

Working papers

New trends in accounting
and management



Universitat de Lleida
Department of Business
Administration

Eficiencia de mercado y aplicación de test de estacionariedad al modelo de valoración CAPM en el mercado bursátil chileno

Pedro Antonio González

2019

ISSN 2013-4916
16/2019

Editorial Committee

José Luis Gallizo Larraz (Editor)
Department of Business Administration
University of Lleida

Oriol Amat i Salas
Department of Economic and Business
University of Pompeu Fabra

Leonor Fernandes Ferreira
Faculdade de Economia
Universidade Nova de Lisboa

Stuart McLeay
Emeritus Professor
University of Sussex Business School

Ricard Monclús Guitart
Department of Business Management
University of Rovira i Virgili

Joaquim Rabaseda Tarres
Department of Business
University of Girona

Ramon Saladrígues Solé
Department of Business Administration
University of Lleida

Ana M. Vendrell Vilanova (Coordinator)
Department of Business Administration
University of Lleida

Objectives

The collection pretends to be an instrument of diffusion of the current research. Research realised in the field of Business Administration, by members of the Universities and visiting researchers. This research has to be original and no previously published in another review or book. This publication pretends to announce the current state of the research with the aim that it was argued and improved from the suggestions received.

<http://www.aegern.udl.cat/ca/recerca/papers.html>

Working papers

**New trends in accounting
and management**

**Eficiencia de mercado y aplicación
de test de estacionariedad al modelo
de valoración CAPM en el mercado
bursátil chileno**

Pedro Antonio González

ISSN 2013-4916

Number 16/2019

ISSN: 2013-4916

Cover design: cat & cas

Layout: Edicions i Publicacions de la UdL

© Edicions de la Universitat de Lleida, 2019

© AEGERN (UdL)

c/ Jaume II, 73 (25001 Lleida)

Tf. 973 70 32 06 / Fax: 973 70 33 43

e-mail: secretaria@aegern.udl.cat

EFICIENCIA DE MERCADO Y APLICACIÓN DE TEST DE ESTACIONARIEDAD AL MODELO DE VALORACIÓN CAPM EN EL MERCADO BURSÁTIL CHILENO

Resumen

Los modelos de valoración de activos más reconocidos por la teoría y la práctica como el CAPM Y EL APT presumen que los mercados financieros son eficientes. Esta suposición ha evolucionado con el paso del tiempo encontrándose una amplia diversidad en la eficiencia de los mercados asociada al concepto de igualdad de condiciones de información, pero también dependiendo del nivel de desarrollo o tipo de región donde se realiza el estudio. Así, Ojah y Karamera (1999) no rechazan la eficiencia en los mercados de Argentina, Brasil, Chile y Méjico para el periodo 87-97, mientras otros trabajos encuentran para estos mismos mercados que no hay eficiencia (Urrutia 1995).

Este estudio realiza un análisis de las series de tiempo en el mercado financiero chileno, entre los años 2007 y 2017 con el fin de probar la hipótesis de eficiencia. A partir del modelo de valoración CAPM (Capital Asset Pricing Model) obtenemos las correspondientes regresiones para determinar si los precios de las acciones son estacionarios o poseen características de camino aleatorio y la prima de riesgo de la cartera

El trabajo somete a un test de estacionariedad este modelo. Para dicho análisis el modelo se someterá a diferentes pruebas, tanto para activos individuales como para carteras de activos.

Clasificación JEL: G12, G13, G14, G19

Abstract

The asset valuation models most recognized by theory and practice such as CAPM and APT presume that financial markets are efficient. This assumption has evolved over time, finding a wide diversity in the efficiency of the markets associated with the concept of equality of information conditions, but also depending on the level of development or type of region where the study is carried out. Thus, Ojah and Karamera (1999) do not reject the efficiency in the markets of Argentina, Brazil, Chile and Mexico for the period 87-97, while other works find for these same markets that there is no efficiency (Urrutia 1995).

This study analyzes the time series in the Chilean financial market between 2007 and 2017 in order to test the efficiency hypothesis. Based on the CAPM (Capital Asset Pricing Model)

valuation model, we will obtain the corresponding regressions to determine if the stock prices are stationary or have random path characteristics and the risk premium of the portfolio.

The work applies this model to a stationarity test. For this analysis, the model will be subject to different tests, both for individual assets and asset portfolios.

1. INTRODUCCIÓN

La génesis de la valoración de activos se encuentra en la teoría de Markowitz (Markowitz, 1952), la cual se basa en los diagramas de media y desviación estándar, que representan el riesgo y la rentabilidad de un activo cualquiera. La existencia de una cartera de activos genera una combinación de riesgo y retorno de los activos donde existe una única frontera eficiente.

Los supuestos en los que se basa la teoría de valoración de Markowitz son los siguientes: Todas las decisiones están basadas en la media y desviación estándar de los rendimientos. Los participantes del mercado son adversos al riesgo y prefieren los mayores rendimientos posibles en un mercado determinado. Los mercados son perfectos y por lo menos tres activos de una cartera no han de tener una correlación perfecta.

El modelo establece que, de un total combinado de activos, el conjunto de mínima varianza formará una frontera eficiente ubicada en la parte superior de la curva de la cartera. Esta parte de la curva está formada por las carteras eficientes donde se obtiene la mejor combinación de media varianza. Este modelo es la base de los modelos de valoración actuales, pero no es aplicable en la teoría de finanzas actuales, debido a sus restricciones y supuestos muy minimizadores de la realidad. Además de considerar que todas las decisiones son realizadas basadas en la media y varianza.

Al incluir un activo libre de riesgo en el modelo, considerando a los bonos emitidos por los gobiernos (qué son activos con menos riesgo, por lo que se consideran activos libres de riesgo), se conecta el modelo más a la realidad. Este activo libre de riesgo al combinarlo con los activos de mayor riesgo se obtiene otra frontera eficiente. Esta teoría de carteras de media y varianza va a ser la base para dar paso al modelo de valoración de activos más conocido que es el CAPM (Capital Asset Pricing Model).

El riesgo en la valoración de empresas se divide en dos, el riesgo diversificable y no diversificable. Este último riesgo representa el mercado y no se puede evitar, por lo que hace interesante poder precisar si en la valoración de activos este riesgo es el adecuado. Dicho aspecto de

la disciplina nace con el aporte de Markowitz (Markowitz, 1952) y de Sharpe (Sharpe, 1964) en el campo de las finanzas corporativas.

El caso de Chile reviste una circunstancia especial al analizar el equilibrio de la bolsa de valores y uno de sus métodos de valoración, debido a que el 8,6% de los fondos de pensiones de los chilenos, se encuentra invertido en el índice IPSA lo que asciende a US\$ 18.542,37 millones (Infante, 2018). El Índice de Precios Selectivo de Acciones, IPSA está formado por las 30 acciones con mayor volumen de transacción de la Bolsa de Chile.

Con considerables aumentos en inversión en el último tiempo. Las administradoras de los fondos de pensiones (AFP) compraron títulos por \$171.712 millones (US\$ 273,3 millones) y registraron su mayor volumen de compra en títulos locales en casi dos años. Esto, en medio del descenso de -4,48% del IPSA durante mayo de 2018. (Inversiones, 2018)

2. EFICIENCIA DE MERCADO (EFFICIENT MARKET HYPOTHESIS O EMH)

La eficiencia de mercado está basada en la información que se tenga acerca de los activos que se transan y como los precios de las acciones recogen información de los mercados y la reflejan en sus precios futuros. Los precios se comportarán de acuerdo con la información que se tenga en un mercado en particular, por lo tanto, para mantener un juego justo (Fair game), tanto oferentes como demandantes de acciones deben contar con la misma información. Los precios, desde el punto de vista de la información, deben ser impredecibles. De acuerdo con esto, los retornos de los activos deben ser un juego justo (Samuelson, 1965). Por lo tanto, este precepto es que los analistas de inversiones que estén en la búsqueda de información que puede influir en los precios y puedan generar ganancias de acuerdo a la obtención de nuevos datos relevantes, no pueden influir en ganancias anormales, ya que, los datos públicos del mercado están disponibles para todos. Esto es importante toda vez que se analiza un mercado emergente, debido a que existe una gran cantidad de análisis y datos disponibles en mercados financieros desarrollados como Norteamérica y Europa, hace que los mercados tengan una forma de eficiencia fuerte por la información disponible, en cambio en los países con mercados financieros de poco desarrollo, el acceso a la información es más escasa y esto deduce que es más común encontrar mercados en forma débil o semi-fuerte.

Esta teoría de mercado eficiente en finanzas de acuerdo con la información de los activos ha permanecido vigente por cuarenta y ocho años, la que fue desarrollada por Eugene Fama. (Fama, Eugene, 1970).

Un mercado en el que los precios reflejan la totalidad de la información existente es denominado eficiente, este clasifica tres formas de eficiencia:

1. Eficiencia forma débil: En donde los precios de los activos reflejan toda la información histórica.

Bajo este tipo de eficiencia, los precios actuales reflejan el comportamiento pasado de los precios de los activos y estos no necesariamente serán el reflejo de los precios futuros. En este sentido cobra más sentido la dependencia de los precios día a día.

Esta forma de mercado implica que utilizando el análisis técnico los inversores no podrían predecir el comportamiento futuro de los precios y por ende no se podrán obtener rentabilidades extraordinarias de acuerdo con el riesgo que enfrentan los activos.

2. Eficiencia forma semi-fuerte: El activo refleja toda la información historia y la información pública disponible.

En esta forma, los precios reflejan toda la información pública. No sólo se tiene la información de precios y volúmenes históricos, también cualquier información contable de las empresas, información sobre el estado de la economía de un mercado en particular; como fusiones y adquisiciones. Toda esta información pública es relevante para la valoración de los activos financieros, por lo tanto, ningún tipo de análisis del tipo fundamental podría obtener rentabilidades anormales.

3. Eficiencia forma fuerte: El activo refleja toda la información pública y privada disponible.

La eficiencia de mercado indica que los precios de los activos reflejan toda la información disponible tanto pública y privada, por lo tanto, la nueva información que afecta a los precios se incorpora rápidamente. Este supuesto implica que obtener predicciones de precios futuros basándose en información pasada, llevando a cabo estrategias activas de inversión. en base a estas predicciones no sería útil.

3. MÉTODO CAPM (CAPITAL ASSET PRICING MODEL)

El modelo de valoración de activos CAPM (Capital Asset Pricing Model) evalúa la relación riesgo-retorno de un activo individual o de una cartera de activos.

La concepción inicial se centró en la búsqueda de un modelo que reflejara el equilibrio de los mercados de capitales a través de su función de utilidad:

$$U = f(E_w, \sigma_w) \tag{1}$$

Donde E_w , Representa la expectativa de riqueza futura y σ_w el predictor determinado por desviación estándar, de la posible divergencia de la actual riqueza y futura riqueza desde E_w .

Se supone que, bajo la racionalidad económica de los inversionistas, estos prefieren una mayor riqueza esperada futura a una riqueza esperada menor, ($dU/dE_w > 0$) (2). Pero esta racionalidad cambia cuando los agentes deben asumir mayores riesgos, debido a que los inversores son adversos al riesgo, por lo tanto eligen inversiones que tengan menor riesgo σ_w , a un mayor nivel de la esperanza de riqueza ($dU/d\sigma_w < 0$), esto hace que la curva de indiferencia entre la relación de la esperanza de riqueza y el riesgo tenga pendiente positiva (Gráfico 1):

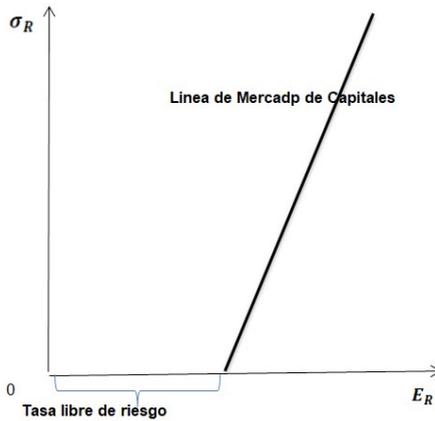


Gráfico 1: Relación Riesgo Tasa de Expectativa de Retornos.

Se asume que un inversor decide comprometer una cantidad dada de riqueza (W_1), esta será su riqueza inicial, y W_t es la riqueza al término del periodo t y R el retorno de la inversión, entonces la relación es:

$$R = \frac{W_t - W_1}{W_1} \quad (3)$$

Donde tenemos que la riqueza al término del periodo t es la siguiente ecuación:

$$W_t = RW_1 + W_1 \quad (4)$$

Esta relación permite expresar la utilidad del inversionista en función de R (tasa de retorno), debido a que la riqueza final del inversionista está relacionada directamente con la tasa de retorno.

$$U = g(E_R, \sigma_R) \tag{5}$$

El modelo considera que el inversor elige un set de inversiones en la curva que maximicen su utilidad

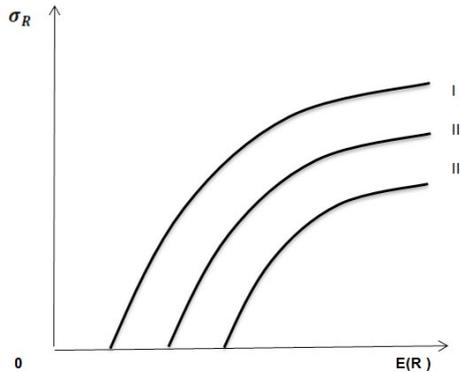


Gráfico 2: Curvas de indiferencia entre riesgo y retorno esperado.

El inversionista, al elegir un conjunto de activos que maximicen su utilidad, los puntos de las curvas indican la mayor utilidad, de acuerdo con el riesgo y el retorno exigido por el inversionista. Cualquier otro punto bajo la curva de indiferencia representa ineficiencia en el mercado de valores en particular.

