

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES – ESPECIALIDAD DE
ECONOMÍA**



**Valorización de activos de la Bolsa de Valores de Lima mediante un
modelo de cambio de régimen de innovaciones de retorno e iliquidez**

**TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO
DE BACHILLER EN CIENCIAS SOCIALES CON MENCIÓN EN
ECONOMÍA**

AUTOR

Ludeña Orbezo, Paul Emmanuel

ASESOR

Chávez-Bedoya Mercado, Luis Carlos

RESUMEN

Durante los últimos años, la Bolsa de Valores de Lima (BVL) ha sido cuestionada por los bajos niveles de liquidez que presenta; en consecuencia, proveedores de índices bursátiles como MSCI o FTSE han puesto en revisión la categoría de mercado que sostiene la cual podría pasar de ser considerado mercado emergente a mercado frontera. Es por ello que, resulta importante medir dichos niveles de iliquidez y los efectos que estos pueden tener en las acciones que transan en la bolsa local. El presente documento muestra la relación positiva entre los excesos de los retornos esperados de los activos y la iliquidez de la Bolsa de Valores de Lima (BVL). Se emplea un modelo de valorización de activos ajustado por liquidez bajo el cual el retorno de un activo depende de su liquidez esperada así como de las covarianzas de su propio retorno y su propia liquidez con el retorno de mercado y la liquidez de mercado. Adicionalmente, las aplicaciones empíricas emplean un modelo de dos regímenes Markov Chain con el objetivo de estimar escenarios de alta y baja iliquidez para los betas de los activos. Los resultados muestran la importancia de considerar la iliquidez cuando se construyen y evalúan portafolios de acciones en la BVL.

Palabras claves: CAPM, iliquidez, beta ajustado por liquidez, Cambio de régimen, Bolsa de Valores de Lima

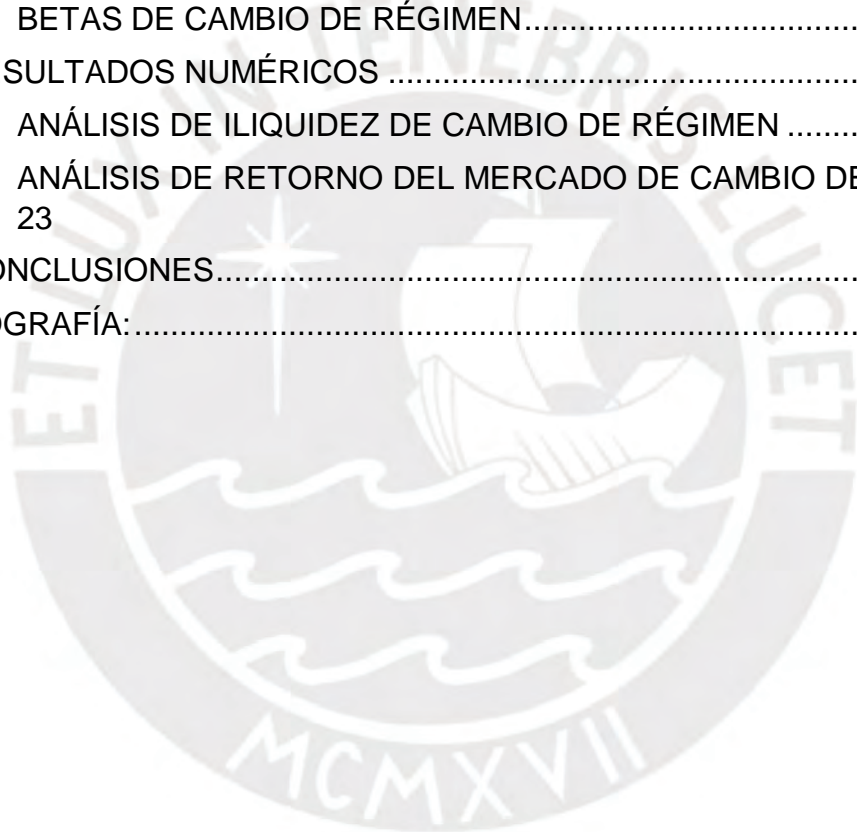
ABSTRACT

Over the last few years, the Lima Stock Exchange (BVL) has been questioned due to the low levels of liquidity it presents; consequently, providers of stock indices such as MSCI or FTSE have put under review the market category that maintains the quality could go from being considered an emerging market to a frontier market. For this reason, it is important to measure these levels of illiquidity and the effects that these may have on the actions traded on the local stock market. This document shows the positive relationship between the excesses of the expected returns on assets and the illiquidity of the Lima Stock Exchange (BVL). A liquidity-adjusted asset valuation model is used under which the return of an asset depends on its expected liquidity as well as the covariances of its own return and its own liquidity with market return and market liquidity. Additionally, the empirical applications employ a two Markov Chain regimes model with the objective of estimating high and low illiquidity scenarios for the asset betas. The results show the importance of considering illiquidity when building and evaluating stock portfolios in the BVL.

Keywords: CAPM, illiquidity, liquidity-adjusted beta, regime-switching, Lima Stock Exchange

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN	1
2. MARCO TEÓRICO (EL MODELO).....	5
3. METODOLOGÍA EMPÍRICA.....	8
3.1. MEDIDA DE ILIQUIDEZ Y PORTAFOLIOS	8
3.2. INNOVACIONES DE ILIQUIDEZ Y DE RENDIMIENTO DE MERCADO 10	
3.3. ILIQUIDEZ Y RÉGIMENES DE RETORNO DEL MERCADO	13
3.4. BETAS DE CAMBIO DE RÉGIMEN.....	15
4. RESULTADOS NUMÉRICOS	15
4.1. ANÁLISIS DE ILIQUIDEZ DE CAMBIO DE RÉGIMEN	16
4.2. ANÁLISIS DE RETORNO DEL MERCADO DE CAMBIO DE RÉGIMEN 23	
5. CONCLUSIONES.....	25
BIBLIOGRAFÍA:.....	27



1. INTRODUCCIÓN

El modelo de valoración de activos financieros (CAPM) (Sharpe 1964, Lintner 1965, Mossing 1966) ha contribuido en determinar los mayores rendimientos esperados de los activos como compensación para diferentes niveles de riesgo sistémico de ellos. Este modelo asume que no existe diferencia en cuanto a la liquidez entre los distintos activos o que dicha diferencia no tiene precio y tampoco resulta relevante para explicar mayores rendimientos. Dichos supuestos han sido rechazados por Amihud y Mendelson (1986), Brennan y Subrahmanyam (1996), Amihud (2002) y Acharya y Pedersen (2005) en el mercado estadounidense y por Bekaert et al. (2007) para un conjunto de mercados emergentes. En general, los estudios antes mencionados han encontrado evidencia de que los rendimientos esperados aumentan cuando existe poca liquidez, y que ello explica las diferencias en mayores rendimientos esperados entre activos y mercados.

Amihud y Mendelson (1986) desarrollaron una relación *return-spread* considerando la iliquidez como el costo de ejecución inmediata; y, de manera más particular, como el diferencial entre los precios de compra y venta. Después de modelar el efecto de iliquidez, se probaron dos hipótesis: i) los rendimientos de los activos son una función creciente y cóncava del *spread*; y, ii) los rendimientos esperados (netos de los costos de negociación) aumentan con el período de tenencia del inversor. Además, Amihud y Mendelson (1986) interpretaron el *spread* como la representación de una respuesta racional de un mercado eficiente en lugar de una expresión de ineficiencia del mercado; pero, los resultados fueron criticados por Eleswarapu y Reinganum (1993) quienes demostraron que la prima de retorno asociada con el *spread* es fundamentalmente un fenómeno estacional.

