

SMALL VS LARGE CAPS. EVIDENCIA DE MERCADOS ACCIONARIOS DESARROLLADOS Y EMERGENTES EN PERIODOS CON VS SIN CRISIS FINANCIERA

Eduardo Sandoval, Universidad de Concepción

RESUMEN

Este artículo examina la existencia del efecto de tamaño en veinte mercados accionarios de países desarrollados y dieciséis de países emergentes, respectivamente, desde abril 2003 a diciembre 2013. Los resultados obtenidos con el método de regresiones aparentemente no relacionadas sugieren que los mercados accionarios de países desarrollados los portafolios de pequeña capitalización bursátil tienen en promedio un mejor desempeño ajustado por riesgo sistemático, ya sea local o globalmente, en comparación a portafolios de gran capitalización, en periodos sin crisis. Esta evidencia a favor del efecto tamaño, sin embargo, no existe en periodos con crisis. Por otro lado, para los mercados accionarios de países emergentes, no se detectan diferencias estadísticamente significativas en el desempeño entre portafolios de pequeña y gran capitalización en periodos ya sea con o sin crisis. Estos resultados tienen importantes implicancias en términos de diversificación internacional discutidas al final del artículo.

PALABRAS CLAVES: Pequeña vs Gran Capitalización, Efecto Tamaño, Desempeño

SMALL VS LARGE CAPS. EVIDENCE FROM DEVELOPED AND EMERGING STOCK MARKETS DURING PERIODS WITH AND WITHOUT FINANCIAL CRISIS

ABSTRACT

This paper examines the existence of the size effect in twenty stock markets of developed countries and sixteen stock markets of emerging countries, respectively, during the period of April 2003 to December 2013. The results obtained, using the method of seemingly unrelated regressions, suggest that stock markets of developed countries, small caps portfolios have on average a better performance adjusted for systematic risk either locally or globally in comparison to large caps portfolios during non-crisis periods. This evidence in favor of the size effect, however, does not exist in periods of crisis. On the other hand, stock markets of emerging countries do not present statistically significant differences in the average performance of small versus large caps portfolios during periods with or without financial crisis. This result has important implications in terms of international portfolio diversification discussed at the end of the article.

JEL: G13, G17

KEY WORDS: Small vs Large Caps, Size Effect, Performance

INTRODUCCIÓN

El efecto tamaño en los mercados accionarios ha sido documentado como una de las anomalías del CAPM en diversos artículos académicos en finanzas. Generalmente este es definido como un fenómeno donde el desempeño en el mercado accionario de una compañía relativamente pequeña,

basado en su valor de mercado, excede a aquel de una compañía más grande. Sin embargo, esta evidencia no discrimina entre periodos de alza y baja en los mercados accionarios, característico de los periodos sin crisis versus aquellos bajo crisis financiera internacional. En este sentido, la evidencia internacional parece ser escasa tanto en mercados accionarios desarrollados como emergentes. Dada esta situación, esta investigación tiene como principal motivación evaluar el desempeño de empresas pequeñas versus grandes (en inglés *small versus large caps*) en los mercados accionarios internacionales desarrollados y emergentes en periodos sin crisis versus aquellos bajo crisis financiera internacional, dentro de un contexto de desempeño de portafolios accionarios representativos de agrupaciones de empresas pequeñas y grandes, respectivamente. La principal hipótesis es que el efecto tamaño está condicionado al periodo bajo análisis.

En periodos de crisis, la caída en la demanda agregada hace que las empresas, por una parte, reduzcan sus flujos de caja operacionales esperados y por otra, las restricciones del crédito generan un aumento en los costos del capital afectando significativamente más a las empresas pequeñas que a las de mayor tamaño, lo cual se ve reflejado finalmente en sus respectivos desempeños en el mercado accionario. Lo contrario, sucedería en periodos normales de crecimiento, donde las empresas más pequeñas exhibirían mejor desempeño que en comparación a las de mayor tamaño o capitalización bursátil. A continuación el artículo continúa con la revisión de la literatura, luego sigue con la metodología para continuar con los resultados y finalmente se presentan las conclusiones.

REVISION LITERARIA

A partir de Banz (1981) y Reinganum (1981), diversos autores documentan que las empresas del NYSE del último quintil, ordenadas por el valor de mercado del capital, obtienen positivos y significativos excesos de retorno ajustados por riesgo. Basado en sus resultados Reinganum concluye que el CAPM está mal especificado, como modelo de valuación de activos financieros, generando así bastante discusión a partir de sus resultados para ver si su conclusión es correcta. Varios artículos resumidos por Schwert (1983) examinan el efecto tamaño desde varias perspectivas, y concluyen que éste además de ser económica y estadísticamente significativo no puede ser explicado solamente por lo más altos costos de transacción asociados a empresas pequeñas.

Por lejos el más fuerte apoyo empírico para la importancia del efecto tamaño es presentado en Fama y French (1992). Ellos concluyen que los retornos accionarios están relacionados solo a las variables tamaño y a la relación valor libro/valor de mercado del capital. Beta no tiene poder explicativo aún cuando está sea la única variable usada en las regresiones de corte transversal. Ellos encuentran que los retornos accionarios están relacionados inversamente con el tamaño y directamente con la relación valor libro/valor de mercado del capital. Todas las restantes variables y anomalías reportadas previamente, incluyendo un posible efecto Enero, pierden su poder explicativo, al incluir las dos variables anteriores. Sin embargo, pese a lo persuasivo que pueden ser los resultados de Fama and French (1992), el efecto tamaño no ha sido aceptado unánimemente por los investigadores en finanzas.

Chan, Chen and Hsieh (1985) concluyen que los retornos más altos ganados por las empresas pequeñas están justificados por su también riesgo sistemático más alto. Handa, Kothari, and Wasley (1989) documentan que el efecto tamaño es sensitivo a la longitud del intervalo del retorno usado en las estimaciones de beta. El efecto tamaño llega a ser estadísticamente insignificante cuando el riesgo es medido por betas estimados usando datos anuales. Black (1993) sugiere que muchas de las anomalías identificadas por los investigadores son realmente el resultado de la minería de datos. Ya que la gran mayoría usa las mismas bases de datos y muchos están atentos a la investigación previa, es inevitable que alguien note algo nuevo que parece inexplicable.

Por otra parte, la evidencia de diversos estudios internacionales; Levis (1985) para el mercado accionario de Inglaterra, Elfakhani et al. (1998) para el mercado de Canadá, Garza et al. (1998) para el mercado Japonés,

Annaert et al. (2002) para 15 mercados europeos, Singh (2009) para el mercado de la India, señalan mayoritariamente que el efecto tamaño es visible en los mercados accionarios internacionales. La mayor parte del efecto tamaño en estos estudios no estaría siendo capturado por el CAPM. La mayoría de los estudios concuerdan que algunos factores de riesgo no incluidos en los modelos tradicionales de valoración de activos estarían siendo capturados por el efecto tamaño. Los estudios anteriores, sin embargo, no diferencian entre periodos de alza y baja en los mercados accionarios, fenómeno que se observa en periodos sin crisis versus bajo crisis financieras internacionales, respectivamente. Algunos estudios internacionales que se han focalizado en examinar el desempeño accionario en periodos de alza y baja en los mercados son Bhardwaj y Brooks (1992) quienes analizaron el efecto del tamaño utilizando el modelo de mercado con betas duales para los retornos accionarios de compañías del NYSE y AMEX desde 1926 a 1988.

El estudio clasifica ya sea como un mes alcista o bajista si la rentabilidad del mercado en ese mes fue mayor o menor que los rendimientos medios del mercado durante todo el período. Sus resultados muestran que durante el período total el promedio de las rentabilidades mensuales disminuyen con el aumento de tamaño, sin embargo, las acciones de empresas pequeñas tienen un desempeño más bajo en relación a las de mayor tamaño en periodos de baja, lo cual se revierte en periodos de alza. Kim y Burnie (2002) encuentran algunos resultados diferentes a los de Bhardwaj y Brooks (1992) tomando una muestra de 680 a 835 empresas en el periodo 1976-1995. Ellos encuentran que la rentabilidad media mensual de las carteras se relaciona negativamente con el tamaño en general. Rutledge et al. (2008) examinaron la anomalía del tamaño en el mercado Chino desde 1998 a 2003.

Sus resultados indican que en periodos de alza en el mercado, el exceso de rentabilidad es una función monótonamente decreciente del valor de mercado de la empresa. Sin embargo, en periodos de baja en el mercado, las pequeñas empresas registraron resultados negativos, mientras que las grandes empresas reportaron resultados positivos. En resumen, los estudios previos encuentran que durante los mercados alcistas las empresas pequeñas exhiben un mejor desempeño en relación a empresas de gran tamaño. Por otra parte, durante los mercados bajistas, las pequeñas empresas tienen rendimientos que son peores a los mostrados por las grandes empresas. Por lo tanto, se puede concluir que el efecto del tamaño es visible sólo en condiciones de mercado alcista, conclusión que puede ser ampliable al contexto de desempeño de portafolios de activos financieros.

En la literatura financiera se distinguen diversos indicadores para medir el desempeño de portafolios de activos financieros. Entre los indicadores más conocidos está el índice de Sharpe (1966) que captura la retribución por mantener un portafolio en términos del exceso de su rendimiento (por sobre la tasa libre de riesgo) por unidad de variabilidad total en los rendimientos del portafolio. Un segundo indicador es el llamado índice de Treynor (1965) que captura la retribución por mantener un portafolio en términos del exceso de su rendimiento (por sobre la tasa libre de riesgo) por unidad de riesgo sistemático o de mercado. En este caso el riesgo sistemático se mide en relación al beta de los rendimientos del portafolio. Finalmente, un tercer indicador, es conocido como alfa de Jensen (1968). Este índice, es una medida que captura los rendimientos anormales ajustados por riesgo sistemático de los portafolios bajo estudio. El alfa de Jensen al ser positivo (negativo) captura de esta forma la creación (destrucción) de valor o riqueza asociada a la mantención de un portafolio de activos financieros o bien a un índice accionario de mercado comparado con una estrategia pasiva de seguir a un benchmarking.