Si consideramos dos planes de inversiones que tiene el inversionista A y B (Ver Gráfico 3), estos incluyen uno o más activos. El razonamiento es el siguiente: Si el inversionista coloca su riqueza en el plan de inversión A, el resto queda $(1-\alpha)$ en el plan de inversión B, entonces el retorno esperado será un punto que se encuentra en la curva del plan de inversión A y el plan de inversión B, descrito en la siguiente ecuación(Sharpe, 1964):

$$E_{Rc} = \alpha E_{Ra} + (1-\alpha) \alpha E_{Rb} \tag{6}$$

Y el predictor del riesgo (la desviación estándar) está dado por:

$$\sigma_{Rc} = \sqrt{\alpha^2 \sigma_{Ra}^2 + (1-\alpha)^2 \sigma_{Rb}^2 + 2\alpha(1-\alpha) \sigma_{Ra} \sigma_{Rb}} \tag{7}$$

Cabe señalar que donde se situé el retorno de la inversión, no sólo va a depender del retorno esperado de acuerdo con el riesgo, sino que también de la correlación de las otras oportunidades de inversión sobre la curva, por esta razón es importante revisar el equilibrio de mercado.(Sharpe, 1964).

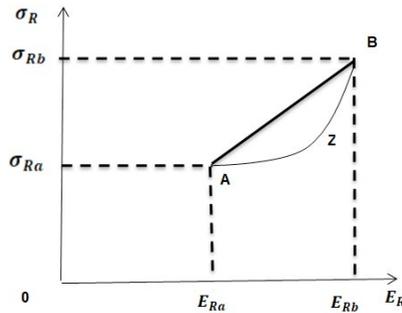


Gráfico 3: Planes de inversión

Para determinar el equilibrio en el mercado de capitales, se debe suponer una tasa libre de riesgo común para todos los inversionistas, además con capacidad de prestar o pedir prestados fondos en igualdad de condiciones. Por otro lado, se asume la homogeneidad de las expectativas de los inversionistas.

El modelo obtiene su equilibrio en la relación lineal simple entre la desviación estándar y el retorno esperado. Si los retornos se ubican sobre la línea de mercados de capitales, marcan ineficiencia del mercado debido a la ausencia de diversificación de los activos. En estos puntos, la relación entre retorno esperado y riesgo es inconsistente, sin embargo existe una relación consistente entre retorno esperado y riesgo total, que es lo que se denomina riesgo sistemático (Sharpe, 1964).

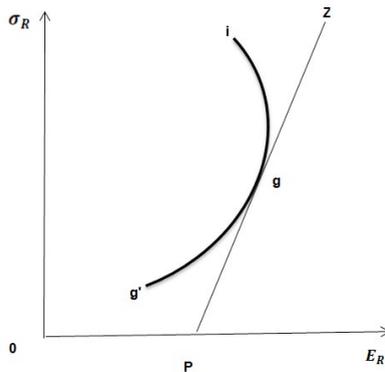


Gráfico 4: Equilibrio de Mercado de Capitales.

El gráfico 4, muestra la relación entre activos de capital (i) y una eficiente combinación de activos (g). La curva (igg') señala todas las combinaciones entre retorno esperado y riesgo, y la curva de entre ZP representa la línea de mercado de capitales, que es tangente a g, este punto representa la combinación eficiente de los activos.(Sharpe, 1964).

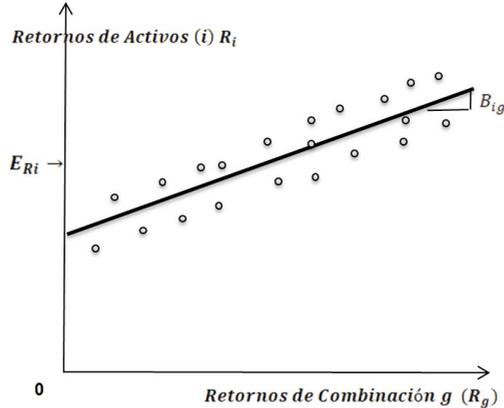


Gráfico 5: Recta de regresión mercados de capitales.

La variación en la curva R_i , corresponde al riesgo total de los activos. Uno de estos riesgos se denomina riesgo sistemático. El resto que esta sin correlacionar con R_g , corresponde al riesgo no sistemático. La formulación entre R_i y R_g puede ser utilizado como modelo predictivo ex – ante. En la práctica mide como el valor predictivo de R_i cambia, con los cambios que se producen en R_g . (Sharpe, 1964).

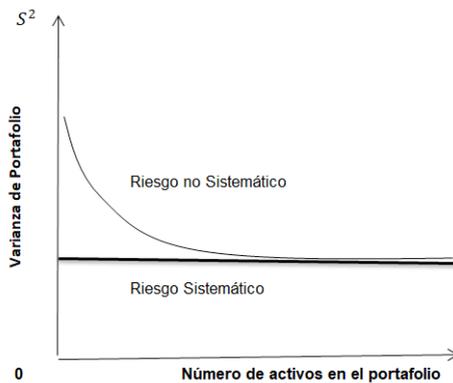


Gráfico 6: Riesgo total de portafolio.

El inversionista puede diversificar para bajar el riesgo de sus activos, pero no puede hacer nada frente al riesgo que se produce en la actividad económica (riesgo sistemático) (Sharpe, 1964).

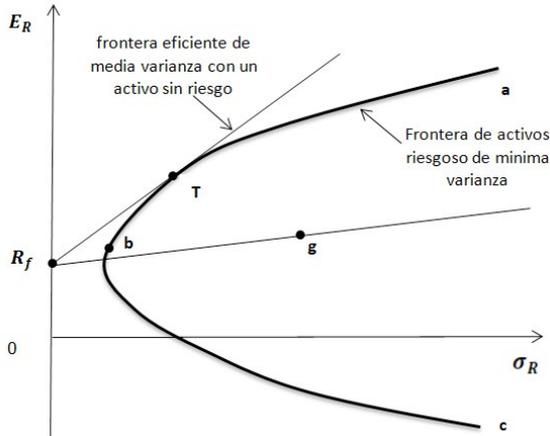


Gráfico 7: Oportunidades de inversión.

Los inversores tienen la misma función de distribución, por lo tanto, hace que exista una distribución de probabilidad conjunta. Además, se supone que todos los inversores asignan la misma media, varianza y covarianza a la distribución de estos rendimientos (Lintner, 1965). Otros supuestos importantes que se establecen es que cada inversor puede invertir todo lo que requiera en activo libre de riesgo, como también sus ganancias, al contrario, con lo que se establecía anteriormente, que es la idea que no estaba permitido pedir prestado. Con este supuesto de endeudamiento surge una conclusión importante para el trabajo de Sharpe y Lintner, que es que, al seguir este supuesto de endeudamiento a una tasa libre de riesgo, cada inversor individual tomará decisiones idénticas cuando forme sus carteras de inversión. Como consecuencia de este aporte, solo un punto en la frontera de eficiencia de media varianza será el importante. El punto T del gráfico 7, es el mismo para todos los inversionistas. (Sharpe, 1964)

En la cartera es la de mercado y la única diferencia en el retorno de los inversionistas es la elección de su perfil de riesgo.

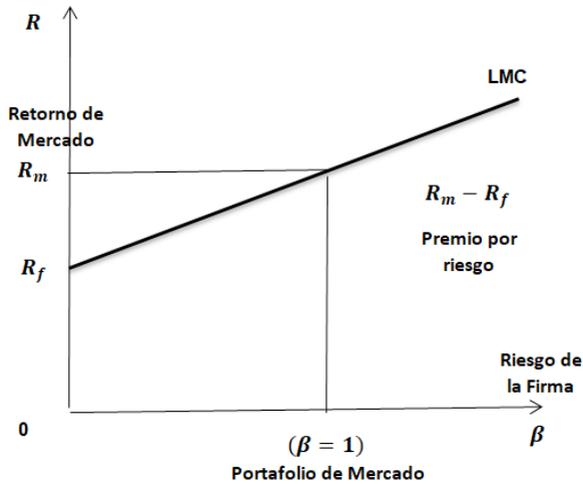


Gráfico 8: Modelo CAPM.

El modelo que establece la relación del retorno de los activos individuales y el riesgo sistemático se representa con la siguiente ecuación:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i E(R_m - R_f) \quad (8)$$

Donde:

$E(R_i)$: Esperanza del retorno esperado por el activo i -ésimo.

R_f : Retorno que obtiene el activo libre de riesgo.

$E(R_m)$: Esperanza del retorno de la cartera de mercado.

β_i : Riesgo sistemático del activo i -ésimo.

Según este modelo, los inversionistas sólo son compensados con el riesgo sistemático. La medida en que se compensa a los inversores depende de dos factores, el beta del mercado y la prima de riesgo del mercado. Debido a que el riesgo no sistemático puede ser eliminado por la diversificación, los inversionistas no son compensados por ello. El beta del mercado también se puede denotar como la covarianza de su retorno con el mercado, dividida por la varianza del rendimiento del mercado.

$$\beta_i = \frac{\text{Covarianza}(R_i, R_m)}{\text{Varianza}(R_m)} \quad (9)$$

Donde:

R_i : Retorno del activo i-ésimo.

R_m : Retorno de mercado.

Cuando un valor tiene una beta igual a cero, el retorno esperado es igual a la tasa libre de riesgo. Cuando un valor tiene una beta de uno, el rendimiento esperado del activo i es igual al rendimiento esperado del mercado.

Supuestos del modelo.

1. Los Inversionistas son adversos al riesgo y maximizan la utilidad esperada de su riqueza al fin del período.
2. Los inversionistas son tomadores de precios y tienen expectativas homogéneas, respecto de los retornos de los activos y su distribución de probabilidad.
3. Existe un activo libre de riesgo tal que los inversionistas pueden prestar o pedir prestado cantidades infinitas a la tasa libre de riesgo.
4. Las cantidades de los activos son fijas. Todos los activos son transables y perfectamente divisibles.
5. Mercados sin fricciones, información sin costo y simultáneamente disponible para todos los inversionistas.
6. No existen imperfecciones de mercado tales como impuestos, regulaciones o restricciones a la venta corta.

Desde 1964 el modelo ha recibido una gran aceptación en la disciplina de las finanzas, sin embargo, se evidenciaron muchos problemas desde el principio de su aplicación (Fama, Eugene; Crum, Roy, 1977).

Este modelo está basado en supuestos irreales debido a que es un modelo estático, establecido en la proyección de rendimientos pasados que no necesariamente se replicaran en el futuro. Además, la oferta de activos financieros con riesgo está determinada exógenamente como lo son el tipo de interés o la tasa que remunera el capital. No existen costos de transacción ni impuestos. A todos los inversores le interesa la media varianza (Markowitz, 1952). La información que poseen los distintos agentes es la misma, no existe asimetría de información.

Otros aspectos en discusión acerca del modelo son: La adecuada tasa libre de riesgo. El premio por riesgo no puede ser medido con precisión, ya que dependerá de la estimación del retorno del activo y de la tasa libre de riesgo escogida. El riesgo sistemático no sólo es inestable,

también no se sabe cómo calcular el beta de un activo financiero a futuro, por tanto, es el resultado de los retornos pasados del activo y el mercado. El coeficiente beta es utilizado para la medición del riesgo que no es específico de algún sector económico y que afecta a todas las empresas, el cual mide la relación entre el retorno de un activo y el retorno del mercado. Si el coeficiente beta es: mayor a uno el riesgo no diversificable de la inversión es superior al del promedio del mercado, menor que uno: el riesgo no diversificable de la inversión es inferior al del promedio del mercado. Igual a uno: la variación del riesgo no diversificable de la inversión tiende a seguir al mercado.

El principal problema del modelo CAPM es que proyecta los retornos futuros con información fiable de los retornos pasados, no obstante, deja de lado los factores exógenos propios del mercado, como lo son las condiciones para mercados alcistas o bajistas de acuerdo con el comportamiento social, político y económico en el cual se encuentran insertas las empresas.

Este modelo ha sido desarrollado en mercados desarrollados. Donde las variables macroeconómicas y financieras son recopiladas, almacenadas e interpretadas por instituciones por más de cien años, es por eso hay que investigar si estos modelos pueden predecir con mayor exactitud los precios de los activos en mercados subdesarrollados y/o emergentes.

El modelo CAPM ha recorrido un largo camino desde su creación. Al principio fue declarado por los investigadores como un modelo de predicción de precios en los mercados de valores, pero como se fueron evidenciando fallas en el modelo, no se insistió en el propósito inicial (Chaudhary, 2016). Sin embargo, es uno de los modelos más populares para realizar estudios de precios de los activos hasta ahora, siendo usado por las corredoras de valores en sus análisis de activos financieros y portafolios recomendados.

4. METODOLOGÍA

4.1. Paseo aleatorio (Random Walk)

Un paseo aleatorio, es cuando los hechos del futuro no se pueden predecir en base al comportamiento del pasado ya que su media y varianza no son estables en el tiempo. Cuando este concepto se aplica al mercado de valores, significa que es a corto plazo y no se pueden predecir. Por lo tanto, las asesorías financieras, predicciones de ganancias, análisis de patrones gráficos, son inútiles.(Malkiel, 1973)

Uno de los primeros pasos en la descripción del movimiento aleatorio, fue para explicar los movimientos de la naturaleza, del comportamiento humano. De ahí se llevó estos descubri-

mientos a los precios tanto bursátiles como económicos. Uno de los primeros investigadores en relacionar este concepto a los activos financieros fue Fama (Fama, Eugene, 1965), no obstante, fue Malkiel (Malkiel, 1973) quien popularizó este concepto en su obra: “A Random Walk Down Wall Street: The Time-tested Strategy for Successful Investing”, donde comparó la asertividad de un mono con los ojos vendados lanzando dardos a las páginas financieras de un periódico, con la habilidad de los expertos en inversión para seleccionar una cartera asegurando que no habría diferencia alguna entre las rentabilidades de las dos carteras. El recorrido aleatorio (RA) o Random Walk (RW) determina que la formación de los precios de los instrumentos se genera de forma impredecible y que, por tal motivo, no es posible pronosticar sistemáticamente el precio futuro de los activos, imposibilitando la ganancia segura por parte de alguno de los participantes del mercado. Esta parte del supuesto que el mercado cuenta con muchos participantes que constantemente están valorando (Por análisis técnico o análisis fundamental). (Duarte, 2014).