Brennan y Subrahmanyam (1996) consideraron importante investigar si la iliquidez asociada a la asimetría de la información afecta la tasa de rendimiento requerida. Para abordar este problema, examinaron la relación retorno-liquidez

combinando técnicas empíricas a partir de la valoración de precios de activos y la investigación de microestructuras del mercado. Específicamente, usaron Fama y French (1993) factores para ajustar por riesgo y los métodos empleados por Glosten y Harris (1988) y Hasbrouck (1991) para descomponer los costos de negociación estimados en componentes variables y fijos, ya que sugieren que los efectos de liquidez de la asimetría de información tienen más probabilidades de ser capturados en el impacto del precio de la negociación, o en el componente variable del costo de negociación. Asimismo, probaron la existencia de una importante relación entre las tasas de rendimiento requeridas y la falta de liquidez asociadas tanto con el componente fijo como el componente variable del costo de la transacción, y mostró que no hay evidencia de estacionalidad en las primas asociadas con el costo antes mencionado.

Amihud (2002) presentó nuevas pruebas para medir la relación directa de los rendimientos esperados de los activos y la iliquidez; además, se probaron dos nuevas hipótesis relacionadas con la falta de liquidez en el mercado estadounidense: i) a lo largo del tiempo, el exceso de rendimiento ex ante es una función creciente de la iliquidez esperada; y, ii) la iliquidez inesperada tiene un efecto negativo en los retornos contemporáneos inesperados de las acciones. Además, a lo largo del tiempo, los efectos de la falta de liquidez en los excesos de rendimiento difieren entre activos por su propia liquidez o tamaño. Los resultados implican que el exceso de rendimiento de las acciones refleja no solo un mayor riesgo sino también menor liquidez en comparación, por ejemplo, con los valores del Tesoro (*treasurys*). La medida de iliquidez utilizada fue el ratio del rendimiento diario absoluto de una acción y su volumen diario en dólares (promediado durante algún período). Se demostró que esta particular representación está positivamente relacionada con las variables que miden la iliquidez de datos de microestructura como los de Brennan y Subrahmanyam (1996).

Archaya y Pedersen (2005) introdujeron un modelo de valoración de activos ajustado por liquidez resolviendo un modelo de equilibrio simple con riesgo de liquidez. En este modelo, el retorno esperado de una acción se incrementa a

mayor iliquidez esperada y su "beta neto", a su vez, se ha demostrado que es proporcional a la covarianza de su rendimiento (neto de sus costos de iliquidez exógenos) con el rendimiento del portafolio de mercado neto. El beta neto se puede descomponer en la beta estándar del mercado y tres betas adicionales que representan diferentes formas de riesgo de liquidez, tales como: i) variación conjunta de la liquidez del activo con la liquidez del mercado; ii) sensibilidad de retorno a la liquidez del mercado; y (iii) sensibilidad de liquidez a los rendimientos del mercado. En la sección empírica de Acharya y Pedersen (2005), la medida de iliquidez seleccionada era una versión normalizada de la de Amihud (2002). Por otra parte, otros experimentos numéricos demostraron que bajo los mismos grados de libertad, el CAPM ajustado por liquidez explica los datos mejor que el CAPM estándar, y se encontró evidencia débil relacionada con el hecho de que el riesgo de liquidez es importante que los efectos del riesgo de mercado y el nivel de liquidez.

Bekaert et al. (2007) examinó el impacto de la liquidez en los rendimientos esperados en dieciocho mercados emergentes; sin embargo, Perú no estaba en la muestra. Probaron las dos hipótesis de Amihud (2002) utilizando como medida de liquidez una transformación de la proporción de retornos diarios nulos promediados en un mes. Las autorregresiones de vectores estimadas mostraron que la medida de liquidez nula pronosticaba excesos de retorno futuros, y los inesperados choques de liquidez se correlacionaron positivamente con rendimientos inesperados contemporáneos y negativamente correlacionados con las tasas de dividendos.

Adicionalmente, la literatura financiera comenzó a cuestionar las versiones previas de la valoración de activos en las que los betas no cambian en el tiempo, esto contrasta con el supuesto de un beta constante del modelo CAPM. Hay una creciente evidencia empírica de la hipótesis de variación temporal de los betas en Blume (1971), Levy (1971), Fabozzi y Francis (1978), Chen y Keown (1981), Ferson y Harvey (1991, 1993), Ferson y Korajczyk (1995) y Flannery et al. (1997), entre otros. Aunque los modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH) son una buena opción para capturar la variación de la

volatilidad de los betas en el tiempo, varios estudios señalan que son sensibles a los cambios en los regímenes de volatilidad. Este hecho podría implicar que los estimadores dados por los modelos ARCH pueden no ser confiables durante períodos de baja o alta volatilidad debido al hecho de que los betas pueden ser significativamente diferentes en estos estados (Ramchand y Susmel 1998a).

El nivel de co-movimiento entre los mercados bursátiles es diferente bajo regímenes de alta y baja volatilidad. Si bien los mercados bursátiles muestran bajos niveles de co-movimiento durante los períodos de estabilidad, tienden a moverse de manera conjunta durante períodos inestables (Hamao et al. 1990, Bekaert y Harvey 1997, Edwardsy Susmel 2001, Forbes y Rigobon 2002); en consecuencia, se esperaría tener cambios de régimen en los niveles de riesgo sistemático. Por lo anteriormente mencionado, se podrían lograr resultados y estimaciones más realistas empleando el modelo de cambio de régimen de Markov sugerido por Hamilton (1996) o el modelo de variaciones ARCH sugerido por Hamilton y Susmel (1994) y Ramchand y Susmel (1998b).

En los mercados emergentes, los cambios de régimen se originarían por las crisis financieras. Entre ellas se puede mencionar la Crisis Asiática en 1996, la Crisis rusa y brasileña en 1998, las Crisis Turcas en 1994, 2000 y 2001, la Crisis argentina en 2001 y la Crisis Financiera Mundial de 2008-2009. Esos eventos caracterizados por altos niveles de volatilidad afectaron los mercados bursátiles. Recientemente, Huang (2000, 2003), Chen y Huang (2007) y Korkmaz et al. (2010) incorporaron los cambios de régimen en el mercado de valores empleando un modelo de *Markov-Switching CAPM* (MSCAPM) para permitir que el beta varíe entre regímenes de alta y baja volatilidad. Precisamente, la presente investigación también tomará estas consideraciones al estimar el efecto de la liquidez utilizando una metodología no lineal de cambio de régimen de Markov (*Markov regime-switching*).

Watanabe y Watanabe (2008), utilizando un entorno de incertidumbre de preferencia similar al de Gallmeyer y col. (2005) y modelando el costo de venta de activos de acuerdo con el de Acharya y Pedersen (2005), establecieron

hipótesis comprobables con respecto a las betas de liquidez y primas de riesgo que varían en el tiempo asociadas a cambios en el volumen de negociación cuando se usa como un proxy de la incertidumbre de preferencia. Usando un modelo de cambio de régimen de Markov y la medida de liquidez de Amihud (2002), encontraron que los betas de liquidez varían significativamente entre dos estados: uno con alta liquidez y el otro con baja liquidez. También notaron que usando un factor de liquidez condicional, la medición de corte transversal del riesgo de liquidez se fortalece en el estado de alta liquidez. Por otra parte, la prima de riesgo condicional a la liquidez fue estadísticamente significativa, robusta y económicamente grande.