Dado los antecedentes anteriores y la evidencia empírica internacional, esta investigación tiene por objeto evaluar el desempeño de empresas pequeñas versus de gran capitalización bursátil (small versus large caps) en los mercados accionarios internacionales desarrollados y emergentes, en periodos sin crisis versus aquellos bajo crisis financiera internacional, en un contexto de desempeño de portafolios accionarios. La hipótesis que direcciona esta investigación y las implicancias en términos de diversificación internacional de portafolios fueron indicadas en la sección anterior introductoria a este artículo.

METODOLOGÍA

La metodología utilizada en este artículo se basa en estimaciones aparentemente no relacionadas (del inglés SUR, Seemingly Unrelated Regressions). Este tipo de método econométrico permite a través de un sistema de ecuaciones estimar simultáneamente el desempeño accionario de los portafolios de empresas de pequeña y gran capitalización bursátil asociado a países con mercados accionarios emergentes y desarrollados, respectivamente, ya sea en periodos normales como en periodos bajo crisis financiera internacional. También permite en el mismo sistema de ecuaciones controlar el cambio del riesgo sistemático en dichos periodos tanto a nivel local como mundial. Por otra parte, los residuos al estar correlacionados entre las ecuaciones del sistema permiten controlar la correlación de potenciales factores omitidos en dicho sistema, capturados en el término de error.

El desempeño accionario de los portafolios de empresas de pequeña y gran capitalización bursátil se estima a través del “alfa de Jensen”, el cual captura el exceso de rendimiento por sobre aquel generado en condiciones de equilibrio. En este artículo se establece como modelo generador de rendimientos de equilibrio un modelo basado en el APT (Arbitrage Pricing Theory) de Ross (1976) contemplando dos factores de riesgo sistemático de mercado, ortogonales entre sí. Sweeney y Warga (1986) argumentan, en el contexto de un APT con dos factores, que esta especificación es correcta si las cargas factoriales de los factores omitidos son cercanas a cero. El APT comienza con el supuesto que el exceso de rendimiento de un activo o portafolio por sobre la tasa de interés sin riesgo, es una combinación lineal de un set de K factores de riesgo sistemáticos, ortogonales entre sí, más un shock específico del activo o portafolio.

$$r_i = E(r_i) + \beta_{i1}f_1^* + \dots + \beta_{ik}f_k^* + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$E(\varepsilon_i / F^*) = 0 \quad (2)$$

Asignando $f = (f_1, \dots, f_k)$ a los excesos de retorno de K portafolios con correlación unitaria con los factores f_1^*, \dots, f_k^* , dado (1), existen betas de los factores $\beta_i = (\beta_{i1}, \dots, \beta_{ik})$ para todo $i = 1, \dots, n$ tal que:

$$r_i = \alpha_i + \beta_{i1}f_1 + \dots + \beta_{ik}f_k + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, n \quad (3)$$

La versión de equilibrio del APT predice que $\alpha_i = 0$ para todo $i = 1, \dots, n$. Esta también establece que un inversionista puede determinar la contribución marginal al riesgo de su portafolio óptimo de activos tomando los β_i del vector K de factores de riesgos sistemáticos. El APT asume que todos los inversionistas conocen los parámetros en (3). En la práctica, estos parámetros deben ser estimados a través de métodos econométricos que provean estimadores que sean consistentes e insesgados. Dado que en esta investigación se estima el alfa de Jensen en los subperiodos sin crisis versus bajo crisis financiera internacional, la metodología econométrica considera la estimación del alfa de Jensen y los betas en dichos subperiodos. Respecto a los factores de riesgo sistemáticos se considera como primer factor a los excesos de rendimiento por sobre la tasa libre de riesgo del índice accionario del mercado mundial (factor de riesgo global). El segundo factor contempla el componente ortogonal de los excesos de retorno accionario de cada mercado local en relación a los excesos de retorno accionario del mercado mundial (factor de riesgo local). Está construido como ortogonal al primer factor, lo que se consigue después de correr una regresión lineal simple donde la variable dependiente es representada por los excesos de retorno asociados al índice accionario local y la variable independiente por los excesos de retorno asociados al índice accionario mundial. Así los residuos de esta regresión representan los excesos de retorno de cada mercado accionario local que no son explicados por los del mercado accionario mundial y de esta manera ortogonal por construcción. Así, se asume que los riesgos precitados por los inversionistas corresponden a aquellos relacionados a riesgos del mercado accionario mundial y local, respectivamente.

Modelo

El modelo econométrico a estimar en este artículo considera un sistema de ecuaciones cuyos parámetros son estimados conjuntamente a través de estimaciones SUR. El modelo a estimar es:

$$r_{ki} = \alpha_{ki1} * D_1 + \alpha_{ki2} * D_2 + \beta_{ki1} * D_1 * f_1 + \beta_{ki2} * D_2 * f_1 + \beta_{ki1}^* * D_1 * f_{2i} + \beta_{ki2}^* * D_2 * f_{2i} + \varepsilon_{ki} \quad (4)$$

$i = 1, \dots, n$ (mercado accionario país i hasta el n) $k = 1$ (portafolio empresas de gran capitalización bursátil), $k = 2$ (portafolio de empresas de pequeña capitalización bursátil).

donde:

r_{ki} = Exceso de retorno accionario por sobre la tasa de interés sin riesgo asociado al portafolio de empresas k del mercado accionario del país i .

α_{ki1} = Alfa de Jensen del portafolio de empresas k asociado al mercado accionario del país i en periodos sin crisis financiera internacional.

α_{ki2} = Alfa de Jensen del portafolio de empresas k asociado al mercado accionario del país i en periodos con crisis financiera internacional.

β_{ki1} = Riesgo sistemático del portafolio de empresas k (asociado al factor de riesgo mundial) del mercado accionario del país i en periodos sin crisis financiera internacional.

β_{ki2} = Riesgo sistemático del portafolio de empresas k (asociado al factor de riesgo mundial) del mercado accionario del país i en periodos con crisis financiera internacional.

β_{ki1}^* = Riesgo sistemático del portafolio de empresas k (asociado al factor de riesgo local) del mercado accionario del país i en periodos sin crisis financiera internacional.

β_{ki2}^* = Riesgo sistemático del portafolio de empresas k (asociado al factor de riesgo local) del mercado accionario del país i en periodos con crisis financiera internacional.

f_1 = Exceso de retorno del índice accionario mundial por sobre la tasa de interés sin riesgo (factor de riesgo mundial).

f_{2i} = Exceso de retorno del índice accionario local del país i por sobre la tasa de interés sin riesgo (factor de riesgo local).

D_1 = Variable cualitativa. Toma valor 1 en periodos sin crisis financiera internacional y 0 de lo contrario.

D_2 = Variable cualitativa. Toma valor 1 en periodos con crisis financiera internacional y 0 de lo contrario.

ε_{ki} = Término de error de los excesos de retorno del portafolio de empresas k del mercado accionario del país i .

Datos

En este estudio se analiza los mercados accionarios de 36 países, los cuales son clasificados en Desarrollados (20 países) y Emergentes (16 países). Para cada mercado/país desarrollado y emergente se evalúa el desempeño mostrado en el mercado accionario por los índices representativos de portafolios de empresas de gran y pequeña capitalización bursátil, respectivamente, totalizando así 72 portafolios bajo estudio. La clasificación en Desarrollados y Emergentes se basa en la división que realiza MSCI quien utiliza como criterios de clasificación básicamente tres aspectos: el desarrollo económico, tamaño, liquidez y accesibilidad al mercado. Dado lo anterior, los mercados fueron divididos de la siguiente manera: Mercados Desarrollados; Australia, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Hong Kong, Irlanda, Israel, Italia, Japón, Holanda, Noruega, Singapur, España, Suecia, Suiza, Reino Unido y Estados Unidos. Mercados Emergentes; Brasil, Chile, China, República Checa, Hungría, India, Indonesia, Corea, Malasia, México, Polonia, Rusia, Sudáfrica, Taiwán, Tailandia y Turquía.

Así, la base de datos utilizada para llevar a cabo este estudio se fundamenta en los índices accionarios que construye Morgan Stanley Capital International (MSCI), obtenidos de su sitio web www.msci.com. Particularmente para el cálculo de los retornos se utilizan los índices accionarios large caps y small caps, en dólares estadounidenses y con frecuencia mensual, correspondientes a cada país en estudio. La división large/small caps hace referencia al *tamaño* de las compañías que se consideran en la construcción de los índices accionarios representativos de portafolios (según capitalización bursátil). Para evaluar el desempeño de los portafolios asociados a los mercados accionarios de los países, se analiza una estrategia descubierta frente al riesgo cambiario, es decir, se considera que tanto los portafolios de gran como de pequeña capitalización bursátil en cada país incluyen el riesgo asociado a las variaciones del tipo de cambio dólar/moneda local. Como aproximación de la tasa libre de riesgo de Estados Unidos se usa los rendimientos mensuales asociados a los bonos del tesoro de corto plazo (1 mes), obtenidos del sitio web del Banco de la Reserva Federal, www.federalreserve.gov.

