho de otra forma, los precios de los títulos que se negocian en los mercados financieros eficientes reflejan toda la información disponible y se ajustan total y rápidamente a la nueva información. Además, se supone que dicha información es gratuita.

En la vida cotidiana, los mercados de capitales no son perfectos, por cuanto se producirán varias imperfecciones que, lógicamente, serían aprovechadas por arbitrajistas y especuladores. Por ejemplo, si el título estuviese infravalorado, dichos agentes tomarían posiciones de compra sobre el activo, ejerciendo una presión sobre la demanda y elevando el precio del instrumento a su valor de equilibrio. Por el contrario, si existiese sobrevaloración, tomarían posiciones de ventas, lo cual ejercería la presión sobre la oferta, haciendo bajar el precio del activo a su valor intrínseco.<sup>3</sup>

Los conceptos analizados en los párrafos anteriores son de vital importancia debido a que los mercados de capitales son y serán siempre imperfectos, independientemente de su nivel de eficiencia. Todos los modelos de fijación de precios como el *Capital Assets Pricing Model* de Sharpe (1964) y Lintner (1965) o *The Arbitrage Pricing Theory* de Ross (1976), incluso los modelos de fijación de precios de activos derivados como futuros y opciones, se basan en el arbitraje. La idea es simple, puesto que sólo conociendo el precio de equilibrio de un activo, podríamos saber qué estrategia de arbitraje o de especulación aplicar en estos mercados imperfectos.

### III. EVIDENCIA EMPÍRICA ACERCA DE LA EFICIENCIA DE LOS MERCADOS

La eficiencia de los mercados mundiales ha sido puesta a prueba por diferentes investigadores. Diversos estudios han demostrado la aleatoriedad del comportamiento de los precios accionarios y la incapacidad de predecir satisfactoriamente el precio a través de múltiples modelos.

Los precios son aleatorios, debido a que sólo la nueva información producirá cambios en él, información que en términos de calidad y cantidad, es asimétrica entre los distintos agentes. Esta condición es la que analizaron Stiglitz y Weiss (1981) cuando analizaron la racionalidad de la toma de decisiones de financiación a través del mercado crediticio norteamericano en condiciones de información asimétrica, demostrando la disparidad en las tasas de interés cobradas a diversos tipos de clientes según la información disponible de él y la dependencia entre dicha tasa y los retornos financieros de las instituciones bancarias. Incluso Jensen y Meckling (1976) señalan que los precios accionarios pueden verse influenciados fuertemente por los incentivos del propietario-gerente y los costos de agencia.<sup>4</sup>

La evidencia empírica, en general, ha demostrado la escasa o nula dependencia lineal de los precios accionarios. Por tanto, lo que ocurra con el precio de un instrumento en el periodo  $t$  no depende de lo ocurrido con el precio del mismo activo en periodo  $t-1$ . Fama (1965b) señala que los precios reaccionarán rápida y totalmente a la nueva información disponible, pero el tiempo transcurrido para que dicha información se ajuste en el precio constituye una variable aleatoria independiente. Fama (1965a) señala que los precios accionarios siguen un recorrido aleatorio, pero debido a la ineficiencia o imperfecciones de los mercados, existirá una escasa capacidad predictiva sobre ellos.

Roberts (1967) definió tres niveles de eficiencia según la cantidad y rapidez con que los precios accionarios reflejan la nueva información. Sobre este trabajo, se elaboraron muchos estudios tendientes a determinar, entre muchos temas, la distribución de los precios y retornos, el grado de dependencia lineal y la influencia de variables de análisis fundamental en el comportamiento de los precios.<sup>5</sup>

<sup>3</sup> Hoy en día, debido al desarrollo de los mercados se han creado fondos exclusivos de ventas cortas, que en estricto rigor, aprovechan las caídas de los mercados mundiales. Por el ejemplo, el fondo QID en Estados Unidos.

Existen diversos trabajos acerca de la distribución de retornos y precios accionarios. Estos estudios son de vital importancia puesto que los modelos de valoración de activos financieros realizan poderosos supuestos acerca de la distribución de retornos. Bachelier (1900) rechaza la existencia de un comportamiento cíclico en las series de precios accionario; más bien, concluye que las variaciones en los precios, además, de ser impredecibles, constituyen una variable aleatoria independiente y que; dependiendo directamente del volumen de transacciones, las rentabilidades tienden a presentar una distribución normal.<sup>6</sup> Estos patrones de comportamiento bursátil son ratificados por Kendall (1953) y Moore (1962). Sin embargo, ellos agregan que las distribuciones son leptocúrticas<sup>7</sup> existiendo una fuerte concentración de valores en torno a la media. Mandelbrot (1963), por el contrario, señala que los retornos accionarios se ajustan mejor a una distribución estable no-normal con un exponente característico inferior a dos. Fama (1963, 1976) corrobora la hipótesis de normalidad de los retornos de las treinta acciones del Dow Jones Industrial Average a través de dos mediciones efectuadas sobre cierres mensuales entre: 1957 a 1962 y 1951 y 1968.

En lo que respecta al nivel de dependencia lineal de los retornos accionarios, la evidencia empírica muestra la inexistencia de un consenso apropiado, aunque una parte importante apoya la hipótesis de una escasa correlación serial que invalida la dependencia lineal. La importancia de estos trabajos radica en que las características de la serie financiera determinará el modelo de predicción o fijación de precio más apropiado. Kendall (1953), Fama (1965a) y Moore (1962), al analizar las primeras diferencias logarítmicas de los precios diarios de las treinta acciones del Dow Jones Industrial Average, encontraron una correlación serial insignificante. Aragonés (1986) al estudiar las acciones de la bolsa española, encuentra un leve nivel de correlación serial radicado en un rezago de una unidad.<sup>8</sup> Fama y French (1986) encuentran conclusiones similares sobre la distribución de retornos y la posibilidad de limitada autocorrelación serial.<sup>9</sup> Ball y Brown (1968) analizan el efecto de un anuncio público de utilidades anuales de 261 empresas estadounidenses entre 1946 y 1966; Fama *et al.* (1969) estudiaron el efecto de los *splits* de 622 empresas americanas y; Scholes (1972) analizó el efecto del anuncio de venta de grandes paquetes accionarios sobre las cotizaciones bursátiles. Todos estos estudios se basaron en el *Modelo de Mercado* desarrollado por Sharpe (1963) que simplifica el Modelo de Selección de Carteras de Markowitz (1952, 1957). El impacto sobre las cotizaciones bursátiles de los títulos fue tal, que constituyó una base al desarrollo del análisis fundamental. Acuña y Pinto (2007) empleando el *Modelo C-CAPM*, aplican test de volatilidad a partir de la información proporcionada por acciones y dividendos de 22 compañías chilenas entre los periodos julio de 1987 a junio de 2007. Los resultados de los diversos test de volatilidad, rechazan la hipótesis de eficiencia del mercado accionario debido al exceso de volatilidad de los precios y a las fallas en el proceso de formación de precios de equilibrio.<sup>10</sup>

#### IV. METODOLOGÍA: ÍNDICE DE JENSEN Y MODELO GARCH (1,1)

Jensen (1968) plantea un indicador de eficiencia representativo del riesgo sistemático<sup>11</sup>. La medida de eficiencia de Jensen representa la denominada *rentabilidad diferencial*. Su expresión permite deducir de la prima de rentabilidad que ofrece la cartera sobre el activo libre de riesgo el diferencial de rentabilidad del mercado de valores sobre dicho activo y multiplicado por el coeficiente  $\beta$  de la cartera. Su valor se obtendría de la siguiente formulación:

$$\alpha_{J,t} = (E_{PJ,t} - R_{F,t}) - [E(R_{M,t}) - R_{F,t}] \times \beta_{P,t}^* \quad (1)$$

Donde  $\alpha_{J,t}$  es la rentabilidad diferencial denominada como Índice de Jensen;  $E_{PJ,t}$  es el retorno exigido

<sup>6</sup> Un virtud del Teorema Central del Límite las variaciones de precios tienden a distribuirse  $N \sim (0,1)$

<sup>7</sup> Coeficiente de Curtosis excede a 3. Dicho coeficiente define el nivel de leptocurtosis de la distribución de una variable aleatoria.

<sup>8</sup> Además, mediante Modelos de Predicción de Signos, FAMA (1965) no encuentra dependencia y ARAGONÉS (1986) encuentra una leve significancia. Generalizando sus conclusiones obtenidas mediante otros métodos como Modelos de Datos de Panel y Modelos de Riesgos Distribuidos.

<sup>9</sup> Pese a ello, FAMA y FRENCH (1986) encuentran que puede existir una posibilidad de predicción leve a largo plazo mediante una correlación serial negativa, tanto con títulos como con portafolios.

<sup>10</sup> Los autores también rechazan la formación de Burbujas Especulativas y volatilidad en la tasa de dividendos como causas de la volatilidad de los precios.