2. MARCO TEÓRICO (EL MODELO)

Hay I valores enumerados por $i = 1, \dots, I$ con un total de S^i acciones de seguridad i . En el periodo t , la acción paga un dividendo de D_t^i , cuyo precio de la acción sin dividendo es P_t^i , y tiene un costo de iliquidez C_t^i , donde D_t^i y C_t^i son variables aleatorias. Todas las variables aleatorias se definen en un espacio de probabilidad $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ y todas las variables aleatorias indexadas por t , son medibles con respecto a la filtración $\{\mathcal{F}_t\}$ que representa la información comúnmente disponible para los inversionistas. El costo de iliquidez, C_t^i , está modelado como el costo por acción de vender el activo i . Por lo tanto, los agentes pueden comprar al valor de P_t^i pero deberán vender a $P_t^i - C_t^i$. Bajo estas definiciones, Acharya y Pedersen (2005) derivaron una versión ajustada de liquidez del CAPM. Más específicamente, determinaron cómo el rendimiento (bruto) de un activo,

$$r_t^i = \frac{D_t^i + P_t^i}{P_{t-1}^i}, \quad (1)$$

depende de su costo de iliquidez relativo,

$$c_t^i = \frac{C_t^i}{P_{t-1}^i} \quad (2)$$

en el retorno de mercado,

$$r_t^M = \frac{D_t^i + P_t^i}{P_{t-1}^i} \quad (3)$$

y en la liquidez relativa del mercado

$$c_t^M = \frac{\sum_i S^i (D_t^i + P_t^i)}{\sum_i S^i P_{t-1}^i} \quad (4)$$

Considerando algunos supuestos, Archaya y Pedersen (2005) proponen que el retorno esperado condicional del activo i es

$$\mathbb{E}_t[r_{t+1}^i - c_{t+1}^i] = r^f + \lambda_t \frac{\text{Cov}_t(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i, r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)}{\text{Var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)}, \quad (5)$$

donde $\lambda_t = \mathbb{E}_t[r_{t+1}^M - c_{t+1}^M - r^f]$ es la prima de riesgo $r^f > 1$ tasa de retorno libre de riesgo. Equivalentemente, el retorno bruto esperado condicional es

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_t[r_{t+1}^i] = & r^f + \mathbb{E}_t[c_{t+1}^i] + \lambda_t \frac{\text{Cov}_t(r_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{Var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} + \lambda_t \frac{\text{Cov}_t(c_t^i, c_{t+1}^M)}{\text{Var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \\ & - \lambda_t \frac{\text{Cov}_t(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{\text{Var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} - \lambda_t \frac{\text{Cov}_t(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{Var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \end{aligned} \quad (6)$$

La ecuación (6) implica (como en el CAPM estándar) que el rendimiento requerido de un activo aumenta linealmente con el beta de mercado, es decir,

$\mathbb{E}_t[r_{t+1}^i] - r^f$ es proporcional a $Cov_t(r_{t+1}^i, r_{t+1}^M)$. Sin embargo, el modelo genera tres efectos adicionales que podrían interpretarse como diferentes formas de riesgo de liquidez (la incertidumbre sobre el costo de iliquidez es lo que genera el riesgo de liquidez en el modelo). El primero efecto es que el retorno aumenta con $Cov_t(c_t^i, c_{t+1}^M)$ (la covarianza entre la iliquidez del activo y la iliquidez del mercado), los inversionistas quieren ser compensados por tener un valor que se vuelve ilíquido cuando el mercado se vuelve ilíquido. El segundo efecto en los rendimientos esperados es que $Cov_t(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)$ se ve afectado negativamente ya que los inversionistas están dispuestos a aceptar un rendimiento más bajo en un activo con un alto rendimiento en tiempos de falta de liquidez del mercado. El tercer efecto sobre los rendimientos requeridos es generado $Cov_t(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)$. Este efecto surge de la disposición de los inversores a aceptar un menor retorno esperado de un valor líquido en un mercado con tendencia bajista (*bear market*). Bajo ciertos supuestos, el modelo también implica que un mayor retorno esperado condicional depende positivamente del costo actual por iliquidez y que la covarianza condicional, entre los rendimientos contemporáneos y la falta de liquidez, es negativa.

El supuesto de covarianzas condicionales constantes de innovaciones en iliquidez y retorno¹, produce la siguiente versión incondicional de (6) que está dada por

$$\mathbb{E}_t[r_t^i - r^f] = \mathbb{E}_t[c_t^i] + \lambda_t \beta^{i1} + \lambda_t \beta^{i2} - \lambda_t \beta^{i3} - \lambda_t \beta^{i4}, \quad (7)$$

donde,

$$\beta^{i1} = \frac{Cov(r_t^i, r_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[r_t^M])}{Var((r_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[r_t^M]) - ((c_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[c_t^M]))} \quad (8)$$

$$\beta^{i2} = \frac{Cov(c_t^i - \mathbb{E}_{t-1}[c_t^i], c_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[c_t^M])}{Var((r_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[r_t^M]) - ((c_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[c_t^M]))} \quad (9)$$

¹ Se puede obtener los mismos resultados incondicionales asumiendo una prima de riesgo λ constante.

$$\beta^{i3} = \frac{Cov(r_t^i, c_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[c_t^M])}{Var((r_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[r_t^M]) - ((c_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[c_t^M]))} \quad (10)$$

$$\beta^{i4} = \frac{Cov(c_t^i - \mathbb{E}_{t-1}[c_t^i], r_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[r_t^M])}{Var((r_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[r_t^M]) - ((c_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[c_t^M]))} \quad (11)$$

y $\lambda = \mathbb{E}[\lambda_t] = \mathbb{E}_t[r_t^M - c_t^M - r^f]$ es la prima de riesgo de mercado. Las expresiones $r_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[r_t^M]$, $c_t^i - \mathbb{E}_{t-1}[c_t^i]$ y $c_t^M - \mathbb{E}_{t-1}[c_t^M]$ son las innovaciones en el retorno de mercado, en la iliquidez del activo i y la iliquidez del mercado, respectivamente.

3. METODOLOGÍA EMPÍRICA

En la primera parte de esta sección se explica la construcción de las variables relevantes y los portafolios así como un apropiado indicador de iliquidez; en la segunda parte, se describe los modelos econométricos correspondientes y pruebas para las innovaciones de retorno e iliquidez. En la tercera parte se introduce el modelo para el uso de los cambios de régimen. Finalmente, en la cuarta parte, se presenta la metodología para implementar los β^{ik} de las ecuaciones (8) a (11).

3.1. MEDIDA DE ILIQUIDEZ Y PORTAFOLIOS

Para construir el indicador de iliquidez y los portafolios, se emplean retornos diarios, precios y volúmenes de negociación de todos los valores que componen el Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL) que es el índice bursátil peruano más común. Los valores extraídos de Bloomberg para el periodo desde octubre de 1997 hasta julio del 2014 se encuentran en Soles Peruanos (PEN). A continuación se explica la construcción de la medida de iliquidez, el portafolio de mercado equiponderado y las innovaciones de iliquidez.