Respecto al factor de riesgo mundial se usa como aproximación el exceso de retorno en dólares mensual por sobre la tasa libre de riesgo del índice accionario mundial (IMI World Index) mientras que para el factor de riesgo local se usa el exceso de retorno en dólares mensual por sobre la tasa libre de riesgo de cada índice accionario local (IMI local stock index). Este último se construye ortogonal al factor de riesgo mundial ya indicado. Debido a que se quiere rescatar la mayor cantidad de información posible, se usaron los índices IMI construidos por MSCI pues consideran pequeñas, medianas, como también grandes compañías, siendo así representativos de cada mercado accionario local.

El periodo de análisis abarca desde abril del año 2003 hasta diciembre del año 2013. Se eligió este periodo ya que coincide con la mayor cantidad de información completa publicada por MSCI, tanto para los índices de mercados accionarios de los países desarrollados como emergentes considerados en este estudio. Además, este periodo incluye periodos normales sin crisis y periodos bajo crisis, destacándose en estos últimos la crisis financiera subprime y la crisis europea.

Para diferenciar dentro del periodo aquellos subperiodos sin crisis versus aquellos bajo crisis, se examinó el comportamiento de los retornos del índice accionario mundial (World Index IMI) desde abril de 2003 hasta diciembre de 2013, ver Figura 1. En base al test de cambio estructural desconocido de Quandt-Andrews (ver Andrews (1993) y Andrews and Ploberger (1994)), se determinaron los siguientes cambios estructurales más significativos en base a ventanas móviles del 15% de los datos. Para la primera regresión, desde abril de 2003 hasta febrero de 2009, se determinó que el máximo valor estadístico del Wald-F test, para la hipótesis nula de no cambio estructural fue alcanzada en Noviembre de 2007 (valor test 35,85 con un valor $p = 0$). De esta manera, el subperiodo pre crisis subprime se encuentra entre abril de 2003 y octubre de 2007 mientras que el subperiodo bajo crisis financiera subprime se encuentra entre noviembre de 2007 y febrero de 2009.

Para la segunda regresión, desde Noviembre de 2007 hasta Abril de 2011, se determinó que el máximo valor estadístico del Wald-F test fue alcanzada en Marzo de 2009 (valor test 17,22 con un valor $p = 0$). De esta forma, el subperiodo post crisis subprime o pre crisis europea se encuentra entre Marzo de 2009 y Abril de 2011. Para la tercera regresión, desde Marzo de 2009 hasta Septiembre de 2011, se determinó que el máximo valor estadístico del Wald-F test fue alcanzada en Mayo de 2011 (valor test 9,04 con un valor $p = 0,04$). Así, el subperiodo crisis europea se encuentra entre Mayo de 2011 y Septiembre de 2011. Para la cuarta regresión, desde Mayo de 2011 hasta Diciembre de 2013, se determinó que el máximo valor estadístico del Wald-F test fue alcanzada en Octubre de 2011 (valor test 12,34 con un valor $p = 0,01$). Dado estos resultados, el subperiodo post crisis europea se encuentra entre Octubre de 2011 y Diciembre de 2013. Los subperiodos considerados en las regresiones fueron escogidos en base a los distintos antecedentes económicos y financieros asociados a los orígenes y duración de las crisis. Una discusión resumida de estas crisis puede ser encontrada en Sandoval y Urrutia (2011) y Sandoval (2013).

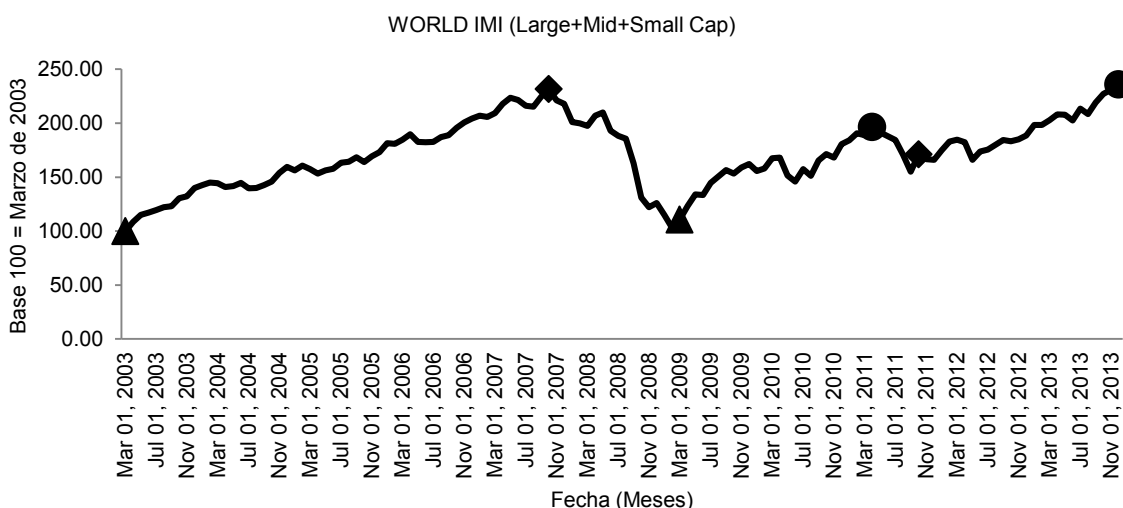
Como la finalidad de este estudio es examinar el desempeño de los portafolios de gran y pequeña capitalización bursátil de los mercados accionarios de países desarrollados y emergentes en periodos sin crisis versus aquellos bajo crisis financiera internacional, los resultados ya reportados anteriormente pueden ser resumidos en la Tabla 1.

Tabla 1: Resumen Subperiodos Sin Crisis Versus Aquellos Bajo Crisis

Subperiodo	Característica Subperiodo	No Crisis Vs Crisis	Variable Cualitativa
Abril 2003 a Octubre 2007	Pre crisis Subprime	No Crisis	D1
Noviembre 2007 a Febrero 2009	Crisis Subprime	Crisis	D2
Marzo 2009 a Abril 2011	Post crisis Subprime (Pre crisis Europea)	No Crisis	D1
Mayo 2011 a Septiembre 2011	Crisis Europea	Crisis	D2
Octubre de 2011 a Diciembre de 2013	Post crisis Europea	No Crisis	D1

Tabla 1 muestra en su primera columna los subperiodos estudiados con su correspondiente característica en la segunda columna. La tercera identifica los subperiodos con crisis versus aquellos sin crisis. La cuarta columna indica la variable cualitativa asociada a la presencia o no de crisis.

Figura 1: Comportamiento Índice Accionario Mundial (MSCI World Index, IMI)



La Figura 1 muestra los diferentes periodos bajo estudios. Subperiodo. Previo a Crisis Subprime desde Abril 2003 a Octubre 2007 (▲ ◆). Crisis Subprime desde Noviembre 2007 a Febrero de 2009 (◆▲). Post Crisis Subprime o Pre Crisis Europea, desde Marzo de 2009 a Abril de 2011 (▲ ●). Crisis Europea Mayo a Septiembre de 2011 (●◆). Post Crisis Europea (◆●).

RESULTADOS

Antes de presentar los resultados asociados a la ecuación (4) es importante testear la aplicabilidad de la metodología SUR bajo los supuestos que ella establece. Uno de estos supuestos es que los residuos entre las ecuaciones están correlacionados entre sí y que el proceso de autocorrelación es estable. Si lo anterior no existe, la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios a cada ecuación por separado es completamente eficiente y no existe necesidad de emplear estimaciones SUR. Así es útil probar si:

H_0 = las covarianzas contemporáneas de los residuos σ_{ij} son cero, para todo $i \neq j$.

H_1 = al menos una covarianza es distinta de cero. Para el caso de las 72 ecuaciones (portafolios de empresas de gran y pequeña capitalización bursátil) en este estudio, el estadístico está dado por:

$$\lambda = T \sum_{i=2}^{M=72} \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2$$

donde:

$T = 129$ meses de transacciones

$M = 72$ ecuaciones

r_{ij} = coeficiente de correlación entre los residuos del portafolio i con el portafolio j . Bajo la hipótesis nula λ tiene una distribución χ^2 con $M(M-1)/2 = 2556$ grados de libertad. Al calcular el valor del estadístico λ considerando las correlaciones relevantes y el número de observaciones, éste alcanza un valor igual a 10544 el cual supera al valor de la χ^2 con 2556 grados de libertad, el cual a un 5% de significancia estadística, es de 2675. De esta forma, se rechaza la hipótesis nula en favor de la alternativa, concluyendo que al menos una covarianza es significativa y que por tanto la aplicación de la estimación SUR es adecuada. Otros supuestos asociados a los modelos de regresión consisten en que los residuos: están normalmente distribuidos con media igual a cero, no están serialmente correlacionados y tienen varianzas constantes. Si estos supuestos son confirmados para las estimaciones SUR, los parámetros estimados a través de éste método serán los mejores estimadores lineales insesgados, permitiendo construir intervalos de confianza y pruebas estadísticas adecuadas.

Es importante destacar que las estimaciones SUR, al controlar el efecto de la covarianza contemporánea de los residuos de los portafolios, genera estimadores de los parámetros que son considerados como los mejores en su clase debido a que tienen la varianza muestral más pequeña. Lo anterior requiere que los residuos estén normalmente distribuidos. Además, las pruebas de hipótesis como los procedimientos de estimación de intervalos de confianza están basados en el supuesto que los residuos tienen una distribución normal. Si este supuesto es correcto entonces todas las pruebas y procedimientos anteriores para cualquier tamaño de muestra grande o pequeña son correctos. Si lo anterior no se cumple, las pruebas y procedimientos pueden ser usados en muestras de tamaño grande siempre que los otros supuestos se cumplen. Esto es posible ya que el Teorema Central del Límite establece que la media muestral posee una distribución que es *aproximadamente* normal cuando el tamaño de la muestra es grande (Griffiths et al., 1993). A objeto de probar si los residuos de las estimaciones SUR de los 72 portafolios bajo estudio se comportan normalmente, el test de Kolmogorov-Smirnov (ver Kolmogorov (1933), Smirnov (1948)) es utilizado para probar la normalidad de las series.