Se dice que un proceso estocástico es estacionario si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos periodos depende sólo de la distancia o reza-go entre estos dos periodos, y no del tiempo en el cual se calculó la covarianza. Es una serie estable a lo largo del tiempo, cuando no se aprecian aumentos y disminuciones sistemáticos de sus valores. ¿Por qué las series de tiempo estacionarias con tan importantes en los estudios?, porque si una serie resulta ser no estacionaria, sólo se puede estudiar el comportamiento durante el periodo del estudio en cuestión. Por lo que, cada conjunto de datos de la serie de tiempo corresponde a un episodio en particular, por lo tanto, no sería posible generalizar los hallazgos obtenidos para otros periodos. Las consecuencias de estar en presencia de una serie de tiempo que tenga raíz unitaria o no estacionaria nos llevan a conclusiones erróneas, debido a que las regresiones son espurias (Gujarati & Porter, 2009), esto puedo mostrar estadísticos robustos como R^2 (Coeficiente de determinación) altos, el que indicaría la relación de las variables. Pero al existir caminata aleatoria esto sería falso y llevaría a conclusiones erróneas.

Uno de los procesos estocásticos no estacionarios es el denominado de caminata aleatoria (MCA). Existen dos tipos de caminatas aleatorias, una es sin intercepto y otro es con intercepto.

4.2. Pruebas de estacionariedad

Las pruebas de estacionariedad pueden ser por medio de análisis gráfico, las series de precios son útiles para visualizar intuitivamente la existencia de estacionariedad, dan una pista inicial cuando se visualizan las tendencias, donde pueden indicar inicialmente está variando la media y los precios tienen un comportamiento de caminata aleatoria. Otro método es por medio de revisión de autocorrelación ¿Cómo se puede saber por medio de este método si una serie es

estacionaria o no? cuando se obtiene el correlograma, se debe ver la variación que muestra la autocorrelación, si esta es baja y se mantiene en la media indica que es una serie estacionaria, si muestra mucha variación estaría indicando que estamos en presencia de una serie de tiempo no estacionaria. Luego existen otras técnicas suscritas al análisis más fundamental que serán indicadas a continuación.

4.3. Test de Dickey-Fuller (DF)

Para determinar si un proceso es o no estacionario podemos utilizar la prueba de raíces unitarias Dickey-Fuller aumentado (ADF). (Dickey & Fuller, 1979). Ellos desarrollaron estos test en modelos para realizar el análisis de la estacionariedad a los procesos estocásticos.

El planteamiento del modelo es el siguiente:

$$z_t = a_1 z_{t-1} + v_t \quad (10)$$

Si a_1 es menor a 1 la variable z_t está correlacionada, pero será estacionaria mientras que si es igual a 1 o mayor será no estacionaria y su variancia crecerá de forma explosiva.

La hipótesis por contrastar es:

$$H_0 : a_1 = 1 \text{ Versus } H_1 : a_1 < 1$$

En un proceso auto regresivo AR(1) y para realizarlo se utiliza la relación de la formula (10) donde $\nabla = z_t - z_{t-1}$ y $d_1 = a_1 - 1$, el parámetro d_1 tomará valores en el intervalo comprometido entre dos y cero, $-2 < d_1 < 0$, si el valor absoluto del parámetro a_1 , es menor que la unidad $-1 < a_1 < 1$.

El test DF consiste en contrastar:

$$H_0 : d_1 = 0 \text{ Tiene Raíz unitaria y no estacionariedad}$$

$$H_1 : d_1 < 0 \text{ No tiene Raíz unitaria y estacionaria}$$

4.4. Test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

El test ADF también consiste en el mismo objetivo del test DF: Contrastar la hipótesis de nulidad de d_1 , pero en una relación aumentada con la inclusión de valores retardados de ∇z_t ,

si se considera necesario pueden incluirse también el término constante (drift) y la tendencia, igual que el test DF, de forma que el contraste, en caso de un aumento de dos retardos, se realiza en la relación:

$$\nabla z_t = d_1 z_{t-1} + d_0 + d_2 t + d_3 \nabla z_t(-1) + d_3 \nabla z_t(-2) + \dots \quad (11)$$

Los valores críticos más utilizados son los propuestos por MacKinnon. Para este estudio se realizará por medio del software econométrico E-Views, con las salidas de las regresiones efectuadas. La hipótesis nula, o hipótesis a contrastar, es la de integración o no estacionariedad de la perturbación aleatoria frente a la alternativa de no integración o estacionariedad. (Jordan, 2012)

4.5. Test en dos etapas

El primer test que se aplicará consiste en realizar dos etapas de regresiones. La primera es someter a las cuarenta acciones correspondientes al índice IPSA chileno a regresiones individuales entre el periodo 2007 y 2017, con datos de precios mensuales, para la obtención de sus betas (estimados del riesgo sistemático) y para obtener el “Security Market Line (SML)”.

$$E(R_{it}) = E(Rf_i) + \beta_i E(R_{Mt} - Rf_i) + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Donde:

$E(R_{it})$: Corresponde a la esperanza del exceso de retorno del activo sobre la tasa libre de riesgo en el periodo t.

$E(Rf_i)$: Intercepto de la regresión (Activo libre de riesgo).

β_i : Corresponde al beta estimado del activo i.

$E(R_{Mt} - Rf_i)$: Exceso de retorno del mercado sobre la tasa libre de riesgo en el periodo t.

ε_{it} : Perturbación aleatoria en el periodo t.

La ecuación (12) es en términos de retornos esperados. Pero sus implicaciones deben ser probadas con datos sobre los activos de periodo por periodo y los rendimientos de cartera. Se necesita elegir un modelo de rendimientos período por período que permita utilizar rendimientos promedio observados para probar las condiciones de rendimiento esperado. Pero uno que, sin

embargo, es lo más general posible. Se sugiere la utilización de la siguiente generalización estocástica de la ecuación (12). (Fama, Eugene; Macbeth, James, 1973)

$$\tilde{R}_{it} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t}\beta_i + \tilde{\gamma}_{2t}\beta_i^2 + \tilde{\gamma}_{3t}S_i + \tilde{\eta}_{it} \quad (13)$$

Condiciones derivadas de los supuestos del modelo:

C1: El intercepto es igual al activo libre de riesgo utilizado en el modelo testeado.(Lintner, 1965).

C2: Los inversionistas son aversos al riesgo, por lo tanto, a mayor riesgo se exigirá mayor retorno, esto es: $E(R_{Mt} - R_{f_i}) > 0$.

C3: La relación entre retorno esperado y el riesgo es lineal.

C4: Sólo β_i , (riesgo sistemático) afecta a los rendimientos del activo i, no existe otro riesgo del sistema que está inserto el activo que afecte el precio de los activos.

De acuerdo con lo anterior se establecen las siguientes hipótesis para probar el modelo:

H₁: Si $\hat{\gamma}_0 = R_f$, (Condición C1).

H₂: Si $\hat{\gamma}_1 > 0$, (Condición C2).

H₃: Si $\hat{\gamma}_2 = 0$, (Condición C3).

H₄: Si $\hat{\gamma}_3 = 0$, (Condición C4).

Con la ecuación anterior se someterá a una regresión a las 40 acciones, correspondiente al índice IPSA de Chile. Según con el modelo CAPM el intercepto de la regresión $\tilde{\gamma}_{0t}$ de la ecuación (13)) debe ser cero, para la comprobación de este supuesto se utilizará la siguiente ecuación:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + \eta_{it} \quad (14)$$

Donde:

R_{it} : Corresponde al exceso de retorno del activo sobre la tasa libre de riesgo en el periodo t.

γ_0 : Intercepto de la regresión.

γ_1 : Coeficiente de la regresión.

β_i : Beta estimado del activo i-ésimo.

η_{it} : Término del error aleatorio de la estimación.

Esta regresión debe ser ejecutada para todos los activos en estudio, donde el resultado debiese corresponder a:

γ_0 : 0 y γ_1 : debe ser el promedio de los retornos de mercado por sobre la tasa libre de riesgo

Para realizar el test de no linealidad, ya que como se dijo anteriormente el CAPM se basa en el supuesto que los rendimientos de los activos están relacionados linealmente con el riesgo sistemático (β), para probar la veracidad de esta hipótesis (H_1) se agrega un término adicional a la ecuación anterior (14).

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + \gamma_2\beta_i^2 + \eta_{it} \quad (15)$$

Donde:

γ_2 : Coeficiente de la regresión

β_i^2 : Corresponde al beta estimado al cuadrado del activo i-ésimo.

Esto debe indicar si el modelo posee una relación lineal entre el retorno y el riesgo sistemático (β), esto se cumple para el CAPM, cuando: $\gamma_2 = 0$.

Por último, se prueba el riesgo sistemático (test del riesgo no sistemático). El CAPM indica en uno sus supuestos que el único riesgo que a los inversionistas les importa es este. Los demás factores que puedan influenciar este riesgo no importan, para realizar este test, se adicionará otro término a la ecuación anterior (15)

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + \gamma_2\beta_i^2 + \gamma_3S(\eta)_i + \eta_{it} \quad (16)$$

Donde:

γ_3 : Es el coeficiente de la regresión.

$S(\eta)_i$: Corresponde a la varianza de los errores del activo i-ésimo, obtenido en la primera regresión.

Para que se cumpla esta hipótesis γ_3 debe ser igual a cero.

4.6. Test Black, Jensen and Scholes (BJS)

Este test fue introducido en 1972, debido a desde que se originó el modelo de valoración es necesario verificar su validez en la determinación del valor de los activos.

El primer paso del procedimiento de prueba del modelo establece que se deben formar portafolios de acciones, en donde se deben juntar de acuerdo con su nivel del coeficiente beta. Las acciones se conforman en grupo de diez portafolios en que está considerado el 10% del total del mercado, con el criterio de mayor nivel beta a menor nivel. La razón de este ranking es de acuerdo a que a mayor riesgo mayor retorno, por lo tanto, se trata de obtener la mínima varianza dentro de los portafolios, como también este proceso busca es evitar la no dependencia de los errores.

La agrupación de los grupos de acciones (portafolios), es para ganar eficiencia, sin embargo, en la agrupación de acciones basadas en el estimador β , podría no obtener estimaciones imparciales de la cartera “Beta”, desde el estimador se utiliza la selección de portafolios que contendría la medición del error. Este procedimiento introduciría un sesgo para el test que utiliza esta selección, para evitar esto el procedimiento incorpora que, para calcular el estimador beta del siguiente periodo, se utilizan los retornos de los activos del periodo anterior. De acuerdo al resultado del estimador en el próximo periodo, se reagrupan las carteras para el próximo periodo de acuerdo al ranking antes descrito.

Este proceso también debe considerar el supuesto de estacionariedad del estimador beta a través del tiempo. Este solo será válido si el coeficiente no posee caminata aleatoria.

Se debe asumir que los coeficientes betas son estacionarios a través del tiempo, ya que este proceso de orden de cartera resulta más complicado cuando algún activo posee betas que no son estacionarios a través del tiempo (Black, Jensen, & Scholes, 1972)

El test BJS estudia el rendimiento del CAPM en las carteras en lugar de las acciones individuales. Al crear carteras, una cierta cantidad de “El riesgo específico de la empresa” se diversificará de acuerdo con la teoría de cartera moderna.

Este test debe seguir los siguientes pasos:

Paso 1: Durante el período de investigación, se estiman los rendimientos en exceso de cada valor de una serie temporal de los retornos de acciones del IPSA ($R_{it} - R_{ft}$) y el rendimiento en

exceso del índice selectivo de acciones IPSA (Premio por riesgo de mercado), que se define como el poder para la cartera del mercado ($R_{mt} - R_{ft}$).

Paso 2: Durante el mismo período, se estiman las betas de las acciones al procesar las regresiones de los excesos de retornos de las acciones del IPSA con el exceso de retornos del mismo periodo del índice IPSA:

$$(\bar{R}_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_i(\bar{R}_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

Paso 3: Clasificamos las acciones de acuerdo con sus betas estimadas (del segundo paso) y construimos 10 carteras de acciones ponderadas equitativamente: Específicamente la primera cartera contiene acciones con el mayor valor de las betas (riesgo sistemático) y la décima cartera contiene las acciones con el valor más bajo de riesgo sistemático (Beta). Utilizamos esta técnica para reducir el problema del error en variables (EIV) que surge en la previsión de precios de activos (Fama, Eugene; Macbeth, James, 1973)

Paso 4: Para el próximo año (período de estimación), se estiman los rendimientos de las carteras para cada uno de los doce meses promediando los retornos excesivos de las acciones realizadas de cada cartera:

$$R_{kt} = \frac{\sum_{it}^N R_{it}}{N} \quad (18)$$

Donde:

R_{kt} : Exceso de retorno de un K portafolio en el tiempo t.

R_{it} : Exceso de retornos de una acción i en el tiempo t

N: El número de acciones del portafolio.

Paso 5: Los pasos 1 a 4 se repiten hasta que se construyan las series temporales necesarias de los retornos excesivos de las acciones y carteras para todos los períodos.