Se asume la medida de iliquidez empleada en Amihud (2002) para representar la iliquidez individual y la iliquidez de mercado. Esta medida es definida como el ratio promedio del rendimiento absoluto diario respecto al

volumen de negociación en dicho día. Sea r_{iyd} el porcentaje de rendimiento de la acción i el día d del año y , VOL_{iyd} sea el correspondiente volumen diario de negociación (en unidades monetarias), y D_{iy} sea el número de días para los cuales se tienen datos disponibles para la acción i en el año y . De esta manera, el ratio que representa el precio absoluto (porcentaje) del cambio por dólar del volumen de negociación de la acción i en el año y , $ILLIQ_{iy}$ está dado por

$$ILLIQ_{iy} = \frac{1}{D_{iy}} \sum_{d=1}^{D_{iy}} \frac{|r_{iyd}|}{VOL_{iyd}} \quad (12)$$

Amihud (2002) evidenció que $ILLIQ$ de la ecuación (12) está positiva y fuertemente relacionado con las estimaciones de liquidez de microestructura. Debido a la disponibilidad de información, se ha considerado emplear $ILLIQ$ para cada mes t en lugar de cada año y . Además VOL está expresado en millones de PEN. Es así que, para cada acción i en el mes t su medida de iliquidez se expresa como

$$ILLIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{|r_{itd}|}{VOL_{itd}}, \quad (13)$$

donde r_{itd} , VOL_{itd} y D_{it} mantienen la misma interpretación que en la fórmula (13), sino que ahora dependerá del mes t en lugar de año y . Adicionalmente, se ha seleccionado una muestra de 63 acciones de tal forma que todas de ellas han sido parte del IGBVL en algún momento durante el período de muestra. Debido a las peculiaridades del mercado de valores peruano, se propone los siguientes requisitos para calcular la medida de $ILLIQ$ en el mes t para una acción en particular i : i) la acción se negoció al menos durante 5 días en el mes t (esto hace que los parámetros estimados sean más confiables); ii) el precio de la acción debe ser mayor que PEN 0.4 al final del mes $t - 1$ (el valor mínimo en la BVL es PEN 0.01); iii) el $ILLIQ$ de la acción en el mes t no debe estar en el 1% más alto o más bajo de la muestra (este criterio se aplica después de calcular

ILLIQ para toda la muestra del stock y evitar el truncamiento de la medida de iliquidez normalizada empleada por Acharya y Pedersen (2005)). Aunque la longitud de la muestra del *ILLIQ* mensual no es constante para todas las acciones, cualquier observación faltante de la serie *ILLIQ* se completa con el valor obtenido mediante el filtro Hodrick y Prescott (1997). Finalmente, se elimina el componente estacional de la serie utilizando el método Tramo/Seats.

Con las acciones seleccionadas se forma un portafolio de mercado equiponderado, P , para cada mes t . Basándonos en Amihud (2002) y Chordia et al. (2000), se prefiere utilizar un portafolio equiponderado en lugar del IGBVL con el objetivo de compensar la sobrerepresentación de las acciones más capitalizadas y líquidas del IGBVL. Si r_t^i y w_t^{iP} son el retorno y el peso en el portafolio de mercado (P) de acciones i en el mes t , luego el rendimiento, la iliquidez no-normalizada y la iliquidez normalizada de P en t están determinadas por las siguientes ecuaciones

$$r_t^P = \sum_{i \in n_t^P} w_t^{iP} \times r_t^i, \quad (14)$$

$$ILLIQ_t^P = \sum_{i \in n_t^P} w_t^{iP} \times ILLIQ_{it}, \quad (15)$$

$$c_t^P = \sum_{i \in n_t^P} w_t^{iP} \times c_t^i, \quad (16)$$

donde c_t^i es la iliquidez normalizada de la acción i en el mes t y n_t^P es el conjunto de acciones que forman el portafolio de mercado P en el mes t . En consecuencia, tanto $w_t^{iP} = 0$ o $w_t^{iP} = \frac{1}{n_t^P}$ dependerá de la presencia de la acción i en el portafolio P durante el mes t .

3.2. INNOVACIONES DE ILIQUIDEZ Y DE RENDIMIENTO DE MERCADO

Notar que *ILLIQ* en (13) está medida en “porcentaje por millón de PEN” pero se necesita especificar una medida de costo de iliquidez en PEN por PEN

invertido. En vista de que *ILLIQ* no mide directamente el costo de negociación, esta se definirá a través de c_t^i usando la siguiente ecuación

$$c_t^i = \min(0.25 + 0.41 \times ILLIQ_{it} \times \bar{P}_{t-1}, 45.00); \quad (17)$$

donde \bar{P}_{t-1} representa el ratio del volumen de negociación promedio total (en millones de PEN) de la cartera P durante el mes $t - 1$ y su valor correspondiente cuando $t = 0$. La normalización en (17) es similar a la presentada en Acharya y Pedersen (2005). En particular, \bar{P}_t puede calcular de la siguiente manera

$$\bar{P}_t = \frac{\sum_{i \in n_t^P} w_t^{iP} \times (\sum_{d=1}^{D_{it}} VOL_{itd})}{\sum_{i \in n_0^P} w_0^{iP} \times (\sum_{d=1}^{D_{i0}} VOL_{i0d})} \quad (18)$$

En este caso, $t = 0$ representa septiembre de 1997 y, por ende, $\bar{P}_0 = 1$. La medida de iliquidez normalizada se trunca al 45% para asegurar que los resultados no se vean sobredimensionados por los valores extremos de $ILLIQ_{it}$. Los coeficientes 0.25 y 0.41 en (17) se obtienen de la Tabla 1 de Chalmers y Kadlec (1998) que contiene información de los deciles de los portafolios ordenados por el promedio del *spread* efectivo mensual. El primer coeficiente representa el *spread* efectivo del primer decil del portafolio mientras que el segundo coeficiente es elegido de tal manera que c_t^P en (16) coincida con el *spread* efectivo del noveno decil de la cartera. La normalización de la ecuación (17) produce una medida de iliquidez que es relativamente estacionaria. Acharya y Pedersen (2005) definieron una medida normalizada diferente de iliquidez; sin embargo, se considera desapropiada dicha normalización debido a las diferencias entre el mercado de valores de americano y el peruano.

Con el objetivo de obtener las innovaciones de la iliquidez de mercado se introduce un modelo AR(2) para series normalizadas de la iliquidez de mercado en la ecuación (19).

$$0.25 + 0.41 \times \overline{ILLIQ}_t^P \bar{P}_{t-1} = \bar{a}_0 + \bar{a}_1 \times (0.25 + 0.41 \times \overline{ILLIQ}_{t-1}^P \bar{P}_{t-1}) \quad (19) \\ + \bar{a}_2 \times (0.25 + 0.41 \times \overline{ILLIQ}_{t-2}^P \bar{P}_{t-1}) + u_t^P$$

donde,

$$\overline{ILLIQ}_t^P = \sum_{i \in n_t^P} w_t^{iP} \times \min\left(ILLIQ_{it}, \frac{45.00 - 0.25}{0.41 \times \bar{P}_{t-1}}\right), \quad (20)$$

es la iliquidez del portafolio P no-normalizado truncado por los *outliers* para el cual $u_t^P \sim N(0, \sigma^2)$. Tal como en Archaya y Pedersen (2005), se usa \bar{P}_{t-1} en los tres términos de la ecuación (19) para asegurarnos que se están midiendo las innovaciones producidas por iliquidez y no por los cambios en \bar{P} . Además, el residual de (19) u^P es interpretado como la innovación de iliquidez de mercado, esto es

$$u_t^P := c_t^P - \mathbb{E}_{t-1}[c_t^P], \quad (21)$$

y c_t^P es la medida normalizada de la iliquidez del mercado. De manera similar, se puede obtener la innovación de iliquidez de la acción i , u^i , usando una regresión similar a la exhibida en (19) pero usando $\overline{ILLIQ}_{it} = \min\left(ILLIQ_{it}, \frac{45.00 - 0.25}{0.41 \times \bar{P}_{t-1}}\right)$ en lugar de la medida agregada de iliquidez del mercado \overline{ILLIQ}_t^P .