Los resultados del test indican que no es posible rechazar la hipótesis de normalidad para todas las series analizadas a un 5% de significancia estadística con excepción de las series asociadas a Rusia y Hungría, en las que se detectó un dato atípico en abril de 2003 y noviembre de 2013, respectivamente. Para controlar lo anterior se procedió a construir una variable cualitativa con valor 1 en la fecha del dato atípico y 0 de lo contrario para cada serie. Luego de incluir lo anterior en el sistema SUR el problema de anomalía de ambas series fue resuelto. Así, todos los valores “p” o probabilidad del test de Kolmogorov-Smirnov superan el 5% permitiendo concluir lo anterior. Por otra parte, en relación a si los residuos se encuentran o no serialmente correlacionados se procedió a aplicar el test de Ljung-Box considerando 12 rezagos en cada serie de residuos. Bajo la hipótesis nula de no autocorrelación conjunta, inicialmente se rechazó dicha hipótesis para las series de Finlandia (Large caps), Irlanda (Large caps), Italia (Large Caps), Canadá (Small caps), Holanda (Small caps) y Singapur (Small caps). Para Finlandia se encontraron procesos autorregresivos significativos en los rezagos o meses 3 y 4. Para Irlanda el rezago 5, para Italia, Canadá y Holanda el rezago 1 y finalmente para Singapur el rezago 5. Todos los procesos autorregresivos anteriores fueron controlados en el sistema SUR a través de la estimación de los parámetros que los capturan, resultando todos significativos al 5%. Finalmente se procedió a aplicar nuevamente el test de Ljung-Box resultando cada serie de residuos un ruido blanco. Todos los valores “p” o probabilidad del test Ljung-Box con 12 rezagos superan el 5% permitiendo concluir lo anterior. Para probar el comportamiento homocedástico de los residuos se aplicó el test de Harvey (1990, 1993) el cual relaciona el logaritmo natural de los residuos cuadráticos de cada serie con las variables explicativas de cada una de ellas en el sistema SUR, asumiendo así que los cambios en la varianza residual se

explican por factores endógenos. Los resultados del test indican que sesenta y cuatro series de las 72, esto aproximadamente un 90%, resultan homocedásticas al 5% de confianza estadística. Las series de Suecia (Large caps), Irlanda (Small caps), República Checa (Large caps), Hungría (Large caps), India (Small caps) y Polonia (Small caps) resultan homocedásticas al 1%, mientras que sólo dos series, India (Large caps) y Rusia (Large caps) presentan un comportamiento heterocedástico. El foco de este estudio consiste en estimar alfas de Jensen asociados a portafolios de gran y pequeña capitalización bursátil de los mercados accionarios tanto desarrollados como emergentes en estudio. Esto es, los coeficientes α_{ki1} y α_{ki2} de la ecuación (4), una vez estimados conjuntamente los restantes parámetros del sistema SUR.

Mercados Accionarios Desarrollados

Los resultados para los mercados accionarios desarrollados considerando portafolios de empresas de gran y pequeña capitalización bursátil, respectivamente, se presentan y grafican en Tabla 2 y Figuras 2 y 3 mostradas a continuación.

Tabla 2: Estimaciones SUR de Alfas de Jensen de Portafolios de Empresas (Indices MSCI) de Gran y Pequeña Capitalización Bursátil Asociados a los Mercados Accionarios Desarrollados en Periodos Sin Crisis

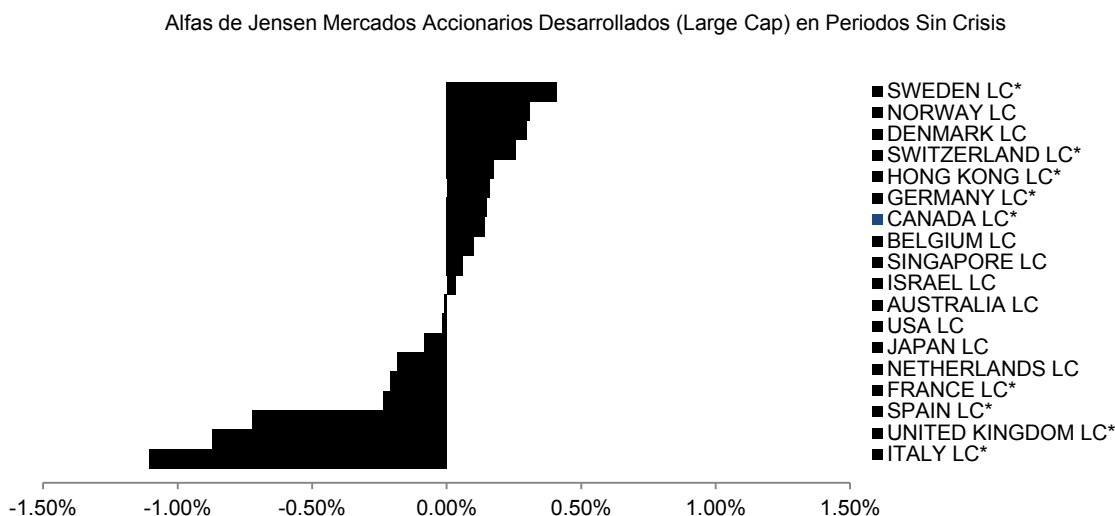
	Portafolio (Indice MSCI) Empresas Gran Tamaño (Large Caps)		Portafolio (Indice MSCI) Empresas Pequeño Tamaño (Small Caps)	
	Alfa Jensen % Mensual	Valor p	Alfa Jensen % Mensual	Valor p
Mercado Accionario			Mercado Accionario	
SWEDEN LC***	0.41%	0.38%	DENMARK SC***	0.85%
NORWAY LC*	0.31%	9.40%	ISRAEL SC**	0.74%
DENMARK LC*	0.30%	6.17%	NORWAY SC**	0.71%
SWITZERLAND LC***	0.26%	0.00%	SWITZERLAND SC**	0.65%
HONG KONG LC**	0.17%	2.26%	SWEDEN SC**	0.59%
GERMANY LC***	0.16%	0.20%	HONG KONG SC*	0.56%
CANADA LC**	0.15%	2.65%	SPAIN SC	0.51%
BELGIUM LC	0.14%	42.85%	SINGAPORE SC*	0.50%
SINGAPORE LC	0.10%	29.14%	UNITED KINGDOM SC*	0.46%
ISRAEL LC	0.06%	66.38%	FRANCE SC	0.45%
AUSTRALIA LC	0.03%	62.67%	GERMANY SC	0.44%
USA LC	-0.01%	85.80%	CANADA SC	0.26%
JAPAN LC	-0.02%	82.19%	JAPAN SC	0.17%
NETHERLANDS LC	-0.08%	24.71%	USA SC	0.13%
FRANCE LC***	-0.19%	0.00%	FINLAND SC	0.09%
SPAIN LC***	-0.21%	0.20%	AUSTRALIA SC	0.02%
UNITED KINGDOM LC***	-0.24%	0.01%	NETHERLANDS SC	0.01%
ITALY LC***	-0.72%	0.00%	BELGIUM SC	-0.09%
FINLAND LC***	-0.87%	0.01%	ITALY SC	-0.10%
IRELAND LC***	-1.11%	0.35%	IRELAND SC	-0.38%
Promedio	-0.07%		Promedio	0.33%

Tabla 2 muestra en su primera y cuarta columna los mercados accionarios desarrollados bajo estudio ordenados de mayor a menor alfa de Jensen en periodos sin crisis. La segunda y quinta columnas muestra el alfa de Jensen mensual asociado a portafolios de gran y pequeña capitalización bursátil, respectivamente. La tercera y sexta columna muestran el valor p de cada coeficiente o alfa estimado para portafolios de empresas de alta y pequeña capitalización bursátil. Los asteriscos ***, **, * muestran que los coeficientes estimados (alfas) son significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

La Tabla 2 indica que los portafolios de empresas de gran tamaño (large caps) que presentaron el mejor desempeño en periodos sin crisis son Suecia con un alfa de Jensen de 0.41%, Noruega 0.31% y Dinamarca 0.30% mensual, respectivamente. Los peores desempeños son mostrados por Irlanda -1.11%, Finlandia -0.87% y e Italia -0.72%, respectivamente. Los resultados de los restantes portafolios de empresas de gran tamaño en los mercados accionarios desarrollados se detallan en la segunda columna de la Tabla 2 y en la Figura 2. Por otra parte, la Tabla 2 muestra que el portafolio de empresas de pequeño tamaño (small caps) que presentó el mejor desempeño en periodos sin crisis es Dinamarca con un alfa de Jensen de 0.85%, luego le siguen Israel con un 0.74% y Noruega con un 0.71%. Los peores desempeños son mostrados por Irlanda -0.38%, Italia -0.10% y Bélgica -0.09%, respectivamente, aunque ninguno resulta significativo estadísticamente. Los resultados de los restantes portafolios de empresas de pequeño tamaño se detallan en la quinta columna de la Tabla 2 y en la Figura 3.