Paso 6: Para todo el período de estimación de diez años y para los tres subperíodos, se calcula la media mensual devoluciones para cada una de las diez carteras:

$$R_{kt} = \frac{\sum_{it}^N R_{it}}{N} \quad (19)$$

Y el coeficiente beta para cada uno de los 10 portafolios

$$\bar{R}_K = \alpha_k + \beta_k R_{Mt} + \varepsilon_{Kt} \quad (20)$$

Paso 7. El portafolio se conformará de nuevo y sus rendimientos se procesarán para el año 2011 y así sucesivamente hasta el último periodo.

Paso 8. Las betas de las carteras se estiman mediante regresiones sucesivas calculadas en los pasos 3, 5 y 7 para el índice de mercado. La ecuación de regresión es:

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p R_{Mt} + \varepsilon_{pt} \quad (21)$$

Donde:

R_{pt} : Corresponde al exceso de retorno del portafolio sobre la tasa libre de riesgo en el periodo t.

α_p : Intercepto de regresión.

β_p : Beta estimado del portafolio p.

R_{Mt} : Exceso de retorno del mercado sobre la tasa libre de riesgo en el periodo t.

ε_{pt} : Terminio del error aleatorio de la estimación.

Paso 9. La regresión “Cross - Sectional” se realizará para estimar la línea SML mediante la regresión de portafolios promedio de los retornos sobre la tasa libre de riesgo en el periodo de 2008 a 2017 de acuerdo con los valores de regresión estimados en el paso 8. La ecuación de la regresión es:

$$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p + \varepsilon_{pt} \quad (22)$$

Donde:

R_{pt} : Corresponde al exceso de retorno del portafolio sobre la tasa libre de riesgo en el periodo t.

γ_0 : Intercepto de la regresión.

γ_1 : Coeficiente de la regresión.

β_p : Beta estimado del portafolio p-ésimo.

ε_{it} : Término del error aleatorio de la estimación.

Paso 10. Las hipótesis de no linealidad y de no riesgo sistemático serán testeadas con las siguientes ecuaciones:

$$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_p + \gamma_2\beta_p^2 + \varepsilon_{pt} \quad (23)$$

$$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_p + \gamma_2\beta_p^2 + \gamma_3S(\varepsilon)_p + \varepsilon_{pt} \quad (24)$$

4.7. Test Black, Jensen and Scholes – Fama Macbeth

Este test fue probado con los activos de la Bolsa de Valores de Nueva York, donde se obtuvo que los la cartera eran eficientes y el proxy de mercado adecuadamente eficiente. No se rechazaron las hipótesis de que los rendimientos de los activos reflejaban el actuar de los inversores para evitar el riesgo según sus rendimientos, por lo tanto, conforman en promedio carteras eficientes, también se evidencio la compensación positiva entre el riesgo y retorno. Tampoco se pudo rechazar la no linealidad de los retornos, por lo que el modelo CAPM aplica para la valoración de los activos, como también se detectó que el riesgo de cartera, afecta sistemáticamente los rendimientos, además las propiedades que se observan del “Fair Game” se cumple ya que los valores reflejaban completamente la información disponible. (Fama, Eugene; MacBeth, James, 1973).

Este test es muy similar al anterior, también se utiliza la construcción de portafolios, sin embargo, a diferencia del proceso BJS, se conformarán los portafolios una sola vez, por lo que siempre serán los mismos durante todo el proceso de pruebas y este considera los siguientes pasos:

Paso 1. El riesgo sistemático de los activos se realiza utilizando la ecuación (9), de acuerdo con el exceso de los retornos de los años 2007 y 2008.

Paso 2. Se clasificarán las acciones por el resultado de su riesgo sistemático estimado en el paso 1, del cual se crearán diez portafolios, el 5% de las betas más altas compondrán el primer portafolio y así sucesivamente, hasta conformar 20 portafolios.

Paso 3. Los rendimientos mensuales de estos portafolios se procesarán en los años 2008-2011 como un promedio aritmético del exceso de retornos mensuales de las acciones del portafolio.

Paso 4. El riesgo sistemático se estimará utilizando la ecuación (16), de acuerdo el exceso de rendimiento mensual de los años 2008-2011.

Paso 5. Se utilizará una regresión “Cross-Sectional”, utilizando la ecuación (17), para estimar la SML, con los valores estimados en el proceso del punto 4.

Paso 6. La prueba de hipótesis de linealidad y de riesgo sistemático se obtendrá aplicando las ecuaciones (23) y (24).

También es necesario revisar las críticas que surgieron tempranamente a estos test. Una de ellas menciona que la única hipótesis comprobable del modelo de dos parámetros, es la de cartera de mercado de media varianza eficiente. Además, se deben considerar todos los activos del mercado para evaluar una contrastación de su validez. De este modo, sustituir la cartera por un proxy de mercado (índice), no sólo no permitirá colocar a prueba de la teoría del CAPM, también se puede incurrir en errores en la estimación del riesgo del mercado. No considerar este aspecto puede llevar al error más grave de una valoración de activos que es la sub o sobre valoración del riesgo. A modo de ejemplo si un mercado de un total de 1.000 activos, se elijan para que para realizar la prueba los estimadores en el proceso de corte transversal corresponde a una muestra de 500 activos representativos y eficiente, obteniendo que los retornos y su relación con el estimador de riesgo sistemático (Beta) sea exactamente lineal, pero es común que los activos mayormente representativos pueden contener una alta correlación entre ellos (Roll, 1977).

Este estudio si bien aplica la teoría de test de corte transversal, aborda esta crítica de la siguiente forma: Debido a la característica del mercado chileno que es pequeño, se utilizan todos los activos que componen el índice y en segundo lugar se determinara por la prueba de estacionariedad, si el índice IPSA se puede considerar como eficiente de media y varianza constante, por lo que se probara la eficiencia en precios y retornos.

5. DATOS UTILIZADOS

En 1893, la Bolsa de Santiago inició sus actividades para conformar un mercado de valores para Chile que funciona hasta el día de hoy. Uno de sus mercados actuales es el accionario del cual utilizaremos sus datos para el estudio de las metodologías antes descritas. Este mercado durante el año 2017 registró transacciones totales por US\$ 37.535 millones de dólares, anotando un aumento de 38,2% respecto al volumen de negocios registrado el año anterior. La bolsa posee dos índices IGPA (Índice General de Precios de Acciones) e IPSA (Índice de Precios Selectivo de Acciones).

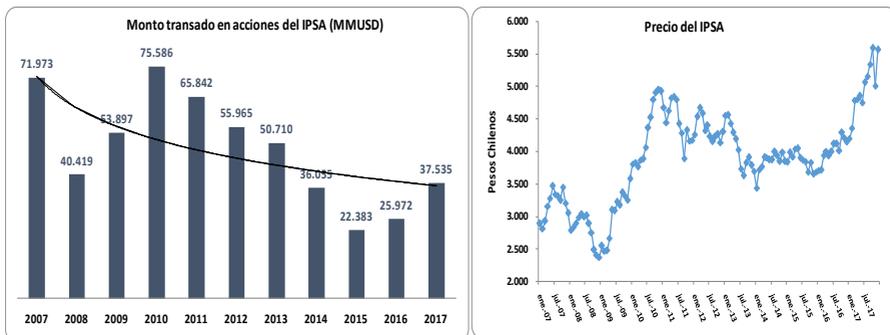
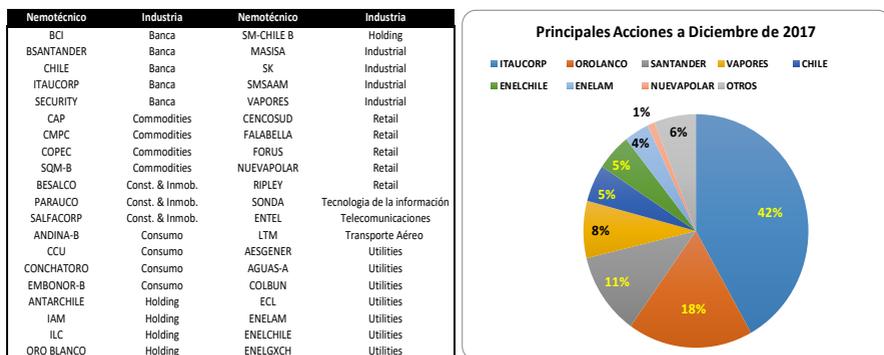


Gráfico 9: Montos Transados – Evolución del Precio del IPSA 2007-2017, fuente: Elaboración propia.

Este estudio utilizará los precios de acciones del índice IPSA cuyos activos se muestran a continuación. Los precios que se utilizan son mensuales y comprenden los periodos de enero 2007 a diciembre de 2017.

CUADRO 1: ACCIONES QUE COMPONEN EL ÍNDICE IPSA –
PRINCIPALES ACCIONES A DICIEMBRE DE 2017



EL cuadro 2 muestra el tiempo presente en las cotizaciones de precios presentes en la bolsa de valores de Santiago durante 2007 y 2017 (Comprende 132 meses).

La elección de la periodicidad de los precios, puede afectar a las estimaciones del riesgo sistemático (β), que es el intervalo del retorno utilizado para medir retornos históricamente. Los rendimientos se pueden medir diariamente, semanal, mensual, trimestral o anual. De hecho, con datos sobre transacciones intradía, los rendimientos pueden incluso medirse utilizando intervalos tan cortos como quince minutos.

CUADRO 2: MESES DE COTIZACIÓN DE LOS TÍTULOS DEL IPSA, EN EL PERÍODO DE ESTUDIO

Acción	Meses Cotización						
AESGENER	132	CHILE	132	ENTEL	132	PARAUCO	132
AGUAS_A	131	CMPC	132	FALABELLA	132	RIPLEY	132
ANDINA-B	132	COLBUN	132	FORUS	132	SALFACORP	132
ANTARCHILE	132	CONCHATORO	132	IAM	132	SECURITY	132
BCI	132	COPEC	132	ILC	65	SK	132
BESALCO	132	ECL	132	ITAUCORP	132	SM-CHILE-B	132
BSANTANDER	132	EMBONOR-B	132	LTM	132	SMSAAM	69
CAP	132	ENELAM	132	MASISA	132	SONDA	132
CCU	132	ENELCHILE	20	NUEVAPOLAR	132	SQMB	132
CENCOSUD	132	ENELGXCH	132	OROBLANCO	132	VAPORES	132

El uso de la frecuencia de los datos de retornos más cortos aumenta el número de observaciones de la regresión, pero tiene un inconveniente: Debido a que los activos no se negocian en forma continua y cuando no hay negociación en el activo, el estimador del riesgo sistemático puede verse afectado. En particular, la no negociación de un activo durante un periodo de retorno puede reducir la correlación medida con el índice de mercado y en consecuencia la estimación beta midiendo erróneamente el riesgo sistemático.

Este problema de periodos de no negociación de activos puede plantearse de dos formas, primero con la utilización de periodos más largos (trimestrales, anuales), pero tiene el inconveniente en la reducción en el número de observaciones para la regresión, por lo tanto es aconsejable utilizar periodos mensuales, debido a que por un lado proporcionan observaciones suficientes para las empresas, y además elimina el sesgo de los valores diarios y semanales proporcionaría la no negociación de los activos, debido a que al considerar empresas sin liquidez, en periodos cortos, estos podrían subestimar el estimador beta de lo que realmente se debe considerar como riesgo. (Damodaran, 2002)

Los precios que se utilizarán en esta investigación son mensuales, para evitar variabilidades específicas en días de cierre de la bolsa para los sectores económicos que componen en IPSA.

6. RESULTADOS

Análisis del resultado de estacionariedad

La revisión del precio del índice IPSA indica lo siguiente:

De acuerdo con el gráfico 10 “evolución de precios” se puede apreciar que la serie tiene tendencia, esto significa que esta no es estacionaria. Con ello implica que con esta simple observación la serie no cumpliría con: media cero y varianza y covarianza constantes, sin embargo, se debe considerar como una apreciación a priori válida, pero que debe ser apoyada por medio del test de raíces unitarias.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.937	0.937	118.54	0.000	
2	0.887	0.073	225.55	0.000	
3	0.817	-0.178	317.17	0.000	
4	0.763	0.057	397.54	0.000	
5	0.714	0.065	468.62	0.000	
6	0.667	-0.039	531.10	0.000	
7	0.627	0.016	586.66	0.000	
8	0.583	-0.027	635.13	0.000	
9	0.540	-0.035	677.05	0.000	
10	0.494	-0.035	712.50	0.000	
11	0.454	0.015	742.63	0.000	
12	0.408	-0.068	767.15	0.000	
13	0.357	-0.093	786.12	0.000	
14	0.315	0.048	800.98	0.000	
15	0.268	-0.066	811.68	0.000	
16	0.223	-0.035	819.27	0.000	
17	0.183	0.026	824.45	0.000	
18	0.146	-0.022	827.76	0.000	
19	0.112	-0.021	829.73	0.000	
20	0.079	-0.004	830.71	0.000	
21	0.045	-0.039	831.03	0.000	
22	0.013	-0.021	831.05	0.000	
23	-0.013	0.043	831.08	0.000	
24	-0.039	-0.026	831.32	0.000	
25	-0.060	-0.012	831.92	0.000	
26	-0.080	0.006	832.97	0.000	
27	-0.107	-0.086	834.89	0.000	
28	-0.125	0.022	837.56	0.000	
29	-0.144	0.019	841.10	0.000	
30	-0.169	-0.123	846.07	0.000	
31	-0.196	-0.067	852.80	0.000	
32	-0.220	0.038	861.35	0.000	
33	-0.237	0.014	871.39	0.000	
34	-0.248	-0.006	882.52	0.000	
35	-0.262	-0.043	895.04	0.000	
36	-0.269	0.023	908.37	0.000	

Gráfico 10: Correlograma IPSA,
Elaboración Propia.

El gráfico 10, muestra un patrón del modelo de caminata aleatoria. Los coeficientes de auto correlación son muy altos en toda la muestra.