Las innovaciones en el retorno del portafolio de mercado equitativamente ponderado

$$\xi_t^P = r_t^P - \mathbb{E}_{t-1}[r_t^P] \quad (22)$$

son determinados usando el siguiente modelo AR(2)

$$r_t^P = \theta_0 + \theta_1 r_{t-1}^P + \theta_2 r_{t-2}^P + \xi_t^P, \quad (23)$$

donde $\xi_t^P \sim \text{iid } N(0, v^2)$.

3.3. ILQUIDEZ Y REGÍMENES DE RETORNO DE MERCADO

Podemos considerar la iliquidez no normalizada para determinar los regímenes correspondientes. Primero, proponemos el siguiente modelo AR (2),

$$ILLIQ_t^P \bar{P}_{t-1} = a_0 + a_1 ILLIQ_{t-1}^P \bar{P}_{t-1} + a_2 ILLIQ_{t-2}^P \bar{P}_{t-1} + \epsilon_t^P, \quad (24)$$

donde $ILLIQ_t^P$ viene dado por (15) y $\epsilon_t^P \sim \text{iid } N(0, \vartheta^2)$. Entonces, la versión de cambio de régimen de Markov de dos estados de la ecuación (24) es

$$ILLIQ_t^P \bar{P}_{t-1} = a_{0,s_t} + a_{1,s_t} ILLIQ_{t-1}^P \bar{P}_{t-1} + a_{2,s_t} ILLIQ_{t-2}^P \bar{P}_{t-1} + \tilde{\epsilon}_t^P, \quad (25)$$

y $\tilde{\epsilon}_t^P \sim \text{iid } N(0, \vartheta_{s_t}^2)$. La variable no observada s_t evoluciona de acuerdo con el proceso de primer orden del modelo *Markov-switching* de Hamilton y Susmel (1994) donde

$$\mathbb{P}(s_t = H | s_{t-1} = H) = p_H, \quad (26)$$

$$\mathbb{P}(s_t = L | s_{t-1} = H) = 1 - p_H, \quad (27)$$

$$\mathbb{P}(s_t = L | s_{t-1} = L) = p_L, \quad (28)$$

$$\mathbb{P}(s_t = H | s_{t-1} = L) = 1 - p_L, \quad (29)$$

y $p_H, p_L \in (0,1)$ son las probabilidades fijas de transición para continuar en un régimen de alta o baja volatilidad en iliquidez, respectivamente. En la ecuación (25), la volatilidad de iliquidez, $\vartheta_{s_t}^2$, se supone que cambia de acuerdo a los regímenes antes mencionados. Además, dadas las probabilidades de transición p_H y p_L , la duración estimada de los regímenes de alta y baja iliquidez son $\frac{1}{1-p_H}$ y $\frac{1}{1-p_L}$.

La estimación de máxima verosimilitud (MV) de (25) se basa en el algoritmo de Expectación-Maximización (EM) discutido en Hamilton y Susmel (1994) y Krolzig (1997). Una técnica iterativa obtiene estimaciones de los parámetros de

regresión y las probabilidades de transición que rigen la cadena de Markov de estados no observados. Si denotamos este vector de parámetros por θ , entonces para la ecuación (25) tenemos $\theta = \{a_{0,s_t}, a_{1,s_t}, a_{2,s_t}, \vartheta_{s_t}^2, p_H, p_L\}$. El vector θ se elige para maximizar la verosimilitud para las observaciones dadas de $ILLIQ_t^P \bar{P}_{t-1}$, $ILLIQ_{t-1}^P \bar{P}_{t-1}$ y $ILLIQ_{t-2}^P \bar{P}_{t-1}$. Cada iteración del algoritmo EM consta de dos pasos. El paso de expectativa implica un paso a través de los algoritmos de filtrado y suavizado, utilizando el vector de parámetros estimado $\theta^{(j-1)}$ del último paso de maximización en reemplazo del vector de parámetros verdadero desconocido. Si definimos Y como el vector de variables observadas y S como la historia de la cadena de Markov, este paso ofrece una estimación de las probabilidades suavizadas $\mathbb{P}(S|Y, \theta^{(j-1)})$ de los estados no observados s_t . En el paso de maximización, una estimación del vector de parámetros θ se deriva como una solución $\tilde{\theta}$ de las condiciones de primer orden asociadas con la función de verosimilitud, donde las probabilidades condicionales de régimen, $\mathbb{P}(S|Y, \theta)$, se reemplazan con las probabilidades suavizadas, $\mathbb{P}(S|Y, \theta^{(j-1)})$, derivadas en el último paso de expectativa. Equipado con el nuevo vector de parámetros θ , las probabilidades filtradas y suavizadas se actualizan en el siguiente paso de expectativa y así sucesivamente, garantizando un aumento en el valor de la función de verosimilitud (Clements y Krolzig 1998).

Además de la ecuación de cambio de Markov (25), también podemos introducir regímenes de baja y alta volatilidad en el rendimiento del mercado denotados por L^P y H^P , respectivamente. La ecuación correspondiente será la generalización de (23) y, por lo tanto, estará dada por

$$r_t^P = \theta_{0,v_t} + \theta_{1,R} r_{t-1}^P + \theta_{2,R} r_{t-2}^P + \xi_t^P, \quad (30)$$

donde r_{t-1}^P viene dado por (14), $v_t \in \{L^P, H^P\}$ y $\xi_t^P \sim \text{iid } N(0, v_{v_t}^2)$. Las probabilidades de transición fija de continuar en un régimen de alta o baja volatilidad en el rendimiento del mercado se denotará por pH^P y pL^P . El vector

de parámetros $\theta^P = \{\theta_{0,s_t}, \theta_{1,R}, \theta_{2,R}, v_{v_t}^2, pH^P, pL^P\}$ también se estima con la misma metodología de la estimación de (26).

3.4. BETAS DE CAMBIO DE RÉGIMEN

Usando la notación de la Sección 3.2, los betas dados por las ecuaciones (8) a (11) se pueden expresar como

$$\beta^{i1} = \frac{Cov(r_t^i, \xi_t^P)}{Var(\xi_t^P - u_t^P)} \quad (31)$$

$$\beta^{i2} = \frac{Cov(u_t^i, u_t^P)}{Var(\xi_t^P - u_t^P)} \quad (32)$$

$$\beta^{i3} = \frac{Cov(r_t^i, u_t^P)}{Var(\xi_t^P - u_t^P)} \quad (33)$$

$$\beta^{i4} = \frac{Cov(u_t^i, \xi_t^P)}{Var(\xi_t^P - u_t^P)} \quad (34)$$

donde u_t^P dado por (21) es la innovación en la iliquidez normalizada del mercado, ξ_t^P dado por (22) es la innovación en el rendimiento del portafolio de mercado, y u_t^i es la innovación en la iliquidez normalizada para el activo i . Sean $s_t \in \{L, H\}$ y $\beta_{s_t}^{ik}$ para $k = 1, \dots, 4$ las versiones de cambio de régimen de los betas mencionados anteriormente basados en la volatilidad de la iliquidez. Además, sea $v_t \in \{L^P, H^P\}$ y $\beta_{s_t}^{ik}$ para $k = 1, \dots, 4$ sea las versiones de cambio de régimen de los betas pero basadas en la volatilidad del rendimiento del mercado. Si asumimos covarianzas constantes en la iliquidez y retornos durante los regímenes de alta y baja volatilidad de las ecuaciones (25) y (30), entonces los betas de cambio de régimen pueden calcularse usando covarianzas condicionales al estar en un régimen particular.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