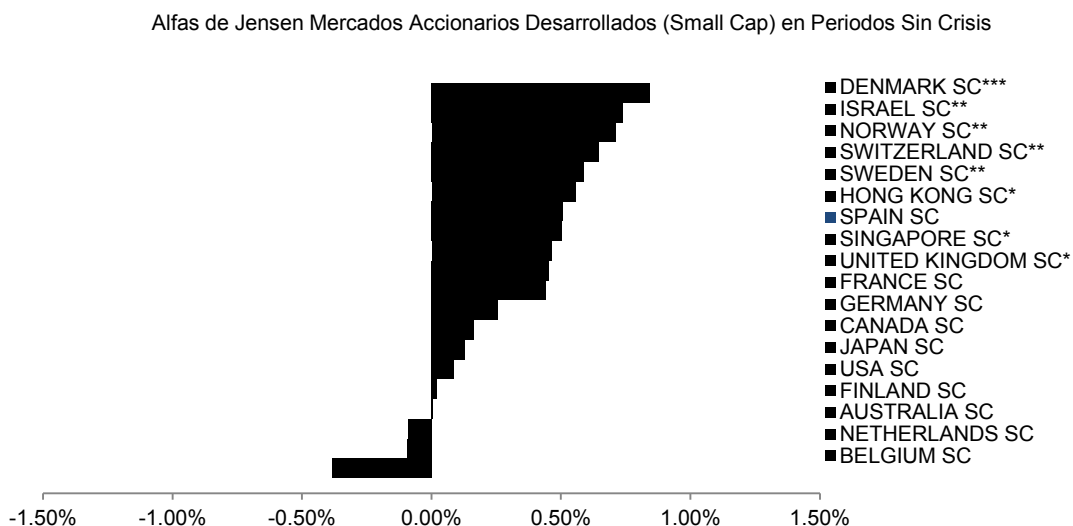
A simple vista, al comparar las Figuras 2 y 3, es posible observar que los portafolios de empresas de baja capitalización bursátil de los mercados accionarios desarrollados presentan un mejor desempeño capturado por el alfa de Jensen promedio en periodos sin crisis. En efecto, el promedio de los small caps asciende a 0.33% mensual mientras que el promedio de los large caps es de -0.07%. Para saber si la diferencia en los promedios de los alfa de Jensen estimados es significativa o no se aplicó un test de Wald para probar bajo la hipótesis nula si esta diferencia resulta igual a cero.

Figura 2: Alfas de Jensen Portafolios de Empresas de Alta Capitalización Bursátil (Large Caps) en Periodos Sin Crisis, Mercados Accionarios Desarrollados



La Figura 2 muestra el ordenamiento de los alfas de Jensen (de mayor a menor rentabilidad) de los portafolios de empresas de alta capitalización bursátil de los mercados accionarios desarrollados en periodos sin crisis.

Figura 3: Alfas de Jensen Portafolios de Empresas de Baja Capitalización Bursátil (Small Caps) En Periodos Sin Crisis, Mercados Accionarios Desarrollados



La Figura 3 muestra el ordenamiento de los alfas de Jensen (de mayor a menor rentabilidad) de los portafolios de empresas de baja capitalización bursátil (small caps) de los mercados accionarios desarrollados en periodos sin crisis.

El test arrojó un valor de 4.49 con un valor p de 0,034. Por tanto, existen diferencias estadísticamente significativas en los promedios al 5%. Lo anterior está en línea con el efecto tamaño documentado

tradicionalmente en la literatura. Portafolios de empresas de baja capitalización bursátil (small caps) presentan un mejor desempeño ajustado por riesgo en promedio que portafolios de empresas de alta capitalización bursátil (large caps) en periodos normales o sin crisis en el caso de los mercados accionarios desarrollados. A continuación se presenta similar análisis para el caso de los mercados accionarios desarrollados en periodos con crisis.

Tabla 3: Estimaciones SUR de Alfas de Jensen de Portafolios de Empresas (Indices MSCI) de Gran y Pequeña Capitalización Bursátil Asociados a los Mercados Accionarios Desarrollados en Periodos Con Crisis

mercado accionario	Portafolio (Indice MSCI) Empresas Gran Tamaño (Large Caps)		Portafolio (Indice MSCI) Empresas Pequeño Tamaño (Small Caps)		
	Alfa Jensen % mensual	Valor p	mercado accionario	Alfa Jensen % mensual	Valor p
ISRAEL LC**	0.88%	2.18%	GERMANY SC**	1.92%	1.18%
FINLAND LC	0.64%	33.42%	IRELAND SC	1.75%	23.13%
BELGIUM LC	0.54%	27.33%	HONG KONG SC	1.02%	26.62%
SINGAPORE LC*	0.49%	6.24%	SWITZERLAND SC	1.00%	18.53%
SWEDEN LC	0.47%	21.88%	USA SC*	0.84%	7.10%
NORWAY LC	0.22%	66.08%	AUSTRALIA SC	0.79%	18.21%
IRELAND LC	0.22%	85.07%	FRANCE SC	0.57%	47.83%
SWITZERLAND LC	0.18%	10.27%	CANADA SC	0.47%	45.02%
HONG KONG LC	0.17%	40.15%	UNITED KINGDOM SC	0.39%	60.24%
DENMARK LC	0.14%	74.06%	SWEDEN SC	0.32%	66.72%
NETHERLANDS LC	0.12%	55.38%	SINGAPORE SC	0.06%	93.71%
CANADA LC	0.08%	64.33%	BELGIUM SC	-0.18%	80.60%
SPAIN LC	0.07%	71.08%	NETHERLANDS SC	-0.29%	74.63%
JAPAN LC	0.05%	77.80%	JAPAN SC	-0.36%	52.42%
UNITED KINGDOM LC	-0.01%	93.53%	ITALY	-0.65%	39.44%
GERMANY LC	-0.09%	53.14%	NORWAY SC	-1.14%	18.23%
USA LC	-0.18%	18.27%	DENMARK SC	-1.23%	13.41%
FRANCE LC**	-0.24%	3.33%	FINLAND SC	-1.26%	26.04%
AUSTRALIA LC*	-0.33%	6.39%	ISRAEL SC*	-1.96%	5.23%
ITALY LC***	-0.59%	0.63%	SPAIN SC***	-2.61%	0.24%
Promedio	0.14%	Promedio		-0.03%	

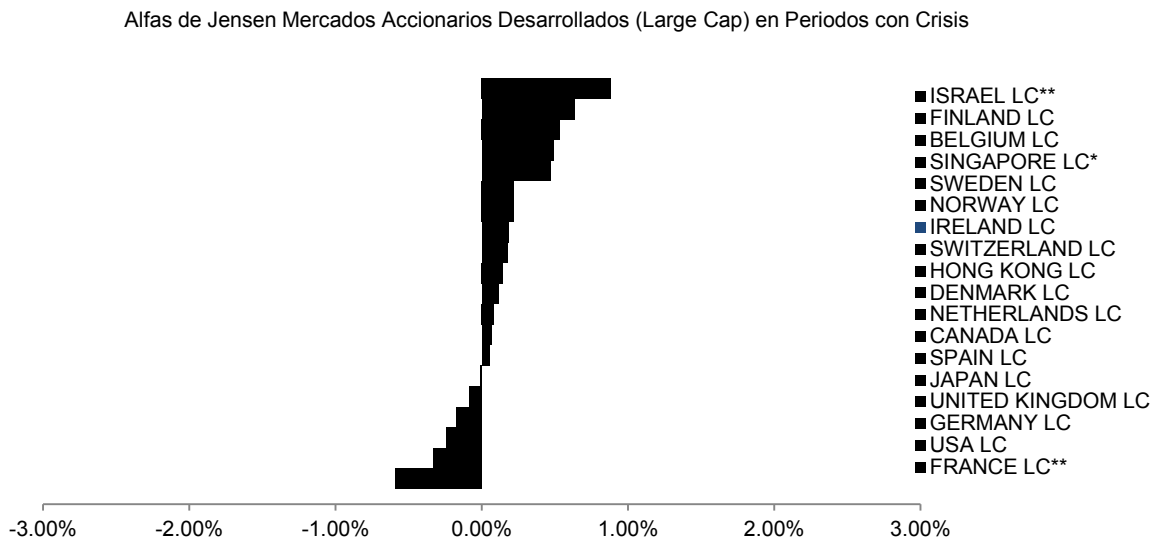
Tabla 3 muestra en su primera y cuarta columna los mercados accionarios desarrollados bajo estudio ordenados de mayor a menor alfa de Jensen en periodos con crisis. La segunda y quinta columnas muestra el alfa de Jensen mensual asociado a portafolios de gran y pequeña capitalización bursátil, respectivamente. La tercera y sexta columna muestran el valor p de cada coeficiente o alfa estimado para portafolios de empresas de alta y pequeña capitalización bursátil. Los asteriscos ***, **, * muestran que los coeficientes estimados (alfas) son significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

La Tabla 3 muestra que el portafolio de empresas de gran tamaño (large caps) que presenta el mejor desempeño en periodos con crisis es Israel con un alfa de Jensen de 0.88%. Los peores desempeños son mostrados por Italia -0.59%, Australia -0.33% y Francia -0.24%, respectivamente. Los resultados de los restantes portafolios de empresas de gran tamaño en los mercados accionarios desarrollados se detallan en la segunda columna de la Tabla 3 y en la Figura 4. Por otra parte, la Tabla 3 muestra que el portafolio de empresas de pequeño tamaño (small caps) que presentó el mejor desempeño en periodos con crisis es Alemania con un alfa de Jensen de 1.92% mensual. Los peores desempeños son liderados por España -2.61% e Israel -1.96%, respectivamente. Los resultados de los restantes portafolios de empresas de pequeño tamaño se detallan en la quinta columna de la Tabla 3 y en la Figura 4.