<sup>11</sup> Existe una medida del desempeño bursátil como la indicada por SHARPE (1966) y refinada en SHARPE (1992)

al activo o portafolio  $P$ ;  $E(R_{M,t})$  es la esperanza del retorno del mercado y  $\beta_{p,t}^*$  es el coeficiente de riesgo sistemático ajustado según capitalización bursátil, en el momento  $t$  respectivamente. La variable  $R_{p,t}$  es la tasa de interés libre de riesgo.

Esta expresión muestra la diferencia entre el retorno de un activo y aquel retorno predicho por el Modelo CAPM<sup>12</sup> (*Capital Assets Pricing Model* por sus siglas en inglés) desarrollado por Sharpe (1964)<sup>13</sup> y Lintner (1965).<sup>14</sup>

En general, se suele asimilar el interés libre de riesgo a los instrumentos de intermediación del Estado o del Banco Central, sin embargo, para el tamaño muestral no existe un tasa libre de riesgo bien definida debido a la ausencia de licitación de estos instrumentos en determinados periodos. En tal caso, Gutiérrez *et al.* (2005), Ferruz *et al.* (2003) y Mikkelsen y Partch (1986) recomiendan estimar el retorno exigido al activo  $E_p$  mediante el *Modelo de Mercado* estimado por *Mínimos Cuadrados Ordinarios* (en adelante MCO) incorporando implícitamente el efecto de la tasa libre de riesgo. Por tanto, la expresión (1) queda de la siguiente forma:<sup>15</sup>

$$\alpha_{j,t} = E_{P,t} - [\beta_{0,t} + \beta_{1,t} \times E(R_{M,t})] \quad (2)$$

En tal caso,  $\beta_{0,t}$  y  $\beta_{1,t}$  son los parámetros de la regresión lineal estimada en el momento  $t$ . Además  $\beta_{1,t}$  coincide con  $\beta_{p,t}^*$  por tanto, representa fidedignamente el riesgo sistemático ajustado del activo y/o portafolio. Si  $\alpha_{j,t}$  es mayor que cero, existe un buen desempeño financiero. Si por el contrario,  $\alpha_{j,t}$  es menor que cero, existe sobrevaloración y un mal desempeño financiero. En ambos casos existen ineficiencias en la formación de precios que otorgan oportunidades de arbitraje.

La metodología aplicada se basa en precios de cierres mensuales de 57 compañías chilenas agrupadas en cinco sectores industriales<sup>16</sup>, cuya presencia bursátil supera el 70 por ciento. Es por esta razón, que para homogeneizar la muestra en términos de rentabilidad ajustada por un nivel preciso de riesgo sistemático, se aplicó un ajuste al coeficiente beta señalado en ecuación (2) según su nivel de capitalización bursátil.

El 93 por ciento de la muestra, que presentaba una presencia bursátil superior al 88 por ciento, se ajustó mediante el *Método de Bloomberg*. Esto es:

$$\beta_{P,t}^* = \lambda_0 + \lambda_1 \times \beta_{P,t} \quad (3)$$

Donde  $\lambda_0$  y  $\lambda_1$  son parámetros de ajuste señalados por *Bloomberg* y calculados mediante estadísticas bayesianas. Los parámetros no son constantes y pueden cambiar periódicamente. Además,  $\beta_p$  es el beta y pendiente de la regresión calculada por MCO.

Respecto del 7 por ciento restante de la muestra, el ajuste del riesgo sistemático se realizará como lo plantea Handa *et al.* (1989) para el caso de compañías de baja y/o media capitalización, puesto que en tales situaciones, la estimación del beta resulta poco confiable. Es decir:

<sup>12</sup> FAMA Y FRENCH (2004) evalúan el Modelo CAPM definiéndolo como un éxito teórico y un fracaso empírico; y que, en la mayoría de las observaciones, el beta del activo no construye una variable significativamente predictiva.

<sup>13</sup> SHARPE W. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance* 19, N° 3, septiembre, pp. 425 - 442.

<sup>14</sup> LINTNER J. (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risk Investments in Stock Portfolios and Capital Budgeting", *Review of Economics and Statistics* 47, N° 1, febrero, pp.13-37.

<sup>15</sup> Ver Anexo B en anexo del documento.

$$[R_{J,t} - R_{F,t}] = \alpha_t + \beta_1 \times [R_{M,t} - R_{F,t}] + \varepsilon_{J,t} \quad (4)$$

Aplicando un rezago al premio por riesgo sistemático queda:

$$[R_{J,t} - R_{F,t}] = \alpha_t + \beta_1 \times [R_{M,t} - R_{F,t}] + \beta_2 \times [R_{M,t-1} - R_{F,t-1}] + \varepsilon_{J,t} \quad (5)$$

Claramente podemos observar que establecemos una variante rezagada del modelo CAPM. Como sugiere la expresión (5), el impacto de una determinada información sobre el precio y retorno de una acción tiene un rezago debido al nivel medio o bajo de transacción. Por tanto, los efectos en el periodo  $t$  son una señal de la información ocurrida en  $t-1$ .<sup>17</sup>

El Índice de Jensen aplicado a retornos anormales nominales en 12 meses es replicado en este trabajo mediante un Modelo Multivariado GARCH<sup>18</sup>(1,1). Esto incluye un proceso autoregresivo (AR) de dicho índice en términos sectoriales de la forma:

$$I_t = \delta + \sum_i \phi_i I_{t-i} + \sum_j \chi_j \rho_{t-j} + \sum_k \eta_k \gamma_{t-k} + \sum_m \theta_m \pi_{t-m} + \sum_n \omega_n \rho_{t-n} + \sum_p \psi_p \pi_{t-p} + \sum_q \kappa_q \sigma_{t-q}^2 + \varepsilon_t \quad (6)$$

Donde  $I_t$  es el diferencial de rentabilidad representada por el Índice de Jensen de un determinado sector,  $\delta$  es la constante del proceso autorregresivo,  $\phi_i$  es el parámetro asociado al rezago  $i$  del Índice de Jensen ( $I$ ) del sector definido;  $\chi_j$  es el parámetro del rezago  $j$  de la variación en 12 meses del IGPA ( $\rho$ );  $\eta_k$  es parámetro asociado al rezago  $k$  de la variación en 12 meses del IMACEC ( $\gamma$ );  $\theta_m$  es parámetro asociado al rezago  $m$  de la Tasa de Política Monetaria chilena ( $\pi$ );  $\omega_n$  es el coeficiente asociado al rezago  $n$  de la variación en 12 meses del índice norteamericano S&P 500 ( $\rho^*$ );  $\psi_p$  es el parámetro asociado al rezago  $p$  de la Tasa de Referencia Monetaria de Estados Unidos ( $\pi^*$ );  $\kappa_q$  es el coeficiente asociado al rezago  $q$  de la varianza móvil en 12 meses del IGPA ( $\sigma^2$ ); y  $\varepsilon_t$  es la perturbación aleatoria del modelo AR con distribución  $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ .

Pero recuérdese, que el Modelo GARCH (1,1) según lo señalado en Fernández (2006), permite capturar los hechos estilizados de una serie de retornos financieros que el proceso AR señalado en la ecuación (6), por sí solo, no lograría modelar. Esto se logra mediante la ecuación de la varianza de  $I_t$ , que incorpora el efecto ARCH (*Residuo*) y efecto GARCH (*Varianza*). Esto es:

$$\sigma_t^2 = \alpha_1 [I_{t-1} - \mu_{t-1}]^2 + (1 - \alpha_1) \sigma_{t-1}^2 \quad (7)$$

Donde  $\sigma_t^2$  es la varianza del Índice de Jensen sobre los retornos anuales de un sector determinado,  $\alpha_1$  y  $(1 - \alpha_1)$  son los parámetros asociados al cuadrado del residuo y la varianza del índice en el periodo  $t-1$  respectivamente. La especificación, sin constante, de la regresión GARCH, se conoce como Restricción IGARCH<sup>19</sup>. Su utilización en nuestro trabajo se basa en la escasa significancia estadística de la constante de regresión sin restricción, justo como lo señala Starica *et al* (2006). De esta manera, no sólo hemos mejorado la bondad de ajuste de cada modelo, sino que los parámetros de los proceso AR y GARCH (1,1) son estadísticamente significativos al 5 por ciento. Señalamos que, mediante un test Chi-cuadrado con  $k$  grado de libertad hemos respaldado nuestra hipótesis de significancia, verificando la existencia de un efecto ARCH persistente en todas las series financieras empleadas en este estudio al 1 por ciento de significancia.<sup>20</sup>

<sup>17</sup> También puede operarse mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios.

<sup>18</sup> GARCH corresponde a las siglas de *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*.

<sup>19</sup> Por sus siglas en inglés *Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*.

<sup>20</sup> Los  $k$  grados de libertad representan el número de retardos del proceso ARCH testado.