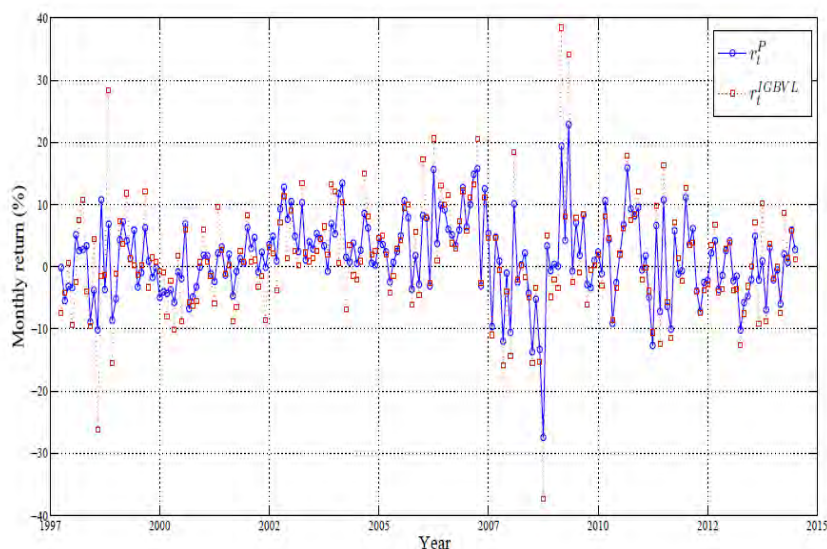
Esta sección contiene los resultados empíricos del estudio. En la primera parte, se realiza un análisis de la falta de liquidez del mercado enfocándonos en el portafolio de mercado equiponderado y sus innovaciones de iliquidez. En la

segunda parte, determinamos y analizamos los betas ajustados por liquidez correspondientes para un grupo de acciones.

4.1. ANÁLISIS DE ILIQUIDEZ DE CAMBIO DE RÉGIMEN

El Gráfico 1 muestra los rendimientos mensuales del portafolio de mercado equi-ponderado, r_t^P , y el IGBVL, r_t^{IGBVL} , en PEN para el período 10/ 1997-07/2014. Podemos observar que la mayor porcentaje de pérdida de IGBVL ocurrió en octubre de 2008 (-37.28%) y su mayor porcentaje de ganancia ocurrió en marzo de 2009 (38.46%). Ambos eventos ocurrieron durante la crisis financiera internacional. Con respecto a los cambios porcentuales mencionados anteriormente, el portafolio P fue menos extremo durante las mismas fechas, ya que presentó rendimientos iguales a -27.45% y 19.41%. Durante el período de la muestra, los rendimientos mensuales promedio correspondientes de P y IGBVL fueron 1.60% y 1.45%, respectivamente. El portafolio P tuvo una desviación estándar más baja (6.50% por mes) que la del IGBVL (8.85% por mes); sin embargo, durante el período 03/2007 a 07/2014, los rendimientos mensuales promedio del portafolio P y el IGBVL fueron 0.76% y 0.82%, respectivamente. El coeficiente de correlación para la serie completa de retorno fue de 0.88, mientras que el correspondiente al período 01/2007-07/2014 fue de 0.96.

Gráfico 1: Retornos diarios del portafolio equi-ponderado P, (r_t^P), y del IGBVL, (r_t^{IGBVL}), en Soles para el periodo sep-1997 a jul-2014

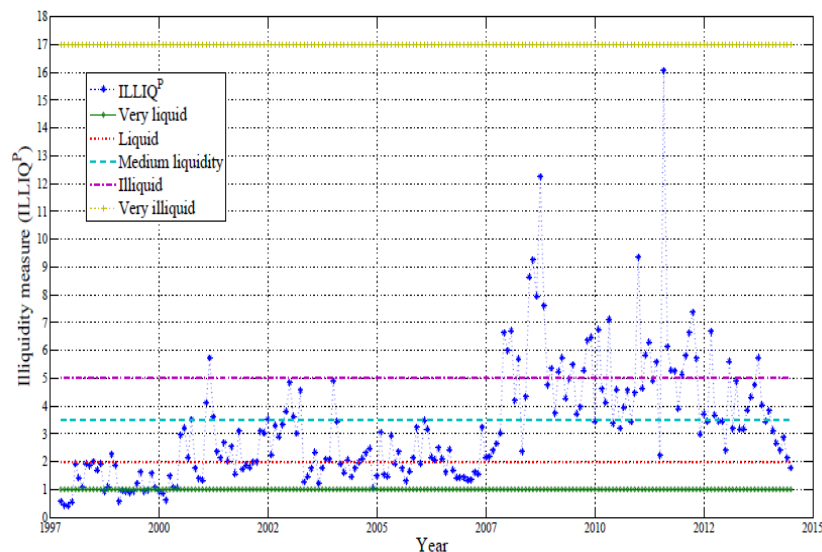


Fuente: Elaboración propia. En base a información de Bloomberg.

Para una mejor interpretación de la medida $ILLIQ_t^P$, se establecieron cinco umbrales para clasificar el grado de iliquidez del mercado. Los umbrales se definen en la Tabla 1. Si $ILLIQ_t^P$ está entre 0 y 1, el mercado está en un estado muy líquido; si $ILLIQ_t^P$ está entre 1 y 2, entonces el mercado está en un estado líquido; si $ILLIQ_t^P$ está entre 2 y 3.5, entonces el mercado está en un estado de liquidez medio; si $ILLIQ_t^P$ está entre 3.5 y 5, el mercado está en un estado ilíquido; y, finalmente, si $ILLIQ_t^P$ es mayor que cinco, entonces el mercado está en un estado muy ilíquido. Esta clasificación se basó en los deciles de la serie ordenada de $ILLIQ_t^P$ para que los umbrales de 1, 2, 3.5 y 5 dividan aproximadamente la serie al 10%, 30%, 70% y 90% de las observaciones, respectivamente. Es importante mencionar que estos umbrales son relativos a la BVL y no son apropiados para mercados muy líquidos como por ejemplo Amex y NYSE. El Gráfico 2 muestra la evolución mensual de $ILLIQ_t^P$ para el período 10/1997-07/2014 y los umbrales correspondientes. Cabe mencionar que, $ILLIQ_t^P$ solo puede tomar valores mayores a cero; y, en cuanto mayores sean los valores, mayor será la falta de liquidez general del mercado. En el gráfico se puede evidenciar que la serie se mantuvo relativamente estable durante los años 1997

a 2006, pero durante el período 2008 a 2014, el mercado ha aumentado considerablemente en la iliquidez al observar el comportamiento de $ILLIQ_t^P$. Vale la pena mencionar que los valores más altos de $ILLIQ_t^P$ ocurren durante los períodos 07/2008 a 11/2008 (crisis financiera mundial), 02/2011 (el candidato de izquierda Ollanta Humala comenzó a convertirse en el favorito en la carrera presidencial de 2011) y 08/2011 (el presidente Humala comenzó su mandato presidencial lo cual generó alta incertidumbre).