Al comparar las Figuras 4 y 5, es posible observar que los portafolios de empresas de baja capitalización bursátil de los mercados accionarios desarrollados presentan un más bajo desempeño capturado por el alfa de Jensen promedio en periodos con crisis. En efecto, el promedio de los small caps asciende a -0.03% mensual mientras que el promedio de los large caps es de 0.14%. Para saber si la diferencia en los promedios de los alfa de Jensen estimados es significativa o no se aplicó un test de Wald (1945) para probar bajo la hipótesis nula si esta diferencia resulta igual a cero.

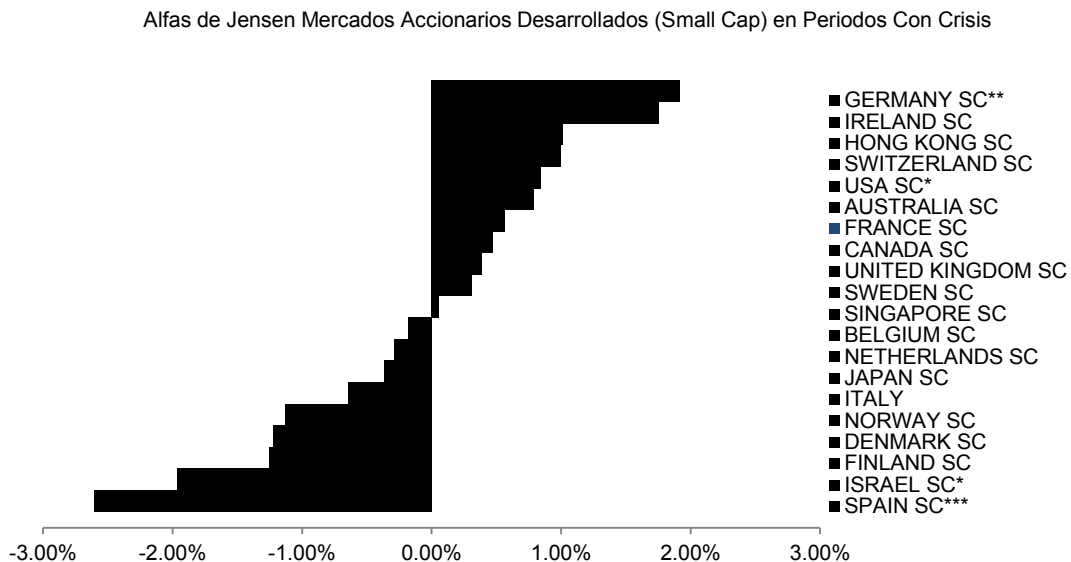
El test arrojó un valor de 0.11 con un valor p de 0,738. Por tanto, no existen diferencias estadísticamente significativas en los promedios al 5%. Lo anterior está en línea con aquellos autores que señalan que el efecto tamaño ha ido desapareciendo en los últimos años en los mercados accionarios desarrollados, fenómeno que se hace significativo en periodos de crisis, de acuerdo a los presentes resultados.

Figura 4: Alfas de Jensen Portafolios de Empresas de Alta Capitalización Bursátil (Large Caps) en Periodos Con Crisis, Mercados Accionarios Desarrollados



La Figura 4 muestra el ordenamiento de los alfas de Jensen (de mayor a menor rentabilidad) de los portafolios de empresas de alta capitalización bursátil de los mercados accionarios desarrollados en periodos con crisis.

Figura 5: Alfas de Jensen Portafolios de Empresas de Baja Capitalización Bursátil (Small Caps) en Periodos Con Crisis, Mercados Accionarios Desarrollados



La Figura 5 muestra el ordenamiento de los alfas de Jensen (de mayor a menor rentabilidad) de los portafolios de empresas de baja capitalización bursátil de los mercados accionarios desarrollados en periodos con crisis.

Mercados Accionarios Emergentes

A continuación se presentan los resultados asociados a los mercados accionarios emergentes. Para comenzar se reporta en Tabla 4 los resultados para los mercados accionarios emergentes considerando portafolios de empresas de gran y pequeña capitalización bursátil, respectivamente, en periodos sin crisis.

Tabla 4: Estimaciones SUR de Alfas de Jensen de Portafolios de Empresas (Indices MSCI) de Gran y Pequeña Capitalización Bursátil Asociados a los Mercados Accionarios Emergentes en Periodos Sin Crisis

	Portafolio (Indice MSCI) Empresas Gran Tamaño (Large Caps)			Portafolio (Indice MSCI) Empresas Pequeño Tamaño (Small Caps)		
MERCADO ACCIONARIO	Alfa Jensen			Alfa Jensen		
	% mensual	Valor p	mercado accionario	% mensual	Valor p	
TURKEY LC ***	0.83%	0.00%	BRAZIL LC	1.64%	0.01%	
INDONESIA LC ***	0.80%	0.00%	SOUTH AFRICA LC	0.90%	0.14%	
CHINA LC ***	0.66%	0.00%	TURKEY LC	0.86%	0.94%	
BRAZIL LC ***	0.65%	0.00%	CHILE LC	0.83%	1.23%	
THAILAND LC ***	0.63%	0.00%	THAILAND LC	0.71%	5.98%	
MEXICO LC ***	0.55%	0.00%	MEXICO LC	0.70%	2.92%	
INDIA LC ***	0.55%	0.00%	CZECH REPUBLIC LC	0.67%	30.16%	
CHILE LC ***	0.49%	0.00%	CHINA LC	0.61%	13.00%	
MALAYSIA LC***	0.46%	0.00%	INDIA LC	0.57%	9.72%	
KOREA LC ***	0.34%	0.91%	RUSSIA LC	0.47%	44.25%	
CZECH REPUBLIC LC**	0.33%	3.20%	KOREA LC	0.46%	20.31%	
SOUTH AFRICA LC **	0.26%	4.42%	POLAND LC	0.43%	28.84%	
RUSSIA LC ***	0.18%	0.01%	INDONESIA LC	0.42%	33.22%	
POLAND LC	0.02%	87.47%	MALAYSIA LC	0.39%	8.77%	
TAIWAN LC	0.00%	98.57%	TAIWAN LC	0.05%	85.05%	
HUNGARY LC	-0.01%	94.66%	HUNGARY LC	-0.21%	72.63%	
Promedio	0.42%		Promedio	0.59%		

Tabla 4 muestra en su primera y cuarta columna los mercados accionarios emergentes bajo estudio ordenados de mayor a menor alfa de Jensen en periodos sin crisis. La segunda y quinta columnas muestra el alfa de Jensen mensual asociado a portafolios de gran y pequeña capitalización bursátil, respectivamente. La tercera y sexta columna muestran el valor p de cada coeficiente o alfa estimado para portafolios de empresas de alta y pequeña capitalización bursátil. Los asteriscos ***, **, * muestran que los coeficientes estimados (alfas) son significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

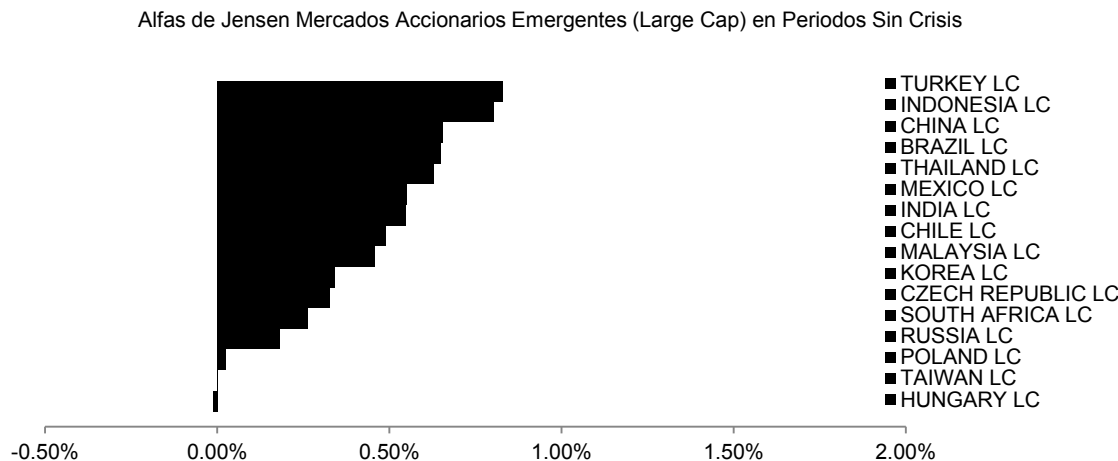
La Tabla 4 muestra que el portafolio de empresas de gran tamaño (large caps) que presenta el mejor desempeño en periodos sin crisis es Turquía con un alfa de Jensen de 0.83%, luego siguen Indonesia 0.80% y China con un 0.66% mensual. Los peores desempeños son mostrados por Hungría -0.01%, Taiwán 0.00% y Polonia 0.02%, respectivamente, aunque no resultan significativos estadísticamente. Los resultados de los restantes portafolios de empresas de gran tamaño en los mercados accionarios emergentes se detallan en la segunda columna de la Tabla 4 y en la Figura 6. Por otra parte, la Tabla 4 muestra que el portafolio de empresas de pequeño tamaño (small caps) que presentó el mejor desempeño en periodos sin crisis es Brasil con un alfa de Jensen de 1.64% mensual. Los peores desempeños son liderados por Hungría -0.21% y Taiwán 0.05%, respectivamente. Los resultados de los restantes portafolios de empresas de pequeño tamaño se detallan en la quinta columna de la Tabla 4 y en la Figura 7.