Este correlograma corresponde a una serie de tiempo no estacionaria que comienza con coeficientes de rezago bastante altos y que van disminuyendo muy lentamente, lo que se conoce como series con memoria lenta.

Null Hypothesis: IPSA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.826980	0.8078
Test critical values:		
1% level	-3.480818	
5% level	-2.883579	
10% level	-2.578601	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IPSA)
Method: Least Squares
Date: 08/12/18 Time: 11:24
Sample (adjusted): 2007M02 2017M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPSA(-1)	-0.018939	0.022901	-0.826980	0.4098
C	93.86900	90.21209	1.040537	0.3000

R-squared 0.005274 Mean dependent var 20.37649
Adjusted R-squared -0.002438 S.D. dependent var 177.3176
S.E. of regression 177.5336 Akaike info criterion 13.21135
Sum squared resid 4065845 Schwarz criterion 13.25524
Log likelihood -863.3432 Hannan-Quinn criter. 13.22918
F-statistic 0.683895 Durbin-Watson stat 1.903397
Prob(F-statistic) 0.409776

Tabla 1: Test DF con Drift y sin tendencia
determinística.

Test Dickey-Fuller con drift (intercepto) y sin tendencia determinística

$H_0: d_1 =$ Tiene Raíz unitaria y no estacionariedad.

$H_1: d_1 < 0$ No tiene Raíz unitaria y estacionaria.

En la tabla 1 se puede observar p-value da un valor de 0,8078 > 0,05 por lo tanto, no se rechaza la hipótesis nula al 1%, al 5% y al 10%. Entonces no se puede concluir que no tiene raíz unitaria, entregando como resultado que la serie de precios del IPSA (2007-2017) no es estacionaria.

El test de estacionariedad se realizó a todas las acciones que componen el índice IPSA, solo el precio de una acción (Concha Y Toro) se comporta como estacionaria en el periodo de 2007 a 2017 (Ver Tabla D),

Test Dickey-Fuller sin drift (intercepto) y sin tendencia determinística y Test D-F con drift y con tendencia determinística

Null Hypothesis: IPSA has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.151542	0.9352
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IPSA)
Method: Least Squares
Date: 08/19/18 Time: 13:55
Sample (adjusted): 2007M02 2017M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPSA(-1)	0.004536	0.003939	1.151542	0.2516
R-squared	-0.003075	Mean dependent var	20.37649	
Adjusted R-squared	-0.003075	S.D. dependent var	177.3176	
S.E. of regression	177.5901	Akaike info criterion	13.20444	
Sum squared resid	4099970.	Schwarz criterion	13.22639	
Log likelihood	-863.8906	Hannan-Quinn criter.	13.21336	
Durbin-Watson stat	1.930599			

Tabla 2: Test DF Sin drift y sin tendencia determinística.

Null Hypothesis: IPSA has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.508987	0.8218
Test critical values:		
1% level	-4.029595	
5% level	-3.444487	
10% level	-3.147063	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IPSA)
Method: Least Squares
Date: 08/19/18 Time: 14:09
Sample (adjusted): 2007M02 2017M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPSA(-1)	-0.043743	0.028988	-1.508987	0.1338
C	142.5739	96.50114	1.477432	0.1420
@TREND("2007M01")	0.720390	0.519201	1.387498	0.1677
R-squared	0.020013	Mean dependent var	20.37649	
Adjusted R-squared	0.004700	S.D. dependent var	177.3176	
S.E. of regression	176.9004	Akaike info criterion	13.21169	
Sum squared resid	4005900.	Schwarz criterion	13.27753	
Log likelihood	-862.3654	Hannan-Quinn criter.	13.23844	
F-statistic	1.306975	Durbin-Watson stat	1.886368	
Prob(F-statistic)	0.274224			

Tabla 3: Test DF con drift y con tendencia determinística.

En la tabla 2 se puede observar que p-value da un valor de 0,9352 > 0,05 por lo tanto, no se rechaza la hipótesis nula al 1%, al 5% y al 10%. Por lo que se concluye que la serie de datos

(precios IPSA), no es estacionaria. Del mismo modo se rechaza la hipótesis nula del test DF con drift y tendencia determinística ($0,8218 > 0,05$), indicando que la serie es no estacionaria.

La revisión del precio del retorno del periodo estudiado del índice IPSA indica lo siguiente:

De acuerdo con el gráfico 11 “evolución de retornos del IPSA” se puede apreciar que la serie sin tendencia, esto significa que la serie es estacionaria de acuerdo con el análisis gráfico. Para confirmar esta primera apreciación se aplicarán los test de raíz unitaria.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.066	0.066	0.5919	0.442
		2 0.079	0.075	1.4366	0.488
		3 -0.095	-0.106	2.6576	0.447
		4 0.037	0.045	2.8484	0.584
		5 0.024	0.035	2.9300	0.711
		6 -0.033	-0.055	3.0786	0.789
		7 -0.070	-0.062	3.7630	0.807
		8 0.003	0.025	3.7841	0.878
		9 0.076	0.076	4.5946	0.868
		10 0.021	-0.004	4.6571	0.913
		11 0.126	0.126	6.9570	0.803
		12 0.026	0.027	7.0590	0.854
		13 -0.099	-0.142	8.5021	0.809
		14 0.063	0.099	9.1008	0.825
		15 0.025	0.042	9.1964	0.867
		16 -0.133	-0.197	11.865	0.753
		17 -0.083	-0.031	12.906	0.742
		18 -0.051	0.024	13.315	0.773
		19 -0.021	-0.080	13.386	0.818
		20 -0.070	-0.108	14.161	0.822
		21 -0.101	-0.045	15.779	0.782
		22 -0.048	-0.039	16.148	0.808
		23 0.018	-0.038	16.200	0.847
		24 -0.044	-0.018	16.511	0.869
		25 -0.005	0.014	16.516	0.899
		26 0.027	0.001	16.633	0.920
		27 -0.035	0.002	16.836	0.935
		28 0.030	0.071	16.987	0.949
		29 0.064	0.051	17.697	0.950
		30 0.035	0.043	17.909	0.960
		31 -0.127	-0.101	20.714	0.919
		32 -0.056	-0.027	21.266	0.926
		33 -0.003	0.025	21.268	0.943
		34 -0.001	-0.061	21.268	0.956
		35 0.030	0.044	21.433	0.965
		36 -0.053	-0.040	21.956	0.968

Null Hypothesis: RETORNO_IPSA has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
		-10.37134	0.0000	
Test critical values:	1% level	-3.481217		
	5% level	-2.883753		
	10% level	-2.578694		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RETORNO_IPSA)				
Method: Least Squares				
Date: 12/09/18 Time: 18:06				
Sample (adjusted): 2007M03 2017M12				
Included observations: 130 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETORNO_IPSA(-1)	-0.930761	0.089744	-10.37134	0.0000
C	0.004960	0.004005	1.238481	0.2178
R-squared	0.456625	Mean dependent var	0.001043	
Adjusted R-squared	0.452380	S.D. dependent var	0.061429	
S.E. of regression	0.045459	Akaike info criterion	-3.328761	
Sum squared resid	0.264511	Schwarz criterion	-3.284645	
Log likelihood	218.3695	Hannan-Quinn criter.	-3.310836	
F-statistic	107.5647	Durbin-Watson stat	1.949673	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabla 4: Test DF con Drift y sin tendencia determinística.

Gráfico 11: Correlograma Retorno IPSA, Elaboración Propia.

En las tablas 4, 5 y 6, el p-value es de 0.0000, por lo que $0,0000 < 0,05$, no rechaza la hipótesis nula, por esta razón según el test y análisis gráfico, los retornos del IPSA se comportan como una serie estacionaria, es decir con media y varianza constantes.

Null Hypothesis: RETORNO_IPSA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.33205	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.030157	
5% level	-3.444756	
10% level	-3.147221	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RETORNO_IPSA)
 Method: Least Squares
 Date: 12/09/18 Time: 18:29
 Sample (adjusted): 2007M03 2017M12
 Included observations: 130 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETORNO_IPSA(-1)	-0.930726	0.090081	-10.33205	0.0000
C	0.003526	0.008060	0.437496	0.6625
@TREND("2007M02")	2.19E-05	0.000107	0.205230	0.8377
R-squared	0.456805	Mean dependent var	0.001043	
Adjusted R-squared	0.448251	S.D. dependent var	0.061429	
S.E. of regression	0.045630	Akaike info criterion	-3.313708	
Sum squared resid	0.264423	Schwarz criterion	-3.247535	
Log likelihood	218.3910	Hannan-Quinn criter.	-3.286820	
F-statistic	53.40094	Durbin-Watson stat	1.950377	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabla 5: Test DF con drift y con tendencia determinística.

Null Hypothesis: RETORNO_IPSA has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.27921	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582872	
5% level	-1.943304	
10% level	-1.615087	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

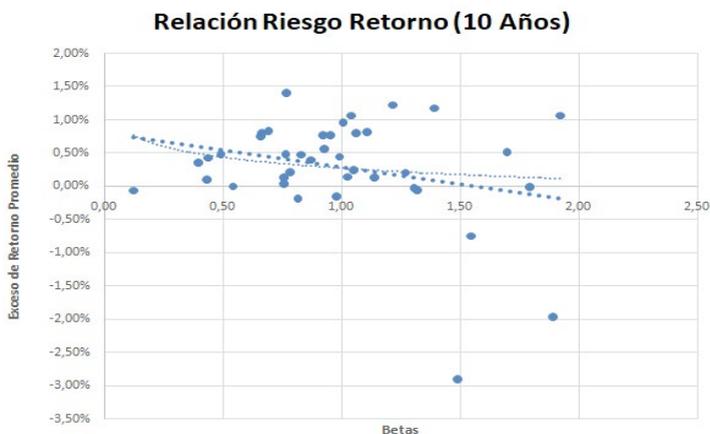
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RETORNO_IPSA)
 Method: Least Squares
 Date: 12/09/18 Time: 18:32
 Sample (adjusted): 2007M03 2017M12
 Included observations: 130 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETORNO_IPSA(-1)	-0.920281	0.089528	-10.27921	0.0000
R-squared	0.450114	Mean dependent var	0.001043	
Adjusted R-squared	0.450114	S.D. dependent var	0.061429	
S.E. of regression	0.045553	Akaike info criterion	-3.332234	
Sum squared resid	0.267680	Schwarz criterion	-3.310176	
Log likelihood	217.5952	Hannan-Quinn criter.	-3.323271	
Durbin-Watson stat	1.947021			

Tabla 6: Test DF Sin drift y sin tendencia determinística.

Test al modelo CAPM

La regresión en dos etapas dio como resultado los siguientes datos estadísticos que se pueden visualizar en la Tabla A.



La SML (Security Market Line) o Línea de Mercado de Valores, es la siguiente:

El gráfico 12 muestra la representación gráfica de la línea de mercado estimada de la bolsa de comercio de Santiago de Chile índice IPSA. La intersección de las líneas no es cero y muestra una pendiente descendiente lo que es contraria a la teoría financiera y/o del modelo CAPM, donde se establece en que la relación riesgo retorno es positiva. Para realizar una revisión más exhaustiva se debe ver el resultado en la aplicación de la ecuación (12):

TABLA 7: RESULTADO DE REGRESIÓN DE DOS ETAPAS (ECUACIÓN 12)...

	Resultados de Regresión	T-Value	P-Value
γ_0	0,0081	2,5302	0,0157
γ_1	-0,0051	-1,7362	0,0906
R^2	7,35%		
Error Estándar	0,0767		

De la tabla 7, se obtiene que γ_0 (H1: Si $\hat{\gamma}_0 = R_{\gamma}$), es distinto que cero con un P-Value menor al 5%, lo que indica que el resultado es estadísticamente significativo. Por lo tanto, no es compatible con el CAPM, donde indica que γ_0 corresponde al valor del activo libre de riesgo. En el periodo de estudio en promedio del activo libre de riesgo es de: 0,0013, con respecto γ_1 , es negativo, por lo que no existe relación positiva entre riesgo y retorno, pero no posee una significancia estadística al 5%. Además, el R2 es pequeño por lo que indicaría que solo una pequeña variación en los rendimientos de las acciones puede ser explicado por el riesgo sistemático (β).

Contraste de hipótesis de linealidad

TABLA 8: RESULTADO DE REGRESIÓN DE DOS ETAPAS (ECUACIÓN 13)

	Resultados de Regresión	T-Value	P-Value
γ_0	-0,0006	-0,0892	0,9294
γ_1	0,0136	1,1277	0,2667
γ_2	-0,0086	-1,6019	0,1177
R^2	13,36%		
Error Estándar	0,0075		

La constante γ_0 , es distinta de cero, pero no es estadísticamente significativa al 5% por lo tanto, no es concluyente al igual que los estimadores γ_1 e γ_2 . Además, el R2, es pequeño por lo que indicaría que solo una pequeña variación en los rendimientos de las acciones puede ser explicada por el riesgo sistemático (β).

Contraste de Hipótesis de Riesgo Sistemático

TABLA 9: RESULTADO DE REGRESIÓN DE DOS ETAPAS (ECUACIÓN 14)

	Resultados de Regresión	T-Value	P-Value
γ_0	-0,0009	-0,1819	0,8567
γ_1	0,0161	1,6187	0,1142
γ_2	-0,0066	-1,4843	0,1464
γ_3	-0,9305	-4,2971	0,0001
R2	42,73%		
Error Estándar	0,0062		

La constante γ_0 y los estimadores γ_1 e γ_2 , no son estadísticamente significativos al 5%. Sin embargo el estimador γ_3 , es significativo, por lo tanto se rechaza la hipótesis H4: Si $\hat{\gamma}_3 = 0$, sólo β_p , (riesgo sistemático) no es cero, por lo tanto indica que existen más factores de riesgo que no están considerados en el riesgo sistemático que considera el modelo CAPM para este mercado.