La evidencia empírica, como lo señalado por González (2004) o en Parisi y Parisi (1998), muestra que estos hechos estilizados tienen un impacto profundo en el ajuste y/o error del modelo predictivo. Al aplicar modelos AR sobre los retornos más la inclusión de procesos GARCH (1,1) en la varianza de éstos, se encuentran resultados interesantes, pero algo imprecisos en la predictibilidad de los retornos. Sin embargo, la multivariabilidad del modelo arroja datos muy significativos en los que respecta a la predicción de signo y el excedente de rentabilidad.

## V. PERFORMANCE FINANCIERA SECTORIZADA: UN BREVE DIAGNÓSTICO<sup>21</sup>

De acuerdo a la clasificación indicada anteriormente, es conveniente hacer algunos alcances que dicen relación con los sucesos que influyeron en los retornos de las compañías que componen dichos sectores. En el presente artículo, debido al periodo muestral empleado, el sector inversión amplió su participación tomando el lugar del sector comercio.

**Cuadro 1. Distribución Sectorial del Capital Accionario Inscrito, 1997.01 – 2008.08.**

Sector	Porcentaje Relativo
Servicios	62,04%
Inversión	19,36%
Manufactura	13,79%
Comercio	2,87%
Minero (*)	1,94%
Mercado	100,00%

**Fuente:** Elaboración propia con datos de la Superintendencia de Valores y Seguros.

(\*) Cifra aproximada incluye emisiones en dólares convertidas según valor de la divisa norteamericana del día de la emisión y corregidas monetariamente según variaciones del Índice de Precios al Consumidor

Respecto de los 5 sectores bajo análisis podemos mencionar lo siguiente:

### A. Sector Servicios

Sin dudas, es el sector más importante del mercado accionario, y su comportamiento determina en gran parte al mercado de renta variable. En general, su desempeño promedio es positivo, lo que en términos financieros se considera bueno. Sin embargo, la amplitud no garantiza el hecho de que haya batido al mercado de manera muy significativa. La intuición nos dice que la predominancia de las empresas de servicios básicos, eléctricos, transporte y financieros, constituyen cerca del 63 por ciento del mercado, y es lógico pensar "a priori" que dicho sector es prácticamente "el mercado".<sup>22</sup> (Ver Cuadro 1)

### B. Sector Inversión

Es un sector que ha mantenido un buen desempeño financiero aprovechando las condiciones macroeconómicas y monetarias de Chile. Las bajas tasas de interés contribuyen a mantener una demanda por bienes inmobiliarios cada vez más alta.

Sin embargo veremos más adelante que, en la actualidad, dicha situación se está revirtiendo debido al impacto de la coyuntura económica internacional dentro de la nacional.

### C. Sector Manufacturero

Es el sector con más pobre desempeño del mercado accionario de Chile. Según cifras del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), el Índice de Producción y Ventas Físicas varía directa y significativamente influido por el nivel de las exportaciones chilenas y, lógicamente, del fortalecimiento del dólar. La distribución de la rentabilidad diferencial se muestra negativamente asimétrica y con fuertes rasgos de leptokurtosis<sup>23</sup>.

### D. Sector Comercio

El comercio de *retail* y de *commodities* se ha fortalecido poderosamente en los últimos 5 años debido a la incursión en nuevos mercados, mejoras en las condiciones crediticias y a una fuerte concentración accionaria en grupos económicos consolidados y de gran prestigio. Su distribución de retornos es levemente leptokáutica tal y como se muestra en la figura 1.

### E. Sector Minero

Es un sector en constante desarrollo, pero muy pequeño en volumen patrimonial. La predominancia casi total de este sector la ejerce la Sociedad Química y Minera de Chile (SOQUIMICH) con dos series emitidas a la fecha. Su fuerte posicionamientos en mercados asiáticos, del Medio Oriente, Países Bajos y de Norteamérica, le han valido el desarrollo de nuevas líneas de productos en los últimos 8 años, como el litio y el yodo.

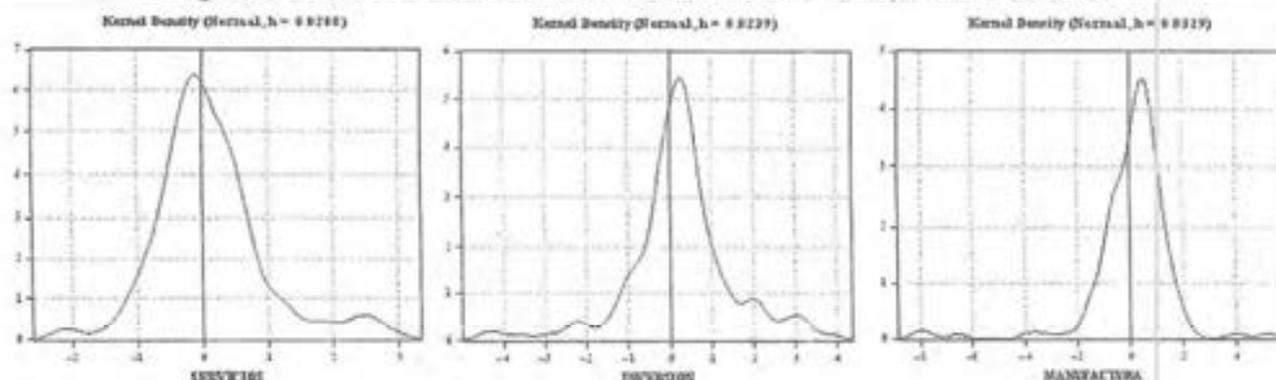
Cuadro 2. Estadísticas Descriptivas, Índice de Jensen Sectorizado, 1997.01 – 2008.08

ESTADÍSTICO	SERVICIOS	INVERSION	COMERCIO	MANUFACTURA	MINERIA
Media	0.011490	0.022453	0.017671	0.005786	0.057866
Mediana	-0.001368	0.023614	0.008005	0.033518	0.008111
Máximo	0.289633	0.384717	0.478501	0.521221	1.695104
Mínimo	-0.218047	-0.447419	-0.330291	-0.813628	-0.424311
Error Estándar	0.084161	0.128914	0.142405	0.156733	0.309048
Coef. Asimetría	0.805898	-0.431492	0.386308	-2.269153	2.540830
Kurtosis	4.818202	5.387403	3.757965	14.08055	11.44165
Jarque-Bera	34.43853	37.59253	6.833438	836.3525	566.3276
Probabilidad	0.000000	0.000000	0.032820	0.000000	0.000000

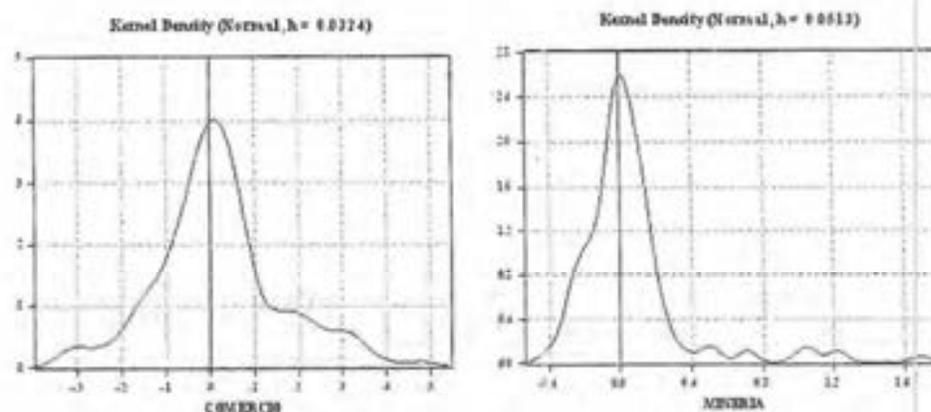
Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de Comercio de Santiago y del Banco Central de Chile.

Tal como lo señala la figura 1, el exceso de curtosis y la presencia asimétrica en la mayor parte de las distribuciones de los retornos diferenciales, nos señala la presencia de heterocedasticidad en la serie. Así, el grado de ajuste del modelo GARCH (1,1) dependerá en gran medida de la existencia de dependencia lineal en el correlograma de las series en estudio, del análisis de las primeras diferencias y de los residuos cuadráticos. Por el cuadro 2 notamos que mediante un *Test de Jarque-Bera* al 5 por ciento de significancia rechazamos la existencia de normalidad en las series financieras estudiadas.

Figura 1. Distribución de retornos diferenciales sectorizados, 1997.01 – 2008.08.



<sup>23</sup> Lateral de la distribución menos pesada de la normal.



Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de Comercio de Santiago.