Al comparar las Figuras 6 y 7, es posible observar que los portafolios de empresas de baja capitalización bursátil de los mercados accionarios emergentes presentan un más alto desempeño capturado por el alfa de Jensen promedio en periodos sin crisis. En efecto, el promedio de los small caps asciende a 0.59% mensual mientras que el promedio de los large caps es de 0.42%. Para saber si la diferencia en los promedios de los alfa de Jensen estimados es significativa o no se aplicó un test de Wald para probar bajo la hipótesis nula si esta diferencia resulta igual a cero.

El test arrojó un valor de 0.85 con un valor p de 0,357. Por tanto, no existen diferencias estadísticamente significativas en los promedios al 5%. Lo anterior está en línea con aquellos autores que señalan que el efecto tamaño ha ido desapareciendo en los últimos años en los mercados accionarios emergentes, fenómeno que se hace significativo en periodos sin crisis, de acuerdo a los resultados expuestos. A

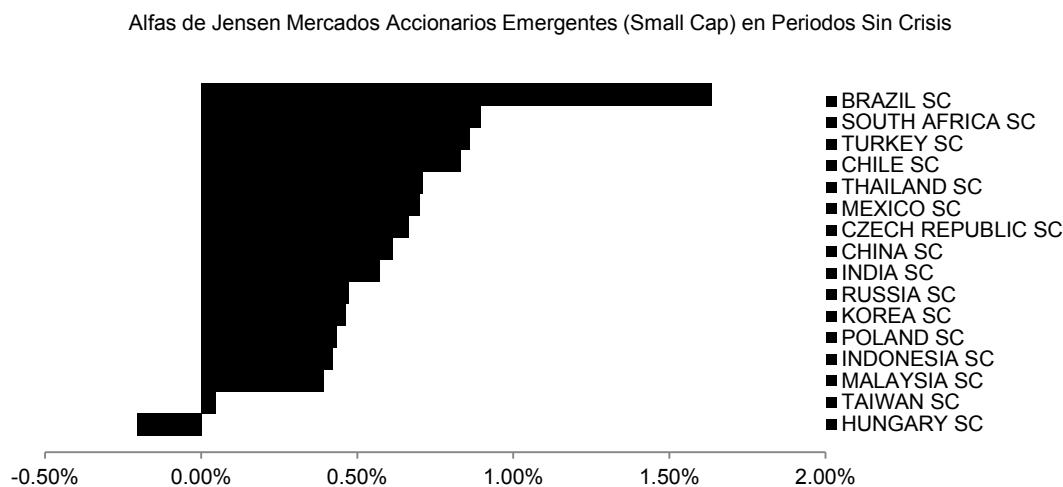
continuación se presentan los resultados para los mercados accionarios emergentes considerando portafolios de empresas de gran y pequeña capitalización bursátil, respectivamente, en periodos con crisis.

Figura 6: Alfas de Jensen Portafolios de Empresas de Alta Capitalización Bursátil (Large Caps) en Periodos Sin Crisis, Mercados Accionarios Emergentes



La Figura 6 muestra el ordenamiento de los alfas de Jensen (de mayor a menor rentabilidad) de los portafolios de empresas de alta capitalización bursátil de los mercados accionarios emergentes en periodos sin crisis.

Figura 7: Alfas de Jensen Portafolios de Empresas de Baja Capitalización Bursátil (Small Caps) en Periodos Sin Crisis, Mercados Accionarios Emergentes



La Figura 7 muestra el ordenamiento de los alfas de Jensen (de mayor a menor rentabilidad) de los portafolios de empresas de pequeña capitalización bursátil de los mercados accionarios emergentes en periodos sin crisis.

La Tabla 5 muestra que el portafolio de empresas de gran tamaño (large caps) que presenta el mejor desempeño en periodos con crisis es Polonia con un alfa de Jensen de 1.14%, luego siguen Turquía 1.04% e Indonesia con un 0.86% mensual. Los peores desempeños son mostrados por Hungría -0.49%, Taiwán -0.29% y Korea 0.16%, respectivamente, aunque no resultan significativos estadísticamente. Los resultados de los restantes portafolios de empresas de gran tamaño en los mercados accionarios emergentes se detallan en la segunda columna de la Tabla 5 y en la Figura 8. Por otra parte, la Tabla 5 muestra que el portafolio de empresas de pequeño tamaño (small caps) que presentó el mejor desempeño en periodos con crisis es Korea con un alfa de Jensen de 1.83% mensual, seguido por India con un 1.66%. Los peores desempeños son liderados por

Polonia -3.02% y Rusia -2.33%, respectivamente. Los resultados de los restantes portafolios de empresas de pequeño tamaño se detallan en la quinta columna de la Tabla 5 y en la Figura 9.

Tabla 5: Estimaciones SUR de Alfas de Jensen de Portafolios de Empresas (Indices MSCI) de Gran y Pequeña Capitalización Bursátil Asociados a los Mercados Accionarios Emergentes en Periodos Con Crisis

Mercado Accionario	Portafolio (Indice MSCI) Empresas Gran Tamaño (Large Caps)		Mercado Accionario	Portafolio (Indice MSCI) Empresas Pequeño Tamaño (Small Caps)	
	Alfa Jensen % Mensual	Valor p		Alfa Jensen % Mensual	Valor p
POLAND LC ***	1.14%	0.50%	KOREA SC *	1.83%	6.36%
TURKEY LC **	1.04%	3.27%	INDIA SC *	1.66%	7.61%
INDONESIA LC*	0.86%	8.55%	THAILAND SC	1.28%	21.38%
CHILE LC ***	0.84%	0.30%	INDONESIA SC	0.94%	43.46%
BRAZIL LC ***	0.81%	0.14%	TURKEY SC	0.86%	33.79%
CHINA LC ***	0.70%	0.99%	TAIWAN SC	0.54%	42.74%
MEXICO LC **	0.41%	1.24%	CHINA SC	0.48%	66.21%
THAILAND LC	0.38%	33.81%	MEXICO SC	0.43%	61.83%
MALAYSIA LC	0.34%	13.64%	SOUTH AFRICA SC	0.43%	57.77%
RUSSIA LC ***	0.34%	0.51%	MALAYSIA SC	0.12%	84.46%
INDIA LC	0.20%	50.91%	BRAZIL SC	0.06%	95.55%
SOUTH AFRICA LC	0.20%	57.57%	CZECH REPUBLIC SC	-0.69%	69.35%
CZECH REPUBLIC LC	0.17%	67.48%	CHILE SC	-1.36%	12.96%
KOREA LC	0.16%	65.95%	HUNGARY SC	-2.27%	15.36%
TAIWAN LC	-0.29%	35.27%	RUSSIA SC	-2.33%	16.11%
HUNGARY LC	-0.49%	33.33%	POLAND SC***	-3.02%	0.65%
promedio	0.43%		promedio	-0.07%	

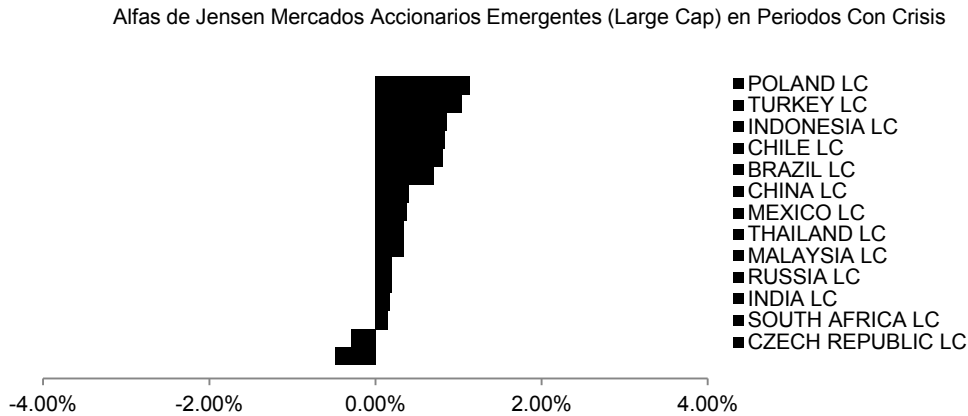
Tabla 5 muestra en su primera y cuarta columna los mercados accionarios emergentes bajo estudio ordenados de mayor a menor alfa de Jensen en periodos con crisis. La segunda y quinta columnas muestra el alfa de Jensen mensual asociado a portafolios de gran y pequeña capitalización bursátil, respectivamente. La tercera y sexta columna muestran el valor p de cada coeficiente o alfa estimado para portafolios de empresas de alta y pequeña capitalización bursátil. Los asteriscos *, **, *** muestran que los coeficientes estimados (alfas) son significativos al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Al comparar las Figuras 8 y 9, es posible observar que los portafolios de empresas de baja capitalización bursátil de los mercados accionarios emergentes presentan un más bajo desempeño capturado por el alfa de Jensen promedio en periodos con crisis. En efecto, el promedio de los small caps asciende a -0.07% mensual mientras que el promedio de los large caps es de 0.43%. Para saber si la diferencia en los promedios de los alfa de Jensen estimados es significativa o no se aplicó un test de Wald para probar bajo la hipótesis nula si esta diferencia resulta igual a cero. El test arrojó un valor de 0.93 con un valor p de 0,336. Por tanto, no existen diferencias estadísticamente significativas en los promedios al 5%. Lo anterior está en línea con aquellos autores que señalan que el efecto tamaño ha ido desapareciendo en los últimos años en los mercados accionarios emergentes, fenómeno que se hace significativo también en periodos con crisis, de acuerdo a los resultados expuestos.