El Gráfico 3 muestra las innovaciones de iliquidez del mercado, u_t^P , de la ecuación (20) y la medida normalizada de iliquidez del mercado, c_t^P . Tenga en cuenta que los shocks de iliquidez comenzaron a ser más significativos después del año 2007 y c_t^P exhibió un comportamiento similar (pero menos extremo) que el de $ILLIQ_t^P$. Podemos observar que el promedio de c_t^P , durante los años 1997-2006, fue de aproximadamente 1.5%, mientras que el promedio durante los años 2007-2014 fue de aproximadamente 3.5%. En consecuencia, el costo de iliquidez en la BVL aumentó considerablemente. También es importante mencionar que, además de los efectos de la crisis financiera mundial, el Perú ha sufrido inestabilidad política desde principios de 2011 y los impuestos a la ganancia de capital en la BVL comenzaron a principios de 2008. Esta última también ayudó a disminuir la liquidez en el mercado de valores peruano. Además, en agosto de 2015, MSCI Inc. propuso la reclasificación del Perú como mercado fronterizo después de que una caída en la liquidez dejara al país con muy pocas acciones negociadas activamente para ser clasificadas como un mercado emergente. En septiembre de 2015 y después de la intervención de las autoridades peruanas y la BVL, MSCI Inc. optó por mantener la bolsa de valores de Perú en su grupo de mercados emergentes, pero advirtió que podría rebajar la bolsa de valores a la frontera en nueve meses si la liquidez disminuía aún más. Por lo tanto, nuestro indicador de liquidez reflejó adecuadamente una situación de importancia actual para los mercados de capitales peruanos.

Gráfico 2: Evolución mensual de $ILLIQ_t^P$ para el periodo oct-1997 a jul-2014

Fuente: Elaboración propia. En base a información de Bloomberg.

Tabla 1: Umbrales de liquidez de mercado en función de $ILLIQ_t^P$

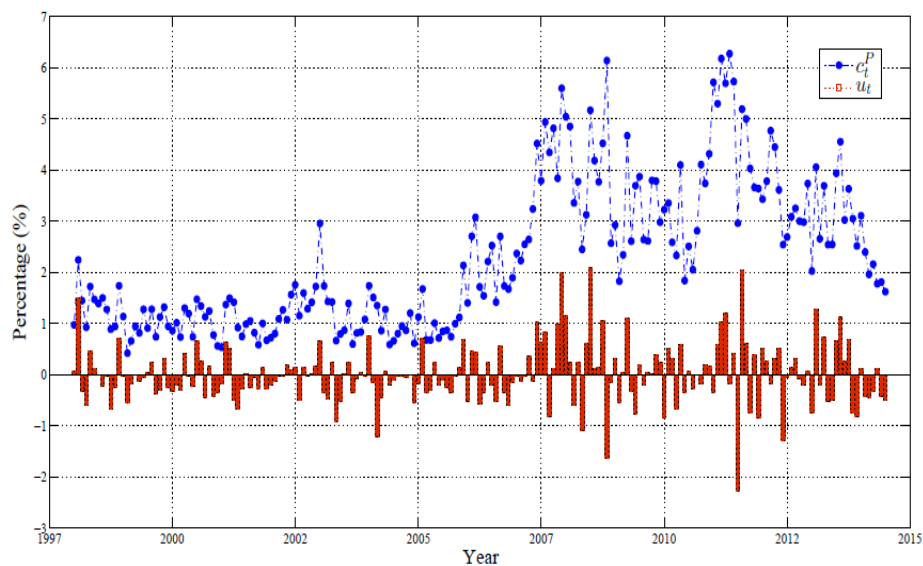
$ILLIQ_t^P$	
Classification	$ILLIQ_t^P$ condition
Very liquid	$0.0 < ILLIQ_t^P \leq 1.0$
Liquid	$1.0 < ILLIQ_t^P \leq 2.0$
Medium liquidity	$2.0 < ILLIQ_t^P \leq 3.5$
Illiquid	$3.5 < ILLIQ_t^P \leq 5.0$
Very illiquid	$5.0 < ILLIQ_t^P$

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 2 muestra los valores promedio de $ILLIQ$ y c durante el período de muestra para un conjunto de acciones en la BVL. También contiene su clasificación de umbral correspondiente y si la acción en particular es parte del IGBVL al 07/2014. Como podemos observar, el IGBVL está compuesto por las acciones peruanas más líquidas, con la excepción de IFS (Intergroup Financial Services) y BAP (Credicorp LTD). La acción peruana más líquida es VOLCBC1 (Volcán Compañía Minera) con un costo de iliquidez promedio de 0.26% por mes. Sin embargo, la última de las acciones muy líquidas, EDELNOC1 (Edelnor

S.A.A.) tiene un costo de iliquidez de 0.89% por mes y coincide con el diferencial efectivo de la cartera del séptimo decil. Además, de la tabla se desprende que nuestro portafolio de mercado equiponderado ofrece una mejor representación de la liquidez del mercado (o iliquidez) que el IGBVL.

Gráfico 3: Evolución mensual de las innovaciones de iliquidez de mercado (u_t^P) y de iliquidez del mercado normalizada (c_t^P) para el periodo oct-1997 a jul-2014



Fuente: Elaboración propia. En base a información de Bloomberg.

MCMXVII

Tabla 2: Promedio de la iliquidez normalizada y no-normalizada de algunas de las acciones de la BVL para el periodo oct-1997 a jul-2014

TICKER	Average ILLIQ _t	Threshold classification	Average c ^t	Belongs to IGBVL at 07/2014
VOLCABC1	0.01	Very liquid	0.26	YES
MINSUR1	0.08	Very liquid	0.31	YES
RELAPAC1	0.08	Very liquid	0.30	YES
CMA	0.09	Very liquid	0.34	NO
CORAREI	0.09	Very liquid	0.33	YES
POMALCC1	0.13	Very liquid	0.37	NO
YESDERC1	0.13	Very liquid	0.36	YES
FERREYC1	0.16	Very liquid	0.34	YES
CONTINC1	0.16	Very liquid	0.37	YES
GRAMONC1	0.19	Very liquid	0.39	YES
EDEGELC1	0.20	Very liquid	0.39	YES
MPLC	0.23	Very liquid	0.43	YES
UNACEMC1	0.23	Very liquid	0.43	YES
RIO	0.24	Very liquid	0.44	YES
CPACASC1	0.35	Very liquid	0.50	YES
POYESTIC1	0.36	Very liquid	0.51	NO
MOROCOH	0.36	Very liquid	0.51	NO
TV	0.41	Very liquid	0.61	YES
ALICORC1	0.41	Very liquid	0.52	YES
RIMSEGC1	0.42	Very liquid	0.65	NO
UNITEXH	0.43	Very liquid	0.66	NO
LUSURC1	0.47	Very liquid	0.60	YES
AUSTRAC1	0.48	Very liquid	0.56	NO
ANDAHUC1	0.52	Very liquid	0.75	NO
CREDITC1	0.55	Very liquid	0.71	NO
CORAREC1	0.55	Very liquid	0.74	NO
PML	0.57	Very liquid	0.75	NO
ALT	0.60	Very liquid	0.71	NO
ENERSUC1	0.70	Very liquid	0.86	YES
DNT	0.77	Very liquid	0.96	NO
EDELNOC1	0.93	Very liquid	0.89	YES
CASAGRC1	1.04	Liquid	0.93	YES
MIRL	1.07	Liquid	1.18	YES
CORLINH	1.22	Liquid	0.83	NO
SUE	1.36	Liquid	1.31	NO
RAURAH	1.41	Liquid	1.44	NO
TELEFBC1	1.47	Liquid	1.25	NO
INRETC1	1.49	Liquid	1.32	YES
LACIMAH	1.56	Liquid	1.85	NO
PERUBAH	1.59	Liquid	1.53	NO
CVERDEC1	1.66	Liquid	1.47	YES
CNMB	1.72	Liquid	0.89	NO
GLORIAH	1.77	Liquid	1.85	NO
VEM	1.81	Liquid	1.79	NO
TUMANC1	1.85	Liquid	1.64	NO
VP	2.13	Medium liquidity	1.05	NO
CESU	2.35	Medium liquidity	1.28	NO
PARAMOC1	2.38	Medium liquidity	2.67	NO
RCZ	2.70	Medium liquidity	2.71	NO
LGC	3.20	Medium liquidity	2.79	NO
BACKUYES1	3.72	Illiquid	3.66	NO
IFS	3.84	Illiquid	3.49	YES
BROCALC1	4.67	Illiquid	3.17	NO
BAP	5.54	Very illiquid	4.44	YES
SCCO	5.75	Very illiquid	4.61	NO
MINCORH	6.80	Very illiquid	6.08	NO
CARTAVC1	8.32	Very illiquid	7.34	NO
SCOTIAC1	9.15	Very illiquid	4.88	NO
BUENAVC1	9.90	Very illiquid	8.17	NO
INTC	12.81	Very illiquid	6.76	NO
TEF	13.44	Very illiquid	11.62	NO
LUISAH	33.37	Very illiquid	18.85	NO
ANDINBC1	98.13	Very illiquid	40.28	NO