Por otra parte, mediante un test  $t$  con  $(n-1)$  grados de libertad sobre el coeficiente  $\beta_0$  del Modelo de Mercado, se testeó la existencia de retornos anormales que en definitiva marcan la pauta de los posibles resultados que puede tomar el Índice de Jensen de cada sector a lo largo del tiempo. Bajo la nula,  $\beta_0 = (1 - \beta_j)R_p = 0$  y téngase en cuenta el cuadro 3:

Cuadro 3. Test de significancia Estadística, Parámetro  $\beta_0$  y Estadístico  $t$ , 1997 -2008.

	Servicios	Inversión	Manufactura	Comercio	Minería
1997	0,114 (11,277)*	-0,168 (-13,694)*	-0,046 (-3,314)*	0,076 (1,071)	0,109 (2,858)***
1998	0,153 (4,947)*	0,002 (0,075)	0,064 (1,422)	0,359 (4,068)*	-0,029 (-0,374)
1999	-0,009 (-0,363)	-0,031 (-1,195)	-0,098 (-4,908)*	0,052 (2,129)***	-0,055 (-1,027)
2000	0,042 (2,655)**	0,208 (6,350)*	-0,091 (-2,595)**	0,019 (1,484)	-0,313 (-14,612)*
2001	0,046 (2,266)**	-0,020 (-0,771)	-0,217 (-13,024)*	-0,082 (-3,691)*	-0,026 (-0,560)
2002	-0,282 (-32,691)*	-0,128 (-10,295)*	-0,168 (-14,092)*	0,008 (0,628)	0,143 (6,395)*
2003	-0,267 (-8,564)*	0,037 (0,947)	-0,241 (-8,478)*	-0,097 (-3,864)*	0,162 (4,740)*
2004	-0,229 (-5,142)*	0,329 (2,191)***	0,416 (4,046)*	-0,428 (-8,734)*	0,026 (0,342)
2005	0,120 (2,686)**	0,027 (0,284)	-0,546 (-3,228)*	0,065 (1,230)	0,672 (2,896)**
2006	0,090 (5,267)*	-0,015 (-0,505)	-0,343 (-8,070)*	-0,105 (-4,025)*	0,111 (0,948)
2007	-0,150 (-1,743)	0,168 (1,158)	-0,341 (-6,056)*	0,001 (0,004)	-0,016 (-0,158)
2008	-0,124 (-8,084)*	0,259 (10,895)*	-0,240 (-14,439)*	-0,086 (-2,249)***	0,725 (5,988)*
1997-2008	-0,024 (-1,889)***	0,032 (1,751)***	-0,131 (-7,756)*	0,015 (0,950)	0,128 (3,518)*

Como puede apreciarse en el cuadro 3, en la mayor parte de los sectores, el Modelo de Mercado aplicado sobre sus retornos nominales en doce meses presenta un parámetro  $\beta_0$  distinto de cero. El resultado anterior es claro: existen retornos anormales y, por tanto, se puede evaluar el desempeño mediante la metodología indicada anteriormente. Esto también fue propuesto y analizado por Mikkelson y Partch (1986). En su trabajo, los autores aplicaron el Modelo de Mercado no ajustado por capitalización para ver los efectos sobre los retornos accionarios ejercida por los anuncios de cambios en la estructura de capital de 360 empresas listadas en la New York Stock Exchange (NYSE) y la American Stock Exchange (AMEX). Estos anuncios de cambios en la estructura de capital se efectuaron mediante las ofertas públicas de acciones e instrumentos de deuda privada y pública.

**Cuadro 4. Test de significancia Global, Modelo GARCH (1,1) con efecto IGARCH, 1997 -**

	Servicios	Inversión	Manufactura	Comercio	Minería
Estadístico F	7,82575	7,85765	13,02152	7,88955	9,63798
Prob (F-statistic)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)	(0,00000)
Predicción Intramuestral	0,8750	0,8828	0,9297	0,9453	0,8984
R <sup>2</sup> Ajustado	0,7900	0,7191	0,8832	0,8105	0,8375

Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de Comercio de Santiago.

2008.

En términos globales, el cuadro 4, nos revela la buena precisión de los modelos GARCH (1,1) con restricción IGARCH sobre la regresión de la varianza. En todos los casos, la significancia estadística global de los modelos no supera el 1 por ciento. Incluso a nivel intramuestral, y pese a la ausencia de estacionariedad en las series<sup>24</sup>; la capacidad predictiva del signo del retorno anormal es asombrosa. Esto se debe a parámetros altamente significativos y de bajos errores estándar. Muchos estudios empíricos muestran que dicho modelo no supera el 50 por ciento de bondad de ajuste en el caso univariado y 70 por ciento en el multivariado. Las razones varían según los autores: series con o sin estacionariedad, excesiva volatilidad y características de las variables dependientes e independientes.<sup>25</sup>

## VI. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

### VI.1. Sector Servicios

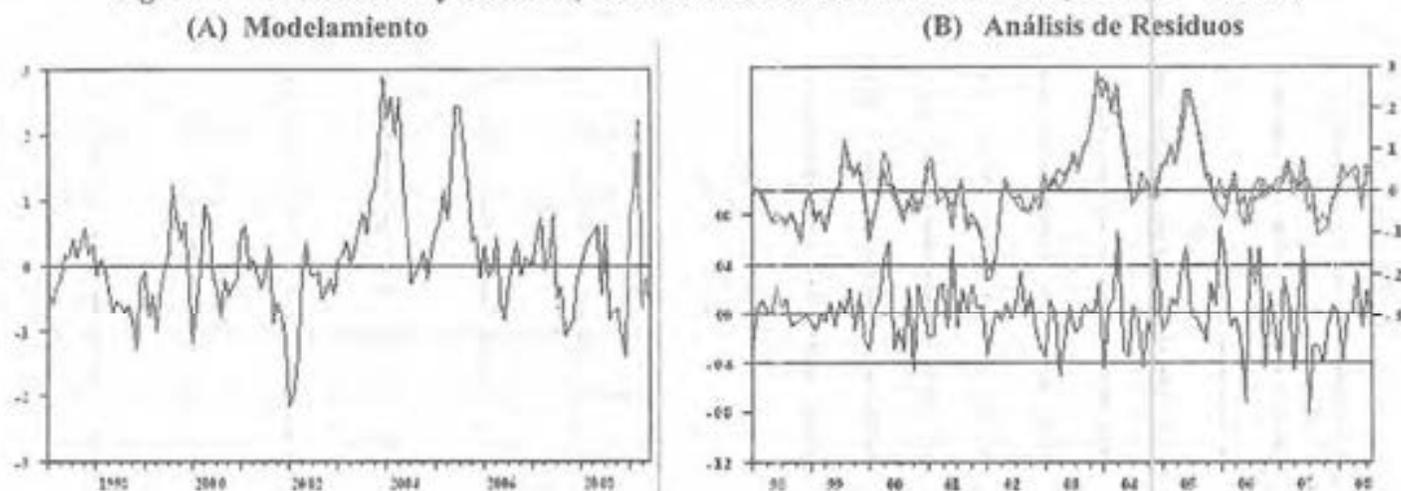
Este sector se encuentra marcado por el comportamiento de las empresas de servicios sanitarios, eléctricos y telecomunicaciones como Aguas Andinas S.A., Enersis, Endesa S.A. y Entel S.A. El modelo GARCH (1,1) aplicado sobre el Índice de Jensen de este sector presenta un nivel de adherencia del 79,00 por ciento según lo muestra la figura 2.B y parámetros, asociados a los rezagos de las distintas variables, con bajos errores estándar a un nivel de significancia no superior a 15,89 por ciento. Incluso, la sección B de la figura 2, ratifica esta postura con un margen de residuos de 4,01 y -4,01 por ciento. A la luz de los resultados, existe un fuerte impacto de la política monetaria de Estados Unidos, cuyos efectos reales se dejan sentir en rezagos que fluctúan entre los 2 y 12 meses, al igual que la política llevada a cabo por el Banco Central de Chile. Sin embargo, la intensidad de su incidencia es en promedio ocho veces mayor que la política local. Algo no menor, que demuestra la poderosa influencia de la economía norteamericana en los mercados mundiales y, especialmente en los países emergentes. Ahora bien, tenemos que mencionar que, el nivel de predictibilidad del modelo, en sus orígenes más precisos,

<sup>24</sup> Testado por Dickey-Fuller. En todos los casos, existe al menos una Raíz Unitaria.