CONCLUSIONES

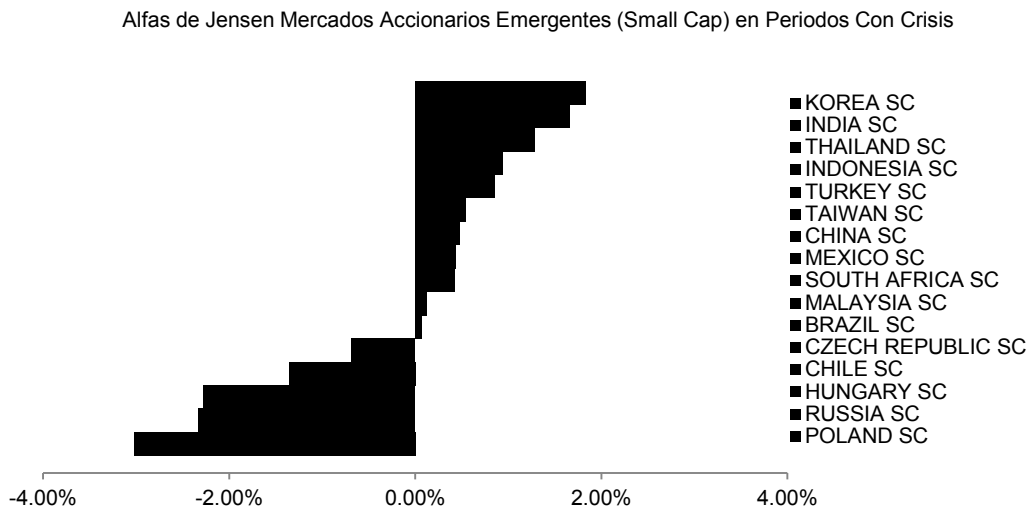
Este artículo examina la existencia del efecto tamaño, en los retornos accionarios ajustados por riesgos sistemáticos locales y globales, en los mercados accionarios de 20 países desarrollados y 16 emergentes, durante el periodo que abarca desde abril de 2003 hasta diciembre de 2013, el cual contempla subperiodos sin crisis y bajo crisis financiera internacional (Subprime y Europea). El efecto tamaño es definido como un fenómeno donde el desempeño en el mercado accionario de una compañía relativamente pequeña, basado en su valor de mercado, excede a aquel de una compañía más grande. Sin embargo, este efecto no discrimina entre periodos de alza y baja en los mercados accionarios, característico de los periodos sin crisis versus aquellos bajo crisis financiera internacional. En este sentido, la evidencia internacional parece ser escasa tanto en mercados accionarios desarrollados como emergentes.

Figura 8: Alfas de Jensen Portafolios de Empresas de Alta Capitalización Bursátil (Large Caps) en Periodos Con Crisis, Mercados Accionarios Emergentes



La Figura 8 muestra el ordenamiento de los alfas de Jensen (de mayor a menor rentabilidad) de los portafolios de empresas de alta capitalización bursátil de los mercados accionarios emergentes en periodos con crisis.

Figura 9: Alfas de Jensen Portafolios de Empresas de Baja Capitalización Bursátil (Small Caps) en Periodos Con Crisis, Mercados Accionarios Emergentes



La Figura 9 muestra el ordenamiento de los alfas de Jensen (de mayor a menor rentabilidad) de los portafolios de empresas de pequeña capitalización bursátil de los mercados accionarios emergentes en periodos con crisis.

Los resultados obtenidos utilizando la metodología de regresiones aparentemente no relacionadas sugiere que portafolios de empresas de baja capitalización bursátil (small caps) presentan un mejor desempeño ajustado por riesgo en promedio comparado a portafolios de empresas de alta capitalización bursátil (large caps) en periodos normales o sin crisis cuando el caso de los mercados accionarios desarrollados es analizado. Esta evidencia, a favor del efecto tamaño, no se concilia con los resultados obtenidos en periodos con crisis en donde no existe diferencia estadísticamente significativa entre tales portafolios. Por otra parte en el caso de los mercados accionarios emergentes, no fue posible detectar diferencias estadísticamente significativas en el desempeño promedio de los portafolios de empresas de gran o pequeña capitalización bursátil, tanto en periodos sin o con crisis financiera.

Estos resultados son compatibles con aquellos estudios que señalan que este efecto ha ido desapareciendo en los últimos años. La hipótesis planteada de que el efecto tamaño está condicionado al periodo bajo

análisis se valida parcialmente de acuerdo a los resultados. En periodos de crisis, la caída en la demanda agregada y/o las restricciones del crédito no generan diferencias significativas en el desempeño accionario promedio de empresas pequeñas versus de mayor tamaño, independientemente si los mercados accionarios son desarrollados o emergentes. En periodos sin crisis, efectivamente se detecta un efecto tamaño en los mercados accionarios desarrollados pero no en los emergentes. Esto tiene implicancias en términos de diversificación internacional de portafolios. En periodos sin crisis es recomendable refugiarse en small caps de países desarrollados con el objeto de obtener un mejor desempeño. En periodos críticos se puede diversificar tanto en empresas pequeñas o grandes en mercados desarrollados y/o emergentes, sin que esto permita tener un desempeño superior en el mercado bursátil. Como conclusión final queda abierta la posibilidad de que futuras investigaciones analicen el efecto tamaño en periodos sin crisis versus aquellos bajo crisis, considerando diferentes agrupaciones de portafolios, en función de los intereses del investigador. Una posibilidad interesante es examinar agrupaciones por sector geográfico o bien por industrias similares asociadas a los mercados accionarios a estudiar.

REFERENCIAS

- Andrews (1993), Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, 61: 821-56.
- Andrews and Ploberger (1994), Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative. *Econometrica*, 62: 1383-414.
- Annaert et al. (2002), Value and size effect: Now you see it, now you don't, *SSRN Working Paper*.
- Banz (1981), The Relationship Between Return and Market Value, *Journal of Financial Economics*, 9: 3-18.
- Bhardwaj y Brooks (1992), The January anomaly: Effects of low share price, transaction costs, and bid-ask bias. *The Journal of Finance*, 47: 553-575.
- Black (1993), Beta and Return. *Journal of Portfolio Management*, 20-1: 8-18.
- Chan, Chen and Hsieh (1985), An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect. *Journal of Financial Economics*, 14: 451-471.
- Elfakhani et al. (1998), Small Firm and Value Effects in the Canadian Stock Market, *Journal of Financial Research*, 21: 277-292.
- Fama and French (1992), The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance*, 47-2: 427-465.
- Garza et al. (1998), Does Size Really Matter in Japan? *Financial Analysts Journal*, 54-6: 22-34.
- Griffiths et al. (1993), Learning and Practicing Econometrics, Chapter 17. John Wiley & Sons, Inc.
- Handa, Kothari, and Wasley (1989), The Relation Between the Return Interval and Betas: Implications for the Size Effect, *Journal of Financial Economics*, 23: 79-100.
- Harvey (1990), *The Econometric Analysis of Time Series*, 2nd edition, Cambridge, MA: MIT Press.
- Harvey (1993), *Time Series Models*, 2nd edition, Cambridge, MA: MIT Press.

- Kolmogorov (1933). Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione. *G. Ist. Ital. Attuari* 4: 83-91.
- Jensen (1968), "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964", *Journal of Finance* 23-2: 389-416.
- Kim y Burnie (2002), The firm size effect and the economic cycle. *Journal of Financial Research*, 25: 111-124.
- Levis (1985), Are Small Firms Big Performers? *The Investment Analyst*, 76: 21-27.
- Reinganum (1981), Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies based on Earnings Yields and Market Values, *Journal of Financial Economics*, 9: 19-46.
- Ross (1976), The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13: 341-60.
- Rutledge et al. (2008), Is there a size effect in the pricing of stocks in the Chinese Stock Markets? The case of bull versus bear markets. *Asia-Pacific Financial Markets*, 15: 117-133.
- Sandoval (2013). Desempeño de los mercados accionarios desarrollados durante la crisis Griega. *Revista Internacional de Administración y Finanzas*, 6-3: 1-13.
- Sandoval y Urrutia (2011) El Efecto de la Crisis Financiera Subprime en los Mercados Accionarios Desarrollados: Estimaciones Aparentemente No Relacionadas SUR Versus GARCH (1,1), *Revista Internacional de Administración y Finanzas*, 4-1: 1-17.
- Schwert (1983), Size and stock returns, and other empirical regularities. *Journal of Financial Economics*, 12: 3-12.
- Sharpe (1966), "Mutual Fund Performance" *Journal of Business*, January: 119-138.
- Singh (2009), Company attributes and stock returns in India: A panel data analysis. *Journal of Applied Finance*, 15: 46-57.
- Smirnov (1948), Table for estimating the goodness of fit of empirical distributions". *Annals of Mathematical Statistics* 19: 279-281.
- Sweeney y Warga (1986), The pricing of interest-rate risk: Evidence from the stock market, *Journal of Finance*, 41: 393-410.
- Treynor (1965), How to Rate Management of Investment Funds, *Harvard Business Review*, January-February: 131-136.
- Wald (1945). Sequential Tests of Statistical Hypotheses. *The Annals of Mathematical Statistics* 16: 117-186.

BIOGRAFÍA

Dr. Eduardo E. Sandoval es profesor asociado en: Facultad de Ingeniería, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Concepción. Edmundo Larenas 215, Cuarto Piso, Concepción Chile, y puede ser contactado en correo electrónico: eduardosandoval@udec.cl