El test BJS dio como resultado los siguientes estadísticos se pueden visualizar en la Tabla B.

Relación Riesgo Retorno 10 Portafolios

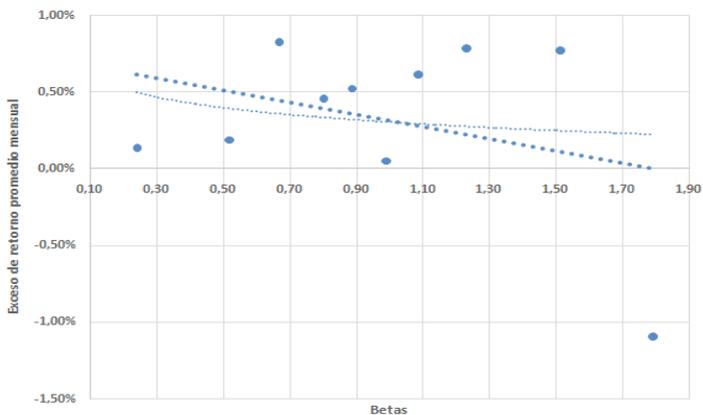


Gráfico 13: SML de todos los retornos de Acciones del IPSA, entre 2007 -2017 (10 Portafolios), Fuente: Elaboración Propia.

El gráfico 13, al igual que el gráfico 12, muestra que la relación entre riesgo y retorno no es una pendiente positiva. Tampoco la intercepción comienza desde cero, indicando que no es consistente con la teoría financiera en el sentido que a mayor riesgo mayor retorno.

TABLA 10: RESULTADO DE REGRESIÓN BJS (ECUACIÓN 12)

	Resultados de Regresión	T-Value	P-Value
γ_0	0,0071	1,6102	0,1460
γ_1	-0,0040	-0,9639	0,3633
R^2	10,41%		
Error Estándar	0,0057		

Tanto los estimadores γ_0 e γ_1 no son estadísticamente significativos al 5% por lo que no se puede concluir en esta etapa del test BJS.

Contraste de hipótesis de linealidad

TABLA 11: RESULTADO DE REGRESIÓN BJS (ECUACIÓN 13)

	Resultados de Regresión	T-Value	P-Value
Y_0	-0,0066	-1,0302	0,3372
Y_1	0,0288	2,1526	0,0684
Y_2	-0,0160	-2,5238	0,0396
R^2	53,09%		
Error Estándar	0,0044		

Tanto los estimadores γ_0 e γ_1 (tabla 5), no son estadísticamente significativos al 5%, por lo que no se puede concluir en esta etapa del test BJS, sin embargo, el estimador γ_2 es significativo, lo que implica que no se cumple la hipótesis H3: Si $\hat{\gamma}_2 = 0$, por lo tanto, no existe una relación lineal entre los retornos y el riesgo sistemático (β).

Contraste de Hipótesis de Riesgo Sistemático

TABLA 12: RESULTADO DE REGRESIÓN BJS (ECUACIÓN 14)

	Resultados de Regresión	T-Value	P-Value
Y_0	0,0519	2,6662	0,0372
Y_1	-0,0962	-2,3167	0,0597
Y_2	0,0492	2,2827	0,0626
Y_3	-3807,6070	-3,0839	0,0216
R^2	81,85%		
Error Estándar	0,0030		

De acuerdo con la tabla 6. Tanto los estimadores γ_1 e γ_2 no son estadísticamente significativos al 5% por lo que no se puede rechazar sus hipótesis con respecto a estos estimadores. Sin embargo, el estimador γ_0 es significativo, esto implica que no se cumple la hipótesis H1: Si $\hat{\gamma}_0 = 0$, por lo tanto, el intercepto no corresponde al activo libre de riesgo utilizado y el estimador γ_3 es distinto a cero, esto indica que existen más factores de riesgo que no están considerados en el riesgo sistemático que considera el modelo CAPM para este mercado.

El test BJS-FM dio como resultado los siguientes estadísticos se pueden visualizar en la Tabla C.

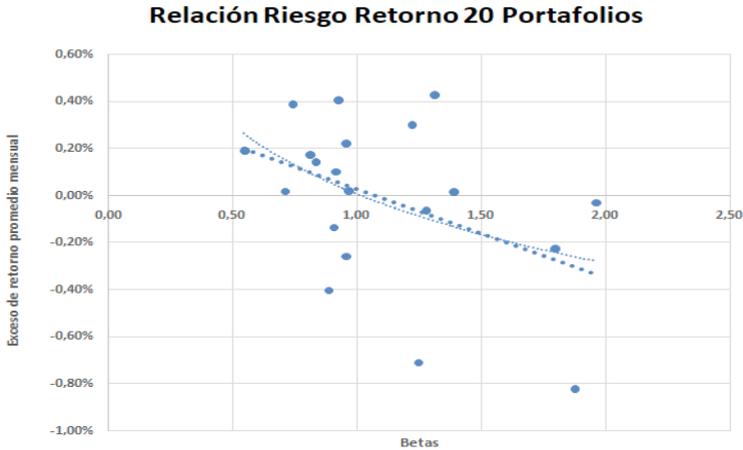


Gráfico 14: SML de todos los retornos de Acciones del IPSA, entre 2007 -2017 (20 Portafolios), Fuente: Elaboración Propia.

El gráfico 14, al igual que el gráfico 12 y 13, muestra que la relación entre riesgo y retorno no es una pendiente positiva. Tampoco la intercepción comienza desde cero, indicando que no es consistente con la teoría financiera en el sentido que a mayor riesgo mayor retorno.

TABLA 13: RESULTADO DE REGRESIÓN BJS-FM (ECUACIÓN 12)

	Resultados de Regresión	T-Value	P-Value
Y0	0,0040	1,8725	0,0775
Y1	-0,0037	-2,0514	0,0551
R2	18,95%		
Error Estándar	0,0032		

La tabla 13 muestra que si bien el valor del intercepto es inconsistente con la teoría del CAPM, ya que es distinto de cero $\hat{\gamma}_0$, pero no es concluyente por que la significancia estadística es mayor al 5% (P-Value). Con respecto al estimador $\hat{\gamma}_1$, es negativo, por lo que no existe relación positiva entre riesgo y retorno, pero no posee una significancia estadística en torno al 5%.

Además, se debe considerar que el R², es bajo por lo que indica que existe una relación clara entre los retornos y el riesgo sistemático.

Contraste de hipótesis de linealidad

TABLA 14: RESULTADO DE REGRESIÓN BJS-FM (ECUACIÓN 13)

	Resultados de Regresión	T-Value	P-Value
γ_0	0,0027	0,3682	0,7173
γ_1	-0,0014	-0,1160	0,9090
γ_2	-0,0009	-0,1897	0,8518
R ²	19,12%		
Error Estándar	0,0032		

La tabla 14 muestra que la constante γ_0 , es distinta de cero, pero no es estadísticamente significativa al 5%, por lo tanto; no es concluyente, al igual que los estimadores γ_1 e γ_2 . Además, el R², es pequeño por lo que indicaría que solo una pequeña variación en los rendimientos de las acciones puede ser explicado por el riesgo sistemático (β).

Contraste de Hipótesis de Riesgo Sistemático

TABLA 15: RESULTADO DE REGRESIÓN BJS-FM (ECUACIÓN 14)

	Resultados de Regresión	T-Value	P-Value
γ_0	0,0005	0,0941	0,9262
γ_1	0,0040	0,4381	0,6672
γ_2	-0,0016	-0,4771	0,6398
γ_3	-1,1254	-4,0179	0,0010
R ²	59,74%		
Error Estándar	0,0024		

De acuerdo con la tabla 15. Tanto los estimadores γ_1 , γ_2 e γ_3 no son estadísticamente significativos al 5%, por lo que, no se puede concluir en esta etapa del test BJS con respecto a estos estimadores. Sin embargo, el estimador $\hat{\gamma}_3$ es distinto a cero, por lo tanto, indica que existen

más factores de riesgo que no están considerados en el riesgo sistemático que considera el modelo CAPM para este mercado.

7. CONCLUSIONES

Con respecto al test de estacionariedad aplicado a los precios mensuales en el periodo analizado, sólo el activo financiero de “Concha y Toro” es estacionario. Los demás treinta y nueve títulos de acciones (ver tabla D) indican como resultado que sus series de precios no son estacionarias, prueba realizada con intercepto y un rezago AR (1). Además, fue sometido a la misma prueba el índice que agrupa a los activos (IPSA), que también rechazó la hipótesis nula, por lo tanto, el IPSA también posee un comportamiento aleatorio en el precio.

La prueba de estacionariedad también fue aplicada a los retornos del índice y las acciones que lo componen. El resultado fue distinto a los precios ya que todos los retornos resultan ser estacionarios (con raíz unitaria ver tabla E).

Se realizó un análisis acerca del comportamiento de camino aleatorio (con un rezago e intercepto) de los precios de las acciones y del índice IPSA en el periodo de enero de 2007 a diciembre de 2017, considerando precios mensuales. Este concluye que el mercado chileno se clasifica como un mercado de eficiencia débil, donde los activos financieros que están considerados en el IPSA ya cuentan con toda la información pasada. Por lo tanto, los inversores no pueden obtener rentabilidades superiores analizando estas series o extrapolando reglas de comportamiento de los precios, debido a que todos los actores del mercado ya sabrán explotar las mismas señales que las series de precios muestran. Por lo que, en consecuencia, con esta hipótesis de mercado, ningún inversionista podrá conseguir un rendimiento superior al promedio y si lo llegase a lograr será producto del azar, cabe señalar que este escenario solo se daría bajo la utilización del análisis técnico financiero, como es la aplicación de estos modelos de valoración, para predecir el comportamiento de los precios a futuro. Esta conclusión aplica también a los estudios de los gráficos de precios denominados “Chartistas”, que sólo se basan en las tendencias de precios de los activos, sin embargo, no aplica para el análisis técnico ya que los retornos se comportan en forma estacionaria.

Realizado el test a los retornos del índice, resulta ser estacionario, por lo tanto, el índice es adecuado para aplicarlo como proxy en los test de validez del CAPM.

Hipótesis	Dos etapas	Test BJS	Test BJS - FM
H1	Rechaza	No Rechaza*	No Rechaza*
H2	No rechaza*	No Rechaza*	No Rechaza*
H3	No rechaza*	No Rechaza*	No Rechaza*
H4	Rechaza	Rechaza	Rechaza

* Si bien el resultado del estimador considera rechazo de las hipótesis, su baja significancia estadística determina no rechazar la hipótesis.

De acuerdo con los tres test del CAPM, basados en la técnica de la regresión de dos pasos: BJS, BJS-FM. Muestran que la línea estimada del mercado exhibe algunas propiedades no consistentes con la teoría, debido a que la intercepción de los ejes de riesgo y rentabilidad es significativamente distinta de cero y la pendiente es inversa (negativa), recordando que, de acuerdo a la teoría financiera, en donde a mayor riesgo el retorno debe ser mayor, la linealidad de los datos no es clara, ya que, en que en todos los test se rechaza, pero con bajo nivel de significancia estadística. Además, el riesgo sistemático en todos los test indica que no es el adecuado nivel de riesgo para el modelo, es decir, el análisis sugiere que faltan factores que influyen en el riesgo sistémico (beta) en el periodo analizado del mercado de valores chileno.

Tanto en el test de dos etapas de activos individuales, como los test de portafolios, indican que el estimador del riesgo sistemático no es el adecuado para los periodos en estudio, como también en el análisis gráfico (SML), no sustenta el modelo CAPM. Debido a que presenta una relación negativa entre riesgo y retorno.

Los próximos estudios en mercados de poco desarrollo como el chileno se deberían centrar en estudios de Fama y French, donde observan la relación positiva pero insignificante entre el rendimiento de las acciones y el riesgo sistemático (β), estableciendo la hipótesis que “Beta está muerta” (Fama & French, 1996), proponiendo la aplicación de test al modelo de tres factores propuesto por Eugene Fama y French Kenneth en 1993 (Fama, Eugene; French, 1993). Se debe explorar otros modelos multifactoriales como el APT (Arbitrage Pricing Theory), o estudios de efecto de “momentum” del modelo de tres factores, introducido en 1997 por Carhart (Carhart, 1997), como también el modelo de precios de activos de cinco factores propuesto en 2015, el cual introduce una medida basada en la rentabilidad de las empresas. Otros estudios relevantes es la revisión de introducir un diferencial de acuerdo con el tamaño de las empresas. Diferencial de inversiones a activos y diferencial de rentabilidad de portafolios, propuesto por Hou, Xue y Zhang en 2015. (Rathnasekara, 2017), como también es necesario realizar el test de eventos para probar la eficiencia del mercado de valores chileno.