<sup>25</sup> Véase PARISI y PARISI (1998), GONZÁLEZ (2004) y STARICA et al. (2006)

alcanzaba un coeficiente de determinación ajustado de 60,56 por ciento. La mejora significativa surgió al incluir, como variable predictiva, la varianza móvil en 12 meses del mercado bursátil local (IGPA). Esta inclusión se asemeja a una variable errática que comentaremos en los modelos de los demás sectores. Por otra parte, y pese a encontrar leves rasgos de dependencia lineal en los primeros ocho rezagos del correlograma del índice de este sector, el exceso de curtosis nos plantea un carácter suave de heterocedasticidad en dicha serie. La distribución de esta rentabilidad diferencial se asemeja a una normal. Respecto a las proyecciones señaladas en la figura 2.A se estima que, para el periodo septiembre-diciembre de 2008, el Índice de Jensen se proyecta con valores negativos en torno a un promedio de -10,35 por ciento. A esto le acompañan rentabilidades esperadas en descenso en torno a un promedio de -18,82 por ciento para estos cuatro meses. La evidente sobrevaloración de las acciones de este sector, para dicho periodo, aconseja la venta de ellas. Para el año 2009, las perspectivas son pobres, tanto retornos esperados como en desempeño financiero. En el trimestre enero-marzo se estima en promedio, un retorno anormal positivo del orden del 13,59 por ciento, pero debido a la brusca caída de los retornos esperados, sólo contribuye a aminorar las pérdidas bursátiles.

**Figura 2. Modelamiento y Residuos, Índice de Jensen del Sector Servicios, 1997.01 – 2009.06**



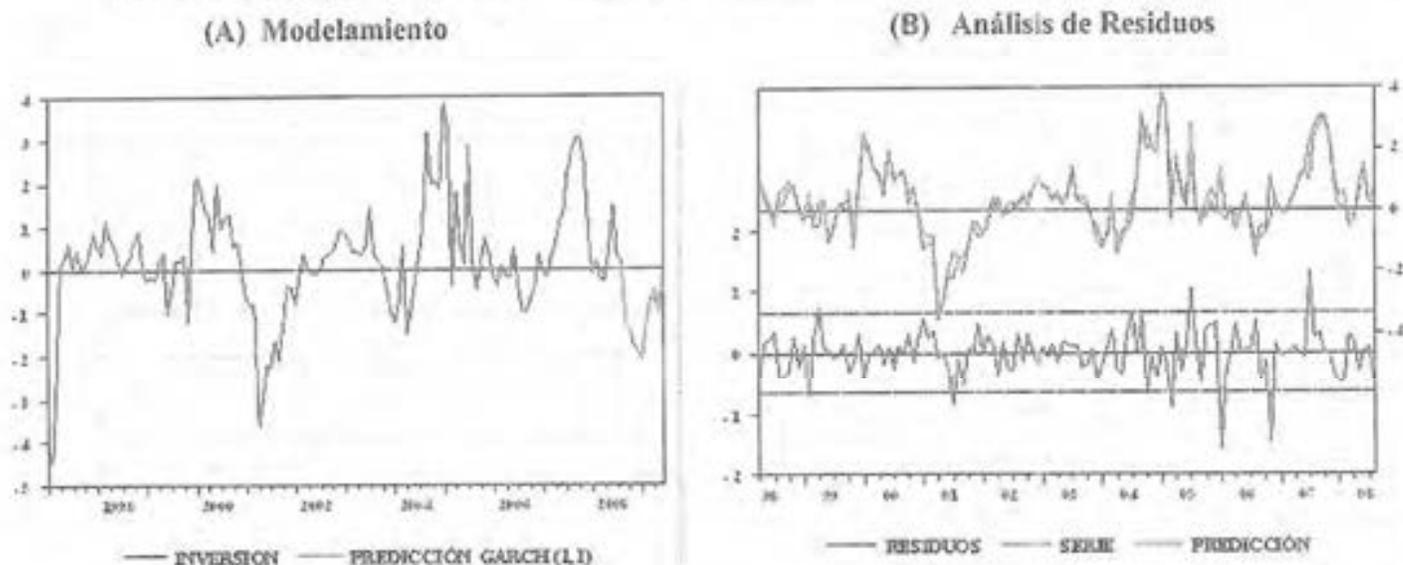
Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de Comercio de Santiago.

## VI.2. Sector Inversión

El sector de inversión inmobiliaria ha logrado un desarrollo significativo de la mano de tasas de interés de largo plazo favorables para su cartera de clientes, un exceso de oferta que garantiza precios competitivos que atraen una demanda en crecimiento potencial y reducción de las barreras al endeudamiento por parte de las instituciones financieras y bancarias. Este modelo presenta un ajuste menor que el caso anterior, equivalente a un 71,91 por ciento, que antes de incluir la varianza móvil de los retornos anuales de IGPA como variable predictiva era de 59,25 por ciento ajustado. Sin duda un aporte significativo de esta variable en la predicción del signo de los retornos diferenciales y que contribuye a mantener márgenes de variación de los residuos en torno al -6,38 y 6,38 por ciento. (Ver secciones A y B de la figura 3). En la serie del Índice de Jensen de este sector, también hemos encontrado un grado interesante de autocorrelación serial en el intervalo de los primeros 4 rezagos. Pero el exceso de curtosis y la asimetría de la serie nos señalan la presencia de heterocedasticidad. Las proyecciones para este sector son las menos auspiciosas. En términos de retornos anormales (Índice de Jensen); se estima una persistente sobrevaloración, que si bien es cierto, se reduce sostenidamente en el segundo trimestre de 2009, la existencia de retornos esperados negativos, implica la constante pérdida de valor de este tipo de acciones. El peor escenario de este sector se estima para los meses comprendidos entre septiembre y diciembre de 2008; con un índice de Jensen promedio del orden del -15,73 por ciento y un retorno esperado de -31,47 por ciento. Para el trimestre enero-marzo 2009, la situación proyecta pérdidas que se van aminorando en el tiempo. Sin embargo, el mal desempeño financiero de estas

monetaria nacional. Por tanto, la explicación parcial se puede encontrar en la correlación positiva que exhiben los retornos diferenciales de este sector y la tasa de interés americana en los últimos 6 meses. Pues esto nos hace suponer que este sería uno de los sectores más afectados de la economía nacional, en caso de que la crisis *Subprime* de Estados Unidos desencadenara un ciclo recesivo de la economía mundial.<sup>26</sup>

Figura 3. Modelamiento y Residuos, Índice de Jensen del Sector Inversión, 1997.01 – 2009.06.



Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de Comercio de Santiago.