8. BIBLIOGRAFÍA

- Black, F., Jensen, M. C., & Scholes, M. (1972). *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests*. EEUU. Michael C. Jensen, ed., Praeger Publishers Inc.
- Carhart, M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. EEUU: *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1. (Mar., 1997), pp. 57-82.
- Chaudhary, P. (2016). *Test of CAPM: A Study of India and US*. Delhi, India. Shri Ram College of Commerce.
- Damodaran, A. (2002). *Estimating Risk Parameters*. New York: Stern School of Business.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. EEUU. *Journal of The American Statistical Association*. Vol. 74, No. 366, pp. 427-431
- Duarte, J. B. (2014). *Comprobación de la Eficiencia Débil en los Principales Mercados Financieros Latinoamericanos*. Madrid: Tesis Doctoral- Universidad Complutense de Madrid.
- Fama, E., & French, K. (1996). The CAPM is Wanted, Dead or Alive. EEUU: *The Journal of Finance*, Vol. 51, No. 5, pp. 1947-1958.
- Fama, Eugene. (1965). *Random Walks in Stocks Market Prices*. Chicago, EEUU: Graduate School Of Business, The University of Chicago.
- Fama, Eugene. (1970). *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*. EEUU. Blackwell Publishing for the American Finance Association.
- Fama, Eugene; Crum, Roy. (1977). *On the Use of the CAPM in Public Utility Rate Cases*. Washington, EEUU: Financial Management Association.
- Fama, Eugene; French, Kenneth. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds*. Chicago, EEUU: *Journal of Financial Economics* 33 (1993) Pág. 3-56.
- Fama, Eugene; Macbeth, James. (1973). *Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests*. Chicago, EEUU: University of Chicago.
- Fama, Eugene; MacBeth, James. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. Chicago, EEUU: *The Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3. (May - Jun., 1973), pp. 607-636.
- Gujarati, D., & Porter, D. (2009). *Econometría*, Quinta Edición, Páginas 738, 768. EEUU: Mc Graw Hill, Educación.
- Infante, M. P. (20 de Enero de 2018). Fondos de pensiones solo son dueños del 8,6% del valor en bolsa de empresas del IPSA. *Economía y Negocios*. <http://www.economiaynegocios.cl/noticias/noticias.asp?id=439>
- Inversiones, E. E. (12 de Junio de 2018). Las AFP registran la mayor compra en acciones chilenas en casi dos años. *El Mercurio*, págs. <http://www.elmercurio.com/Inversiones/Noticias/Análisis/2018/06/11/Ranking-Portafolio-de-las-AFP-en-mayo.aspx>.
- Jordan, D. M. (2012). *Grau d'Estadística Aplicada*. Barcelona, España: Universidad Autónoma de Barcelona.

- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. EEUU: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, No. 1. (Feb., 1965), pp. 13-37.
- Malkiel, B. (1973). *A Random Walk Down Wall Street*. New York: W. W. Norton & Company, Inc.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. EEUU: *The Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1. (Mar., 1952), pp. 77-91.
- Ojah, K; Karamera, D. (1999). Random walks and market efficiency test of Latin American emerging equity markets. *The Financial Review*, 34, pp.57-72.
- Rathnasekara, R. D. (2017). *Testing Stock Market Efficiency and the Asset Pricing Model: Some Evidence From Sri Lanka*. UK: The University of Huddersfield.
- Roll, R. (1977). A Critique Of The Asset Pricing Theory's Tests. EEUU. *Journal of Financial Economics* 4 (1977) 129-176. North-Holland Publishing Company.
- Samuelson, P. A. (1965). Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. Boston, EEUU: *Industrial Management Review*, 6, 41-49.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market: Equilibrium Under Conditions of Risk. EEUU: *The Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3 (Sep., 1964), pp. 425-442.
- Urrutia, J., 1995. Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging equity markets. *Journal of Financial Research*, vol. 18, 3 pp.299-309.

TABLA A: RESULTADO DE ANÁLISIS DE REGRESIONES EN DOS PASOS

Acción	Constante	T-Value Constante	Beta Estimado	T-Value Beta Estimado	R cuadrado Ajustado	Std Error Regresión	Varianza de los Residuos	Retorno Promedio
AESGENER	-0,0037	-0,789	0,76	7,43	29,44%	0,0529	0,28%	0,043%
AGUAS-A	0,0014	0,402	0,44	5,68	19,38%	0,0399	0,16%	0,430%
ANDINA-B	0,0007	0,147	0,77	6,90	26,37%	0,0576	0,33%	0,486%
ANTARCHILE	-0,0036	-1,028	1,02	13,20	57,13%	0,0402	0,16%	0,145%
BCI	0,0031	0,706	0,92	9,66	41,54%	0,0495	0,24%	0,776%
BESALCO	0,0023	0,302	1,92	11,65	50,87%	0,0855	0,73%	1,068%
BSANTANDER	0,0004	0,106	0,83	9,79	42,19%	0,0438	0,19%	0,475%
CAP	-0,0080	-0,728	1,79	7,39	29,20%	0,1256	1,57%	-0,009%
CCU	0,0043	0,924	0,67	6,48	23,97%	0,0532	0,28%	0,805%
CENCOSUD	-0,0063	-1,403	1,31	13,14	56,92%	0,0515	0,26%	-0,021%
CHILE	0,0038	1,296	0,66	10,15	43,95%	0,0337	0,11%	0,754%
CMPC	-0,0041	-0,919	1,14	11,54	50,39%	0,0511	0,26%	0,138%
COLBUN	-0,0020	-0,443	0,78	7,96	32,41%	0,0511	0,26%	0,220%
CONCHATORO	-0,0028	-0,569	0,76	7,10	27,51%	0,0553	0,30%	0,133%
COPEC	-0,0027	-0,743	1,05	13,38	57,78%	0,0408	0,16%	0,252%
ECL	0,0046	0,725	1,01	7,24	28,33%	0,0721	0,52%	0,960%
EMBONOR-B	0,0045	0,905	0,69	6,37	23,34%	0,0564	0,32%	0,832%
ENELAM	-0,0064	-1,192	0,98	8,24	33,97%	0,0615	0,38%	-0,153%
ENELCHILE	-0,0024	-1,190	0,12	2,81	5,05%	0,0228	0,05%	-0,065%
ENELGXCH	-0,0061	-0,728	0,82	4,41	12,44%	0,0959	0,91%	-0,182%
ENTEL	-0,0033	-0,768	0,54	5,75	19,79%	0,0490	0,24%	-0,001%
FALABELLA	0,0029	0,701	0,95	10,50	45,65%	0,0470	0,22%	0,770%
FORUS	0,0053	0,763	1,39	9,02	38,22%	0,0798	0,63%	1,178%
IAM	0,0017	0,522	0,49	6,76	25,58%	0,0378	0,14%	0,483%
ILC	0,0008	0,202	0,40	4,54	13,11%	0,0453	0,20%	0,354%
ITAUCORP	0,0010	0,222	0,93	9,72	41,85%	0,0495	0,24%	0,568%
LTM	-0,0039	-0,708	1,27	10,39	45,15%	0,0633	0,40%	0,206%
MASISA	-0,0145	-2,003	1,55	9,71	41,77%	0,0825	0,68%	-0,747%
NUEVAPOLAR	-0,0358	-2,256	1,49	4,26	11,63%	0,1812	3,26%	-2,903%
OROBLANCO	0,0028	0,300	1,11	5,32	17,37%	0,1080	1,16%	0,824%
PARAUCO	0,0055	1,247	1,04	10,69	46,54%	0,0505	0,25%	1,067%
RIPLEY	-0,0067	-1,159	1,32	10,40	45,18%	0,0656	0,43%	-0,050%
SALFACORP	-0,0024	-0,313	1,70	10,09	43,69%	0,0871	0,75%	0,519%
SECURITY	-0,0005	-0,107	0,99	10,18	44,11%	0,0505	0,25%	0,448%
SK	0,0028	0,504	1,06	8,73	36,68%	0,0629	0,39%	0,799%
SM-CHILE B	0,0100	2,624	0,77	9,15	38,88%	0,0434	0,19%	1,411%
SMSAAM	-0,0019	-0,580	0,43	6,05	21,50%	0,0371	0,14%	0,099%
SONDA	-0,0005	-0,109	0,87	8,45	35,14%	0,0535	0,28%	0,400%
SQMB	0,0065	0,817	1,22	8,45	26,76%	0,0905	0,81%	1,227%
VAPORES	-0,0279	-3,202	1,89	9,86	42,53%	0,0994	0,98%	-1,959%

TABLA B: RESULTADOS ANÁLISIS DE TEST BJS (10 PORTAFOLIOS)

Portafolio	2011				2014				2017			
	Sub-período 2007-2010				Sub-período 2010-2013				Sub-período 2013-2016			
	Acciones	Alfa	Betas	P-Value	Acciones	Alfa	Betas	P-Value	Acciones	Alfa	Betas	P-Value
P1	CAP	0,0052	1,78	0,0000	VAPORES	-0,0457	2,15	0,0000	MASISA	-0,0053	2,15	0,0000
	VAPORES	-0,0212	1,76	0,0000	BESALCO	0,0108	1,67	0,0000	SQMB	-0,0049	2,11	0,0000
	BESALCO	0,0192	1,60	0,0000	SALFACORP	-0,0118	1,58	0,0000	LTM	-0,0117	2,09	0,0000
	MASISA	-0,0274	1,55	0,0000	SK	0,0116	1,55	0,0000	CAP	-0,0227	2,05	0,0035
P2	SALFACORP	0,0060	1,54	0,0000	LTM	-0,0009	1,50	0,0000	BESALCO	-0,0251	1,89	0,0000
	CENCOSUD	-0,0024	1,50	0,0000	CAP	-0,0086	1,46	0,0000	SALFACORP	-0,0127	1,81	0,0000
	FORUS	0,0038	1,50	0,0000	RIPLEY	-0,0026	1,45	0,0000	VAPORES	-0,0148	1,60	0,0002
	NUEVAPOLAR	-0,0140	1,49	0,0000	FORUS	0,0300	1,41	0,0000	RIPLEY	-0,0013	1,40	0,0000
P3	PARAUCO	0,0039	1,33	0,0000	BCI	0,0125	1,30	0,0000	CENCOSUD	-0,0051	1,34	0,0000
	RIPLEY	-0,0158	1,25	0,0000	CENCOSUD	0,0020	1,20	0,0000	OROBLANCO	-0,0062	1,32	0,0168
	ECL	0,0119	1,17	0,0003	SQMB	-0,0081	1,18	0,0000	ANDINA-B	-0,0030	1,13	0,0003
	CMPC	-0,0055	1,14	0,0000	SECURITY	0,0036	1,18	0,0000	ILC	-0,0004	1,12	0,0000
P4	ENELAM	-0,0066	1,03	0,0000	COPEC	-0,0022	1,18	0,0000	BSANTANDER	0,0030	1,11	0,0000
	SECURITY	-0,0041	1,03	0,0000	CMPC	-0,0097	1,17	0,0000	ITAUCORP	0,0003	1,10	0,0000
	FALABELLA	0,0067	1,02	0,0000	SM-CHILE-B	0,0204	1,11	0,0000	ECL	-0,0004	1,07	0,0000
	CONCHATORO	-0,0079	0,96	0,0000	ANTARCHILE	-0,0062	1,07	0,0000	SONDA	-0,0044	1,01	0,0000
P5	COLBUN	-0,0059	0,95	0,0000	NUEVAPOLAR	-0,0758	1,06	0,1719	BCI	0,0028	1,00	0,0000
	SQMB	0,0169	0,92	0,0037	MASISA	-0,0168	1,06	0,0000	SMSAAM	-0,0015	0,97	0,0000
	ENELGXCH	-0,0058	0,91	0,0000	PARAUCO	0,0100	1,01	0,0000	COPEC	-0,0005	0,94	0,0000
	BCI	0,0034	0,91	0,0000	ITAUCORP	0,0116	1,01	0,0000	SK	-0,0060	0,94	0,0001
P6	ITAUCORP	0,0125	0,89	0,0000	FALABELLA	0,0087	0,96	0,0000	ENELAM	-0,0088	0,93	0,0072
	ANTARCHILE	-0,0069	0,87	0,0000	SONDA	0,0090	0,88	0,0000	CMPC	-0,0045	0,89	0,0000
	COPEC	-0,0044	0,87	0,0000	ENELAM	-0,0082	0,86	0,0000	ANTARCHILE	-0,0016	0,86	0,0000
	LTM	0,0064	0,87	0,0000	ECL	-0,0067	0,85	0,0000	FALABELLA	0,0019	0,84	0,0000
P7	OROBLANCO	0,0161	0,87	0,0072	BSANTANDER	-0,0010	0,83	0,0000	NUEVAPOLAR	-0,0404	0,83	0,2543
	SONDA	0,0000	0,85	0,0000	CONCHATORO	-0,0033	0,78	0,0001	EMBONOR-B	-0,0001	0,74	0,0037
	AESGENER	-0,0036	0,83	0,0000	ANDINA-B	0,0060	0,77	0,0000	ENELGXCH	-0,0115	0,74	0,2448
	SK	0,0089	0,78	0,0008	CHILE	0,0114	0,77	0,0000	FORUS	-0,0035	0,72	0,0372
P8	BSANTANDER	0,0022	0,69	0,0000	EMBONOR-B	0,0107	0,77	0,0005	CCU	-0,0010	0,71	0,0026
	SM-CHILE-B	0,0145	0,69	0,0001	ENELGXCH	-0,0030	0,74	0,0000	ENTEL	-0,0063	0,68	0,0016
	EMBONOR-B	0,0044	0,66	0,0003	AESGENER	0,0039	0,56	0,0003	PARAUCO	0,0057	0,64	0,0004
	CCU	0,0041	0,65	0,0001	CCU	0,0087	0,55	0,0137	COLBUN	0,0000	0,63	0,0011
P9	CHILE	0,0024	0,64	0,0000	COLBUN	-0,0027	0,52	0,0002	CHILE	0,0022	0,62	0,0000
	ANDINA-B	0,0006	0,61	0,0001	OROBLANCO	-0,0258	0,47	0,1397	AESGENER	-0,0051	0,59	0,0126
	AGUAS_A	-0,0044	0,49	0,0001	SMSAAM	-0,0053	0,44	0,0011	SECURITY	0,0040	0,56	0,0057
	ENTEL	-0,0028	0,47	0,0002	IAM	0,0068	0,44	0,0002	CONCHATORO	0,0028	0,51	0,0092
P10	IAM	-0,0011	0,42	0,0007	ILC	-0,0010	0,38	0,0317	SM-CHILE-B	0,0029	0,48	0,0000
	ENELCHILE	-0,0013	0,00	0,0125	ENTEL	-0,0019	0,31	0,0675	IAM	-0,0002	0,45	0,0053
	ILC	-0,0013	0,00	0,0125	AGUAS_A	0,0082	0,30	0,0179	AGUAS_A	-0,0002	0,19	0,2716
	SMSAAM	-0,0013	0,00	0,0125	ENELCHILE	-0,0016	0,00	0,0299	ENELCHILE	-0,0059	0,17	0,1828