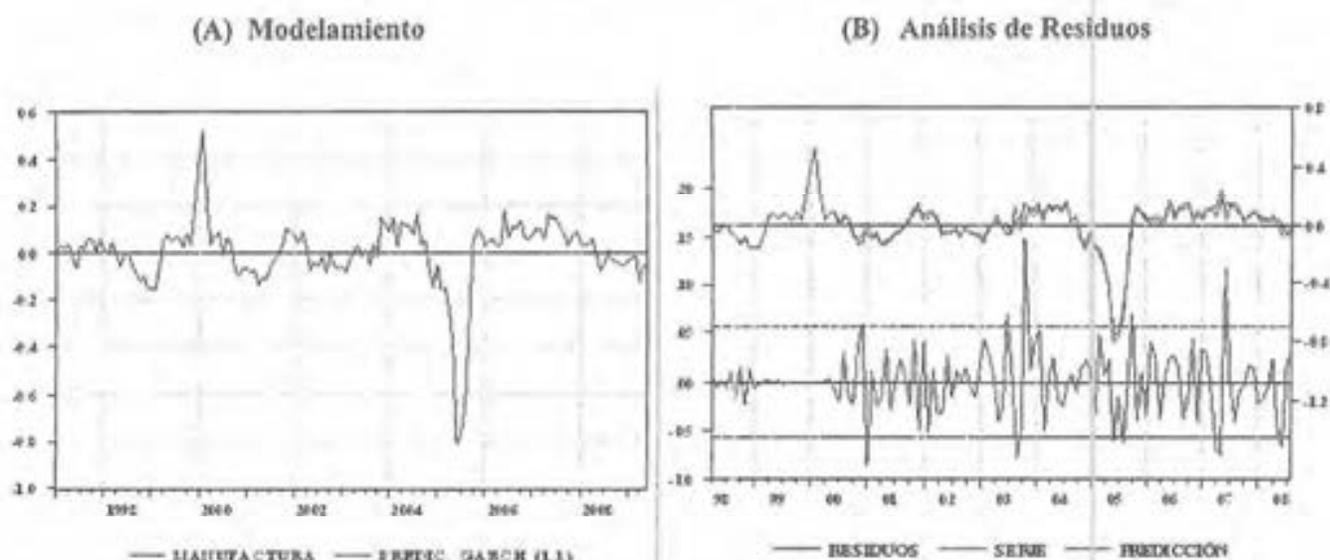
### VI.3. Sector Manufacturero

Este es un sector que representa el 13,79 por ciento del mercado de renta variable según nos señala el cuadro 1. Diversos estudio del Banco Central de Chile y opiniones de expertos en la materia señalan que este sector presenta una directa dependencia con las exportaciones y el tipo de cambio nominal. Empresas como Masisa, Madeco y Iansa han experimentado una fuerte aleatoriedad de sus desempeños financieros individuales, pero se aprecia una correlación de 55,7 por ciento, lo que nos dice que el 31,02 por ciento de los factores sistemáticos son comunes entre ellos.<sup>27</sup> Ahora bien, el modelo GARCH (1,1), previa inclusión de la varianza móvil de los retornos anuales del IGPA, presentó una adherencia ajustada del orden del 61,02 por ciento; y posterior a ello se incremento a 88,32 por ciento ajustando algunos rezagos. Este nivel de predicción, mantiene un margen de variación de los residuos entre -5,65 y 5,65 por ciento, lo cual nos garantiza una alta probabilidad de acertar en el signo del índice proyectado. (Ver figura 4). La serie del Índice de Jensen de este sector presenta una fuerte dependencia paramétrica de las tasas de interés americanas y del crecimiento de la actividad económica nacional, puesto que dichos coeficientes poseen magnitud relevantes y bajas probabilidades de error. Nuevamente encontramos el imponente efecto rezagado de las tasas de interés de Estados Unidos por sobre la nacional. Dicho efecto se manifiesta con una intensidad 13 veces mayor. Pese a encontrar un alto nivel de dependencia lineal respecto de los casos anteriores, el correlograma de residuos cuadráticos y de las primeras diferencias de la serie, nos indican la presencia de heterocedasticidad. Se prevé una sobrevaloración persistente durante todo el periodo de proyección, acumulando un índice de Jensen promedio de -3,78; -1,84 y -7,42 por ciento para los periodos septiembre-diciembre (2008); enero-marzo y abril-junio (2009) respectivamente. Sin embargo, en la figura 7.C se observa que el retorno proyectado es positivo y con un fuerte incremento en el segundo trimestre 2009. Por tanto, se aconseja mantener las acciones de este sector hasta marzo de 2009 y venderlas al mes siguiente, periodo en el cual el desempeño financiero es bajo. También es posible, mantenerlas para fines especulativos, puesto que dada la rentabilidad positiva y pese a la sobrevaloración, el retorno obtenido es aún positivo.

<sup>26</sup> *Subprime* se refiere a crisis de los créditos hipotecarios y que generó un racionamiento crediticio para deudores con distinto nivel de riesgo. Recién los, que Estados Unidos representa cerca del 35 por ciento del PIB mundial.

<sup>27</sup> Las correlaciones débiles han crecido por sobre el 12 por ciento anual, sin embargo, la caída del tipo de cambio nominal, afecta al mismo de rentas por concepto de flujos

Figura 4. Modelamiento y Residuos, Índice de Jensen del Sector Manufacturero, 1997 – 2007.



Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de Comercio de Santiago.

#### VI.4. Sector Comercio

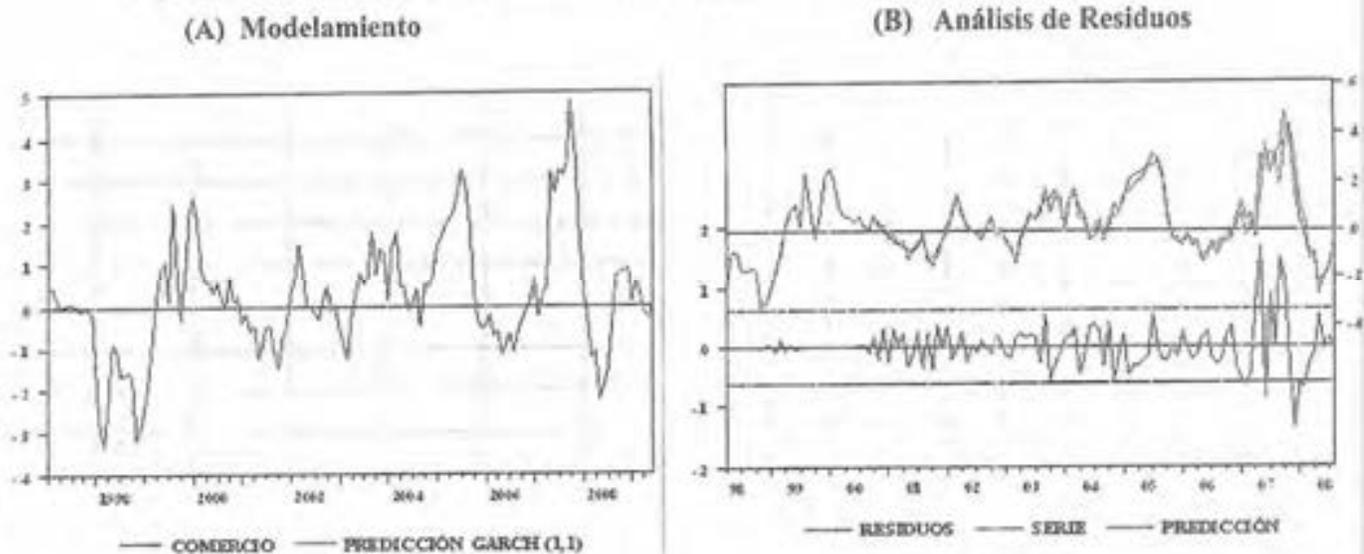
Este sector se encuentra formado fundamentalmente por compañías de retail como Falabella, La Polar, Ripley y Tattersall. En esta serie, nos encontramos con importantes rasgos de dependencia lineal dentro de los primeros 6 rezagos y leves niveles exhibidos en los primeros 4 *lags* de las primeras diferencias. El carácter leptocúrtico de su distribución nos lleva a plantear la existencia de heterocedasticidad

El modelo presenta un coeficiente de determinación ajustado de 81,05 por ciento y que incluye el efecto de la variable "errática" que hemos definido. Esto nos ayudó a mejorar la precisión del instrumento econométrico desde un 56,89 por ciento, reacomodando determinados rezagos del modelo original. El margen de variación de residuos es bastante acotado, tomando en consideración el grado de autocorrelación serial y ajuste del modelo. Dicho margen fluctúa entre -6,25 y 6,25 por ciento. (Véase secciones A y B de la figura 5)

Para el periodo comprendido entre septiembre y diciembre de 2008 se estima un índice de Jensen positivo en torno a una media de 8,12 por ciento, donde el punto de mayor desempeño financiero se prevé en diciembre con un 9,14 por ciento. Durante el año 2009, la subvaloración continúa en torno a un promedio de 3,17 por ciento para el primer trimestre. Sin embargo, para el trimestre abril-junio se pronostica un mal desempeño financiero equivalente a un -1,43 por ciento en promedio. Obsérvese de la figura 7.D que, pese a existir una subvaloración persistente durante el periodo de estimación, las rentabilidades negativas nos indican que dicha situación aminora el potencial de pérdidas bursátiles (pérdidas de capital) hasta marzo de 2009; por tanto la recomendación general es vender estas acciones, o bien, mantenerlas con el fin de especular con el repunte previsto para el segundo trimestre 2009.

Desde el punto de vista de los parámetros del modelo, notamos el excesivo nivel de dependencia del Índice de Jensen de este sector respecto de tasa de interés de Estados Unidos (casi 18 veces el impacto generado por la tasa de instancia monetaria de Chile). Aunque por otra parte, los efectos de las rentabilidades anuales de la bolsa norteamericana y de la bolsa chilena, tanto en magnitud como en retardos, se aprecian similares.

Figura 5. Modelamiento y Residuos, Índice de Jensen del Sector Comercio, 1997 – 2007.



Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de Comercio de Santiago.

### VI.5. Sector Minería

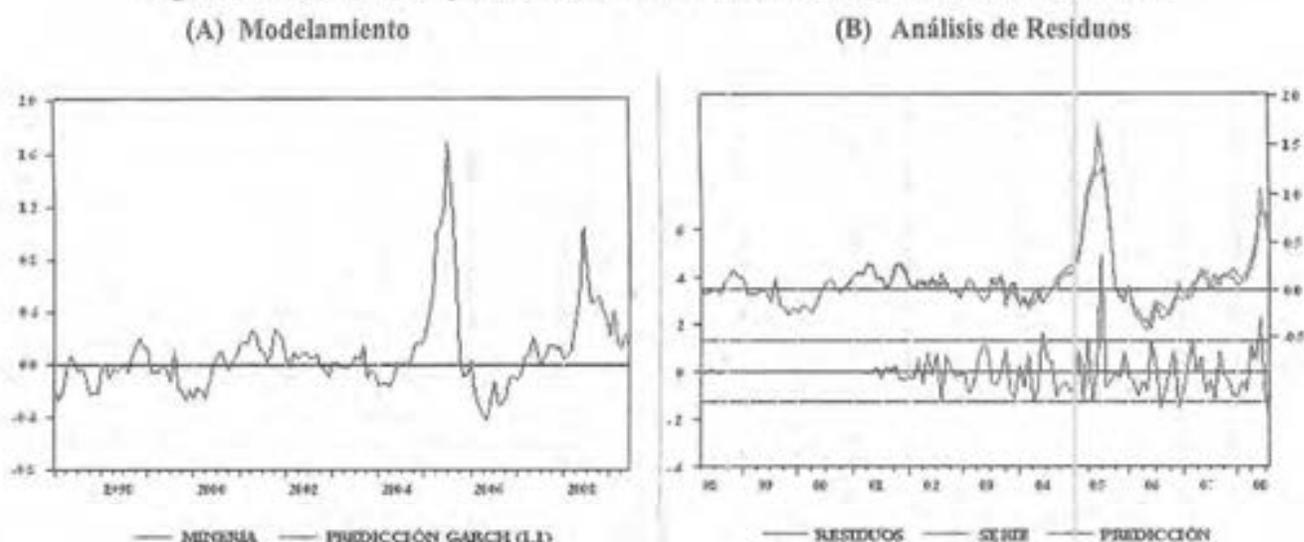
Este sector presenta mayores rasgos de dependencia lineal, concentrado en el intervalo de 1 a 6 rezagos. Igual conclusión nos entrega el correlograma de las primeras diferencias y del cuadrado de los residuos. El carácter leptocúrtico excesivo de la distribución de retornos diferenciales y la asimetría de ella, nos indican la fuerte existencia del efecto ARCH.

Pese a poseer un ajuste de 83,75 por ciento, el significativo “ruido blanco” producido en la serie del Índice de Jensen de este sector durante los años 2005 y 2006, pudo haber tenido repercusiones en el ajuste del modelo a periodos intramuestrales fuera de ese rango y sobre el margen de variación de residuos (-12,87 a 12,87 por ciento). Eso es lo que nos demuestran las secciones A y B de la figura 6.

En este caso, y como en todos lo demás, las variaciones de las tasas de interés estadounidenses tienen un impacto sistemático mayor que las tasas nacionales. El modelo aplicado a la serie de retornos diferenciales de este sector, nos revela una impresionante dependencia paramétrica de estos retornos a las variaciones en 12 meses del IMACEC.

Los pronósticos para el último cuatrimestre de 2008 son muy atractivos, tanto desde el punto de vista de retornos esperados como de desempeño financiero. Para dicho periodo se estima un retorno esperado de 88,91 por ciento acompañado de un retorno anormal de 44,46 por ciento. La tendencia se repite a la baja para los primeros trimestres de 2009. Se estima para el trimestre enero-marzo un retorno esperado de 54,65 por ciento y un índice de Jensen promedio de 27,32 por ciento. En tanto que para el trimestre abril-junio, la rentabilidad esperada se estima en un promedio de 31,38 por ciento, acompañado de un 15,69 por ciento de subvaloración promedio trimestral. Claramente la recomendación es tomar posiciones largas sobre estas acciones, o bien mantenerlas en cartera bajo perspectivas de largo plazo, especialmente por las ambiciosas políticas de inversiones que las firmas mineras pretenden llevar a cabo así como de los precios internacionales de determinados commodities (minerales).

Figura 6. Modelamiento y Residuos, Índice de Jensen del Sector Minero, 1997 – 2007.



Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de Comercio de Santiago.

## VII. CONCLUSIONES

Al igual que muchos trabajos en los cuales nos basamos en este artículo, concluimos que los mercados de capitales son ineficientes debido a los valores positivos o negativos que puede tomar el Índice de Jensen. Es decir, la existencia de subvaloración o sobrevaloración, permite realizar estrategias de arbitraje, que muchos modelos de valoración en condiciones de equilibrio como el CAPM o el APT pretende eliminar.

Las distribuciones de retornos diferenciales de estos sectores no presentan rasgos de normalidad, ya que fuertes caracteres de leptocurtosis y asimetría; e incluso, por la aplicación del Test de Jarque-Bera, se rechaza la presencia de dicha distribución en los retornos anormales. Si bien es cierto, se encontraron niveles significativos de dependencia lineal en las series de estos sectores, la presencia de un efecto ARCH persistente y ausencia de estacionariedad en las series de retornos anormales del Índice de Jensen, son consistentes con la existencia de heterocedasticidad condicional y con la aplicación de un proceso GARCH (1,1). Al aplicar estos modelos GARCH (1,1) con restricción IGARCH sobre la ecuación de la varianza, notamos que, paramétricamente hablando, existían fuertes impactos sistemáticos de las tasas de interés de Estados Unidos sobre el desempeño financiero de todos los sectores. Impacto que excedía, en promedio, 5,5 veces a la incidencia que la tasa de instancia monetaria de Chile ejercía en el mercado local. Incluso, el comportamiento de S&P 500 es replicado en promedio 3,2 veces en el mercado bursátil chileno. A nivel local, encontramos que los retornos diferenciales de todos los sectores pueden ser explicados de manera adecuada por la tasa de crecimiento en 12 meses de la actividad económica (IMACEC).

Las proyecciones establecidas entregan la recomendación generalizada de aumentar la ponderación en cartera de las acciones de los sectores minería y manufactura. Las fuertes caídas de los últimos meses son consistentes con la necesidad de dar al sistema financiero nacional una mayor liquidez, flexibilidad en la microestructura del mercado de capitales y mantener (o en lo posible reducir) los niveles de tasa de interés referencial de la política monetaria dada las perspectivas inflacionarias. Por este último factor, el sector de inversión inmobiliaria ha sido fuertemente afectado, tanto en términos de rentabilidad como en términos de desempeño financiero.

Las perspectivas de retornos y desempeños financieros se ajustan bastante a la actual coyuntura económica internacional. Para el sector servicios, las estimaciones aconsejan tomar posiciones cortas entre los meses de septiembre y diciembre de 2008, fundamentalmente por la existencia de retornos negativos.

También, existen condiciones apropiadas para la especulación durante el primer trimestre de 2009 debido a la existencia de retornos anormales positivos que aminoran el potencial de pérdidas bursátiles. La incertidumbre para las acciones de este sector es bastante significativa. Empresas como Enersis y Endesa, que poseen ambiciosos planes de inversión internacional y obtienen ventajas importantes del actual nivel del precio del nudo y de las licitaciones de distribución, se mueven a la par con el mercado especialmente en periodos de alta volatilidad. Firmas de riesgo moderado, refiriéndonos a empresas del sector de servicios bancarios como Banco Santander, Banco de Crédito e Inversiones y el Banco Chile, presentan un comportamiento muy sensible a las tasas de interés, locales e internacionales, lo que se refleja fundamentalmente en retornos con tendencia a la baja y pobres resultados en términos de desempeño. Por otra parte, y pese a la posible caída del precio del petróleo, la descompresión de la estructura de costos de LAN no generaría repuntes significativos sino hasta fines de mayo de 2009, fecha en la cual se espera la llegada de nuevas naves que permitan a la compañía aumentar su capacidad productiva y eficiencia operacional. (Véase Figura 7.A)

Las estimaciones para el *sector de inversión inmobiliaria* son las más pesimistas. Paramétricamente, los fuertes impactos de las alzas de tasas de interés nacional (coeficientes negativos y estadísticamente significativos al 5 por ciento) proyectan un mal desempeño financiero y retornos esperados negativos. Firmas como Invercap y Besalco han presentado fuertes caídas en sus cotizaciones por el fuerte incremento de la Unidad de Fomento (U.F) y los altos niveles de los tipos de interés. Por esta razón, la recomendación es reducir la participación de estas acciones sobre los portafolios. (Véase Figura 7.B)

El *sector manufacturero*, presenta perspectivas más favorables en términos de retornos proyectados, aunque su desempeño financiero es relativamente malo. Sin embargo, las cifras proyectadas nos hacen pensar que éste es uno de los pocos sectores en que las rentabilidades requeridas por los inversionistas son aún positivas. Firmas representativas de este sector, como Concha y Toro y Viña San Pedro, proyectan rentabilidades y desempeños financieros positivos debido a la diversificación de su cartera de exportaciones, concentrada en cerca de un 50 por ciento en Europa y nominadas fundamentalmente en euros y/o libras esterlinas (monedas de gran fortaleza y aceptación mundial). Por otra parte, proyectamos que la Compañía de Aceros del Pacífico (CAP) tendrá un buen desempeño financiero (del orden el 7 por ciento) debido a las buenas perspectivas del precio del hierro (reajustes de 79 por ciento y 19 por ciento para 2008 y 2009 respectivamente) y del acero (reajustes de 29 por ciento y 12 por ciento para 2008 y 2009 respectivamente). Estas proyecciones incorporan el efecto del aumento de la capacidad instalada (al doble) anunciado en el plan de inversiones 2008-2010 de CAP por un monto de US\$1.124 millones, que permitirá aumentar la producción de acero en un 20 por ciento. Por tanto, la recomendación es mantener las acciones de este sector hasta marzo de 2009; o bien, especular con un alto nivel de riesgo y perspectivas de mediano plazo. (Véase figura 7.C)