TABLA C: RESULTADOS ANÁLISIS DE TEST BJS – FM (20 PORTAFOLIOS)

Sub-periodo 2007-2012									
Portafolio	Acciones	Alfa	Betas	P-Value	Portafolio	Acciones	Alfa	Betas	P-Value
P1	VAPORES	-0,0435	1,98	0,0000	P11	BCI	0,0042	0,94	0,0000
	CAP	0,0017	1,66	0,0000		SQMB	0,0134	0,92	0,0000
P2	FORUS	0,0134	1,57	0,0000	P12	ENELGXCH	-0,0037	0,87	0,0000
	BESALCO	0,0144	1,57	0,0000		ITAU CORP	0,0060	0,86	0,0000
P3	SALFACORP	0,0001	1,46	0,0000	P13	SONDA	0,0056	0,81	0,0000
	MASISA	-0,0200	1,39	0,0000		SM-CHILE-B	0,0142	0,81	0,0000
P4	CENCOSUD	-0,0025	1,34	0,0000	P14	COLBUN	-0,0017	0,80	0,0000
	RIPLEY	-0,0132	1,32	0,0000		OROBLANCO	0,0048	0,78	0,0015
P5	NUEVA POLAR	-0,0431	1,30	0,0073	P15	AESGENER	0,0018	0,78	0,0000
	PARAU CO	0,0062	1,25	0,0000		BSANTANDER	-0,0005	0,68	0,0000
P6	CMPC	-0,0065	1,22	0,0000	P16	CHILE	0,0047	0,66	0,0000
	SECURITY	-0,0035	1,08	0,0000		EM BONOR-B	0,0082	0,62	0,0000
P7	COPEC	-0,0063	1,07	0,0000	P17	ANDINA-B	0,0047	0,61	0,0000
	ENELAM	-0,0053	1,02	0,0000		CCU	0,0079	0,59	0,0000
P8	LTM	0,0018	1,01	0,0000	P18	AGUAS_A	0,0026	0,43	0,0001
	ANTARCHILE	-0,0084	1,01	0,0000		IAM	0,0030	0,41	0,0000
P9	FALABELLA	0,0055	1,01	0,0000	P19	EN TEL	0,0017	0,37	0,0020
	ECL	0,0099	0,98	0,0000		SMSAAM	-0,0020	0,08	0,1258
P10	CONCHATORO	-0,0061	0,97	0,0000	P20	ILC	0,0019	0,00	0,9163
	SK	0,0079	0,96	0,0000		ENELCHILE	-0,0015	0,00	0,0094

**TABLA D: TEST DE ESTACIONARIEDAD DICKEY-FULLER DE PRECIOS
(CON DRIFT Y SIN TENDENCIA DETERMINISTICA)**

Acción	Dickey-Fuller	Valor Crítico al 5%	P-Value	Durbin-Watson	Autocorrelación	Hipótesis H0	Conclusión
IPSA	-0,83	-2,88	0,81	1,90	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
AESGENER	-1,88	-2,88	0,34	1,99	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
AGUAS-A	-0,84	-2,88	0,80	2,26	Autocorrelación	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
ANDINA-B	-1,33	-2,88	0,62	2,24	Autocorrelación	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
ANTARCHILE	-1,80	-2,88	0,38	2,17	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
BCI	-0,15	-2,88	0,94	2,11	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
BESALCO	-1,50	-2,88	0,53	1,96	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
BSANTANDER	-0,94	-2,88	0,77	2,27	Autocorrelación	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
CAP	-1,30	-2,88	0,63	1,68	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
CCU	-0,67	-2,88	0,85	1,93	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
CENCOSUD	-1,65	-2,88	0,45	1,99	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
CHILE	0,35	-2,88	0,98	2,27	Autocorrelación	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
CMPC	-1,85	-2,88	0,36	2,08	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
COLBUN	-2,01	-2,88	0,28	2,02	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
CONCHATORO	-3,89	-2,88	0,00	1,97	No hay Evidencia	Rechaza	Tiene Raíz Unitaria
COPEC	-2,10	-2,88	0,25	2,12	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
ECL	-2,14	-2,88	0,23	2,08	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
EMBONOR-B	-0,53	-2,88	0,88	1,90	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
ENELAM	-2,18	-2,88	0,21	2,05	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
ENELCHILE	-0,69	-2,88	0,84	2,02	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
ENELGXCH	-1,84	-2,88	0,36	1,99	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
ENTEL	-1,64	-2,88	0,46	1,90	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
FALABELLA	-1,08	-2,88	0,72	2,11	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
FORUS	-1,17	-2,88	0,68	2,23	Autocorrelación	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
IAM	-0,65	-2,88	0,85	2,08	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
ILC	-0,42	-2,88	0,90	1,92	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
ITAUCORP	-1,71	-2,88	0,42	1,86	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
LTM	-1,36	-2,88	0,60	1,86	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
MASISA	-2,19	-2,88	0,21	1,75	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
NUEVAPOLAR	-1,36	-2,88	0,60	1,62	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
OROBLANCO	-1,48	-2,88	0,54	1,65	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
PARAUCO	0,38	-2,88	0,98	1,83	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
RIPLEY	-1,85	-2,88	0,36	1,84	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
SALFACORP	-1,44	-2,88	0,56	1,73	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
SECURITY	-1,37	-2,88	0,59	1,89	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
SK	-1,14	-2,88	0,70	1,89	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
SM-CHILE B	0,87	-2,88	0,99	1,83	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
SMSAAM	-0,97	-2,88	0,76	2,15	Autocorrelación	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
SONDA	-1,62	-2,88	0,47	1,94	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
SQMB	-1,01	-2,88	0,75	1,87	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria
VAPORES	-1,35	-2,88	0,61	1,75	No hay Evidencia	No rechaza	No tiene Raíz Unitaria

**TABLA E: TEST DE ESTACIONARIEDAD DICKEY-FULLER DE RETORNOS
(CON DRIFT Y SIN TENDENCIA DETERMINISTICA)**

Acción	Dickey-Fuller	Valor Crítico al 5%	P-Value	Durbin-Watson	Autocorrelación	Hipótesis H0	Conclusión
IPSA	-10,31	-2,88	0,00	1,95	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
AESGENER	-11,79	-2,88	0,00	1,99	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
AGUAS-A	-13,27	-2,88	0,00	2,02	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
ANDINA-B	-13,31	-2,88	0,00	1,99	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
ANTARCHILE	-12,33	-2,88	0,00	1,91	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
BCI	-11,67	-2,88	0,00	1,97	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
BESALCO	-11,21	-2,88	0,00	1,96	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
BSANTANDER	-13,08	-2,88	0,00	1,97	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
CAP	-9,68	-2,88	0,00	2,00	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
CCU	-13,28	-2,88	0,00	1,96	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
CENCOSUD	-10,15	-2,88	0,00	1,98	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
CHILE	-12,15	-2,88	0,00	1,95	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
CMPC	-12,09	-2,88	0,00	1,95	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
COLBUN	-11,63	-2,88	0,00	1,99	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
CONCHATORO	-12,99	-2,88	0,00	1,98	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
COPEC	-12,43	-2,88	0,00	1,96	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
ECL	-11,26	-2,88	0,00	1,98	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
EMBONOR-B	-10,29	-2,88	0,00	1,99	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
ENELAM	-12,07	-2,88	0,00	1,98	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
ENELCHILE	-6,17	-2,89	0,00	1,96	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
ENELGXCH	-15,84	-2,88	0,00	2,05	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
ENTEL	-14,06	-2,88	0,00	1,90	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
FALABELLA	-11,63	-2,88	0,00	1,97	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
FORUS	-11,70	-2,88	0,00	1,97	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
IAM	-12,08	-2,88	0,00	1,96	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
ILC	-11,18	-2,88	0,00	1,92	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
ITAUCORP	-10,30	-2,88	0,00	1,98	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
LTM	-10,52	-2,88	0,00	1,99	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
MASISA	-10,90	-2,88	0,00	1,98	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
NUEVAPOLAR	-9,02	-2,88	0,00	1,97	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
OROBLANCO	-9,35	-2,88	0,00	1,95	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
PARAUCO	-9,10	-2,88	0,00	2,00	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
RIPLEY	-10,66	-2,88	0,00	1,98	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
SALFACORP	-9,76	-2,88	0,00	1,90	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
SECURITY	-10,30	-2,88	0,00	1,96	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
SK	-11,00	-2,88	0,00	1,92	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
SM-CHILE B	-11,95	-2,88	0,00	1,90	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
SMSAAM	-11,84	-2,88	0,00	1,97	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
SONDA	-11,41	-2,88	0,00	1,99	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
SQMB	-11,11	-2,88	0,00	2,00	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria
VAPORES	-10,11	-2,88	0,00	1,99	No hay Evidencia	Rechaza H0	Tiene Raiz Unitaria

RULES FOR SUBMISSION AND PRESENTATION OF WORK

Rules for submission of work

1. Send a copy of the original, along with a CD containing the document in Word, to the Editorial Coordinator. Also it's possible sent by email to the following address:
Mailing Address for submission of papers:

Working Papers “New trends in accounting and management”
Anna Vendrell Vilanova
Editorial coordinator
Department of Business Administration
Faculty of Law and Economics
c/Jaime II, 73
25001 Lleida (Cappont Campus)
Tel: 973 7032 22
Fax: 973 7033 43
E-mail: ana.vendrell@aegern.udl.cat

In separate sheet must state the name of the author/s by the institution to which he belongs currently. In addition, must provide the contact postal, telephone and electronic mailing of first or one author.

All papers will be evaluated by the committee or persons appointed by the committee.

2. As an international publication are accepted in other languages, mainly English, Castilian and Catalan.
3. The Editorial Committee may accept other items as notes, communications, papers, abstracts of contributions, book reviews, which should not exceed 15 pages.
4. The submitted works will review anonymously.
5. Written reply will be given on the evaluation of the article for acceptance, acceptance with suggestions or rejection.
6. By submitting work for evaluation, the author agree transfer the copyright to: Working Paper “New trends in accounting and management “, for publication in print and/or electronically.
7. At least will be published one working paper annually.

Standards of presentation and style of work

1. The maximum length of the work will be 36 pages, including graphics on them, figures, pictures, tables, footnotes, appendices or annexes and literature. The first page will contain the title, name and affiliation of the author/s, an abstract of 200 words or less, and multiple keywords (4 to 6).
2. The abstract should be in English and in the original language. The abstract shall indicate the nature of the document (if it is a product of research, reflection, or a review of a topic), objective of the document (which seeks the document), the methodology research and the main conclusion of the document or evidence. Also keywords must appear in English and the original language.
3. It used single-spaced, Times New Roman, size 12 and margins of 3cm (top, bottom, left and right). For notes as footnotes: single-spaced, Times New Roman, size 9.
4. In the final part of the article, the literature and other sources used in order alphabetically by author or, failing that, by title, other wise respecting the guidelines for references to footnotes.
5. The headings of the article is structured in the manner shown below, placing the mat the beginning of the line, without bleeding in any text you want follows:

1. CAPTIONS IN CAPITAL LETTERS

1.1. Subheadings in bold lower case

1.1.1. Paragraphs in italics

1.1.1.1. Subsections in normal letters

6. Tables, charts, graphs and figures should be numbered consecutively with arabic characters, carrying a concise heading and footnotes explaining the symbols and clarifications, referring to the text as Table 1, Chart 1, Graph 1, Figure 1.
Mathematical expressions are listed in the right margin.
7. References appointments are entered foot notes and listing shall be continuous (not to be by chapters).
8. The bibliographical references cited in the text of the work will be presented in two ways, depending on the context and the wording of the paragraph to include:

a) Indicating in brackets the name of the author/s, followed by the year and page number, for example: (Hall, 1946, p. 23) or (Stiglitz et al., 1986, p. 25-35).

b) Identifying the author's name and, in parentheses, the year, for example: Rodriguez (1956) or Ruiz and others (1996) or Ruiz, Martin and Aldin (1976).

9. References are ordered alphabetically put after work, and chronologically in the case of several works by the same author. They put in italics the name of the review and the title of the books. The score and the order will be adjusted to the following models:

• Journal articles:

Berger, A. and Udell, G., (1992): "Some Evidence on the Empirical Significance of Credit Rationing", *Journal of Political Economy*, vol. 100,(5), pp. from 1047 to 1077.

• Books:

Brealey, R. and Myers, S. (2003): *Principles of Corporate Finance*, McGraw-Hill (ed.), Madrid.

• Book chapters:

Rymes, T. K. (1990): "On the publicness of Fiat Money", in A. Asimakopulos, R.D. Cains and C. Green[ed.]: *Economic Theory, Welfare and the State*, p. 409-420. London: Macmillan.

• Technical reports, communications and working papers:

Ministry of Industry and Energy (1992): *Statistical mining of Spain, 1974-1991*. Madrid: Ministry of Industry and Energy.

Aybar, C.etal., (2000): "Emerging Approaches around the Capital Structure: The Case of SMEs", *Finance Forum VIII*. Spanish Finance Association (AEFIN). Madrid, pp. 1-29.

Narula, R. and Hagedoorn, J. (1997): *Globalization, Organisational Modes and the Growth of International Strategic Alliances*. (Working Paper 97-017). Maastricht: Maastricht Economics Research Institute on Innovation and Technology (MERIT).

<http://www.aegern.udl.cat/ca/recerca/papers.html>



Universitat de Lleida