El *sector comercio* ha presentado una gran volatilidad desde enero de 2008. Las perspectivas de retorno y desempeño financiero recomiendan la venta hasta fines de 2008 o mantener con fines especulativos (asumiendo pérdidas menores a las esperadas por el mercado) frente a un potencial repunte del sector a contar del segundo trimestre de 2009. Esto último, avalado por proyecciones positivas tanto en términos de retorno esperado como en términos de retornos anormales. Dicha recuperación puede deberse a hechos puntuales sobre firmas representativas del sector. Podemos mencionar el proceso de expansión internacional de La Polar o el aumento de la superficie de venta de Falabella en un plazo no superior a 2 años. (Figura 7.D)

Finalmente, el *sector minero* es el que presenta las mejores proyecciones debido a elevadas rentabilidades y un persistente proceso de subvaloración de precios; por el cual se recomienda la compra y mantención de estos activos en cartera, con perspectivas de mediano y largo plazo. Acciones como las series A y B de la Sociedad Química y Minera de Chile (Soquimich), pueden presentar importantes aumentos de precios como consecuencia directa del incremento sin precedentes en el precio internacional del potasio (debido a la mayor demanda en Asia) que impulsaría sus precios de venta en un 161,7 por ciento para el periodo septiembre-diciembre de 2008 y en 48,7 por ciento para el 2009. A esto, se le suman las enormes ventajas competitivas que esta firma, dominante del sector minero, posee a largo plazo, debido a sus cualidades de productor integrado de fertilizantes y sus grandes reservas naturales. (Figura 7.E)

Figura 7. Rentabilidades Estimadas y Desempeños Financieros sectorizados, 2004.01 – 2009.06.<sup>28</sup>

(A) Sector Servicios



(B) Sector Inversión



(C) Sector Manufacturero



(D) Sector Comercio



(E) Sector Minero

Fuente: Elaboración propia con datos de la Bolsa de Comercio de Santiago.

- ACUÑA, A. y PINTO, C. (2007), "Eficiencia del Mercado Accionario Chileno: Un Enfoque Dinámico usando Tests de Volatilidad". MPRA Paper N° 7387, University Library of Munich, unpublished.
- ARAGONES, J. (1986), "Análisis del comportamiento de los rendimientos bursátiles". *Gestión Científica*, N° 3, Madrid.
- ARAGONÉS, J. y MASCAREÑAS, J. (1994), "La Eficiencia y el Equilibrio en los Mercados de Capital". *Análisis Financiero* N° 64, pp.: 76 – 89, Universidad Complutense de Madrid.
- BACHELIER, L. (1900), *Théorie de la Speculation*. Gauthier-Villars. París. Existe traducción al inglés en COOTNER, P. (1964): *The Random Character of Stock Market Prices*. MIT Press. Cambridge (Mass.). pp.: 17-78
- BALL, R. y BROWN, P. (1968), "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers", *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, winter.
- FAMA, E. (1963), "Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis". *Journal of Business*, N° 36, October.
- FAMA, E. (1965.a), "The Behavior of Stock Market Prices". *Journal of Business*, 38, pp.: 34-105, January.
- FAMA, E. (1965.b), "Random Walks in Stock Markets". *Financial Analyst Journal*. pp.: 55-59, September-October.
- FAMA, E. (1976), *Foundations of Finance*. Basic Books. Nueva York.
- FAMA, E., FISHER, L., JENSEN, M. y ROLL, R. (1969), "The Adjustment of Stock Prices to New Information", *International Economic Review*, Vol. 10, febrero.
- FAMA, E. y FRENCH, K. (1986), "Common Factors in the Serial Correlation of Stocks Returns". Anderson Graduate School of Management, University of California, Finance Working Paper N° 30. Revised September 1986.
- FAMA, E. y FRENCH, K. (2004), "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence". *Journal of Economic Perspectives*, vol 18 n°3, verano pp.: 25-46.
- FERNÁNDEZ, C. (2006), "Modelos Garch para series financieras: Una Aplicación al cálculo del Valor en Riesgo". PUC – Rio, Brasil.
- FERRUZ, L., SARTO, J. y VARGAS, M. (2003), "Analysis of performance persistence in Spanish short-term fixed interest investment funds (1994-2002)", *European Review of Economics and Finance*, 2, 61-75.
- GONZÁLEZ, M. (2004), "La curva de retorno y el modelo C-CAPM: Evidencia para Chile." Departamento de Administración, Universidad de Chile.
- GUTIERREZ, M., CORTÉS, L. y CASTRO, C. (2005), "Evaluación del Desempeño Financiero de los Fondos de Pensiones Chilenos 1996-2001", Universidad del Bío Bío, *Revista Horizontes Empresariales*, Vol. 2, pp.: 9-16
- HANDA, P., KOTHARI, S. y WASLEY, C. (1989), "The Relation between the Return Interval and Betas: Implications for the Size Effect", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, pp.:79 - 100
- JENSEN, M. (1968), "The performance of mutual funds in the period 1945-1964", *Journal of Finance*, Vol.

JENSEN, M. y MECKLING, W. (1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure", Journal of Financial Economics, Vol. 3, pp.: 1 - 78.

KENDALL, M. (1953), "The Analysis of Economic Time Series, Part I: Prices". Journal of the Royal Statistical Society, N° 96, pp.: 11 -25.

LINTNER, J. (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risk Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", Review of Economics and Statistics 47, N° 1, pp.:13-37, febrero.

MANDELBROT, B. (1963), "The Variation of Certain Speculative Prices". Journal of Business, N° 36, October.

MARKOWITZ, H. (1952), "Portfolio Selection", Journal of Finance, Vol.7, n° 1, pp: 77-91, March.

MARKOWITZ, H. (1957), "A Simplex Method for the Portfolio Selection Problem", Cowles Foundation Discussion, paper N° 27, March.

MIKKELSON, W. y PARTCH, M. (1986), "Valuation Effects of Security Offerings and Issuance Process", Journal of Financial Economics 15, pp.: 31-60. North-Holland.

MOORE, A. (1962), *A Statistical Analysis of Common Stock Prices*. Tesis Doctoral no publicada. Graduate School of Business. Universidad de Chicago.

MUÑOZ, J., RECABAL, C. y ACUÑA, A. (2007), "La Política Monetaria y su Impacto sobre los Retornos Reales del Mercado Bursátil chileno", Universidad del Bío Bío, Revista Horizontes Empresariales, Noviembre, Vol. N° 2, pp.: 9-29.

PARISI, A. y PARISI, F. (1998), "Modelos GARCH y la Tasa de Interés Nominal de Corte Plazo: Una evidencia empírica." Departamento de Administración, Universidad de Chile.

ROBERTS, H. (1967), "Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market". Documento no publicado, citado por Brealey y Myers (1993).

ROSS, S. (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", Journal of Economic Theory Vol. 13, N° 3, pp.: 341-360, December

STARICA, C., HERZEL, S. y NORD, T. (2006), "The Impact of the IGARCH Effect on Longer-Horizon Volatility Forecasting", Handelsbanken Research Foundation.

SCHOLES, M. (1972), "The Market for Securities: Substitution versus Price Pressure and the Effects of Information on Share Prices", Journal of Business, Vol. 45, April.

SHARPE, W. (1963), "A simplified Model for Portfolio Analysis", Management Sciences 9, N° 2, pp. 277 - 293, January.

SHARPE, W. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", Journal of Finance 19, N° 3, pp.: 425 - 442, septiembre.

SHARPE, W. (1966), "Mutual fund performance", Journal of Business N° 39: pp. 119-138

SHARPE, W. (1992), "Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement", Journal of Portfolio Management, winter 1992, pp. 7-19

STIGLITZ, J. y WEISS, A. (1981). "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information" American

## DEMOSTRACIÓN DE LA CONVERSIÓN DEL MODELO DE VALORACIÓN DE ACTIVOS DE CAPITAL EN EL MODELO DE MERCADO.

Se tiene que la *Security Market Line* (SML), esta dada por la expresión (A.1):

$$E_P = R_F + [E(R_M) - R_F] \cdot \beta_P^* \quad (\text{A.1})$$

Desarrollando el paréntesis y factorizando por RF, se tiene (A.2):

$$E_P = R_F + \beta_P^* E(R_M) - \beta_P^* R_F = R_F(1 - \beta_P^*) + \beta_P^* E(R_M) \quad (\text{A.2})$$

Considerando que el primer producto es el que corresponde al parámetro  $\beta_0$  del Modelo de Mercado, la expresión (A.2) se convierte en la siguiente variante:

$$E_P = \beta_0 + \beta_1 E(R_M) \quad (\text{A.3})$$

Por tanto, la representación del Índice de Jensen, dado esta variante del Modelo de Mercado de Sharpe (1961) es la ecuación (A.4):

$$a_{J_I} = E_{P_I} - [\beta_{0_I} + \beta_{1_I} \cdot E(R_{M_I})] \quad (\text{A.4})$$

Donde  $a_{J_I}$  se denomina *Rentabilidad Diferencial* o *Índice de Jensen*, desarrollado por Jensen (1968).