Fuente: Elaboración propia. En base a información de Bloomberg

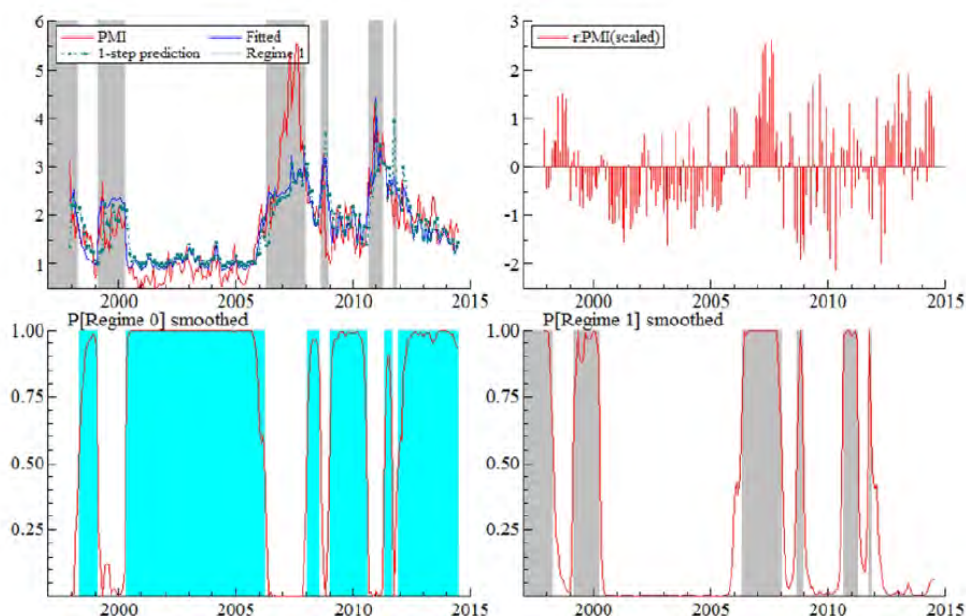
La Tabla 3 muestra los resultados de calibración de las ecuaciones (25) y (26). Los coeficientes estimados son todos positivos y estadísticamente significativos al 5%, con la excepción de $a_{2,H}$ que es significativo al 10%. Este hecho implica que en ambos modelos la iliquidez (o liquidez) es un proceso autorregresivo. En términos de la calidad relativa de los modelos, la ecuación “simple” de las ecuaciones (25) tiene un Log-verosimilitud (LL) de -552.74, Criterio de Información de Akaike (AIC) de 5.50 y R^2 de 0.63, el modelo de cambio de régimen de (26) tiene LL y AIC igual a -421.11 y 4.31. En consecuencia, el segundo modelo proporciona un mejor ajuste. Podemos observar que la iliquidez en el régimen de alta volatilidad tiende a ser mayor que la de la baja volatilidad ya que la constante $a_{0,H}$ es igual a 4.486 en comparación con 0.524 de $a_{0,L}$. Además, ambos niveles de desviación estándar de los residuos son significativos y exhiben una diferencia entre los regímenes ya que $\vartheta_H - \vartheta_L$ es igual a 4.743%. La probabilidad de estar en el régimen 1 (alto) y continuar en él es igual a 98.2%. Del mismo modo, la probabilidad de estar en el régimen 0 (bajo) y continuar en él es igual al 99.3%. Además, la duración esperada de estar en el régimen de alta volatilidad es de 57 meses, mientras que la duración esperada de estar en el régimen de baja volatilidad es de 147 meses. El Gráfico 4 muestra las innovaciones de iliquidez del mercado estimadas por la metodología de la cadena de Markov. La estimación distingue dos tipos de regímenes de iliquidez, uno de alta volatilidad (Régimen 1) y uno de baja volatilidad (Régimen 0). Observe que el cambio de régimen detecta la crisis rusa y las elecciones presidenciales peruanas (2000), la crisis financiera internacional (2008-2009) y los acontecimientos políticos y económicos (elecciones presidenciales peruanas de 2006 y 2011). Las probabilidades de transición suavizadas de cada régimen también se muestran para todo el período de la muestra. En general, nuestros resultados muestran que la falta de liquidez del mercado ha aumentado con el tiempo, e identifica dos períodos de muy alta falta de liquidez: el primero (período 04/2008-11/2008) fue causado por la crisis financiera mundial, mientras que el segundo (período 02/2011-11/2011) fue causado por la incertidumbre de la elección del presidente Humala. Durante

estos dos períodos, las empresas también sufrieron el efecto de "contagio" durante las crisis: la reducción de ganancias genera una disminución en los precios o en la cantidad negociada. Estos efectos se vieron envueltos en un círculo vicioso ya que un mercado ilíquido con altos costos de transacción y precios bajos aumenta la dificultad para obtener liquidez cuando es necesario.

4.2. ANÁLISIS DE RETORNO DEL MERCADO DE CAMBIO DE RÉGIMEN

La Tabla 4 muestra los resultados de calibración de las ecuaciones (24) y (31). Los coeficientes estimados son todos positivos y estadísticamente significativos al 5%, con la excepción de $\theta_{0,H}$ y $\theta_{0,L}$ que son significativos al 32% y 6,7%, respectivamente. Este hecho implica que, en ambos regímenes, el rendimiento del mercado sigue un modelo autorregresivo. En términos de la calidad relativa de los modelos, el "simple" de la ecuación (24) tiene LL de 277 y AIC de -2.7, el modelo de cambio de régimen de (26) tiene LL y AIC

Gráfico 4: Probabilidades de transmisión suavizadas para la ecuación (25)



Fuente: Elaboración propia. En base a información de Bloomberg.

igual a 288 y -2.8, respectivamente. En consecuencia, el modelo de cambio de régimen proporciona un mejor ajuste. Además, ambos niveles de desviación estándar de los residuos son significativos y muestran una diferencia entre los

regímenes ya que $v_H - v_L$ es igual a 3.7%, y se verifica que $v_H > v > v_L$. Los valores de $\theta_{1,R}$ y $\theta_{2,R}$ son casi iguales a 0.24 y, por lo tanto, el cambio de régimen simple AR (2) es similar en el componente autorregresivo. La probabilidad de estar en el régimen 1 (alta volatilidad) y continuar en él es igual a 97.2%. Del mismo modo, la probabilidad de estar en el régimen 0 (bajo) y continuar en él es igual al 98%. Además, la duración esperada de estar en el régimen de alta volatilidad es de 37 meses, mientras que la duración esperada de estar en el régimen de baja volatilidad es de 49 meses. El Gráfico 5 muestra que el rendimiento del mercado exhibió un régimen de alta volatilidad durante el período 04/1998-03/1999 (12 meses) y 10/2005-04/2012 (79 meses). Sin embargo, cuando los regímenes se eligen en términos de iliquidez, esos tienden a identificar eventos de una

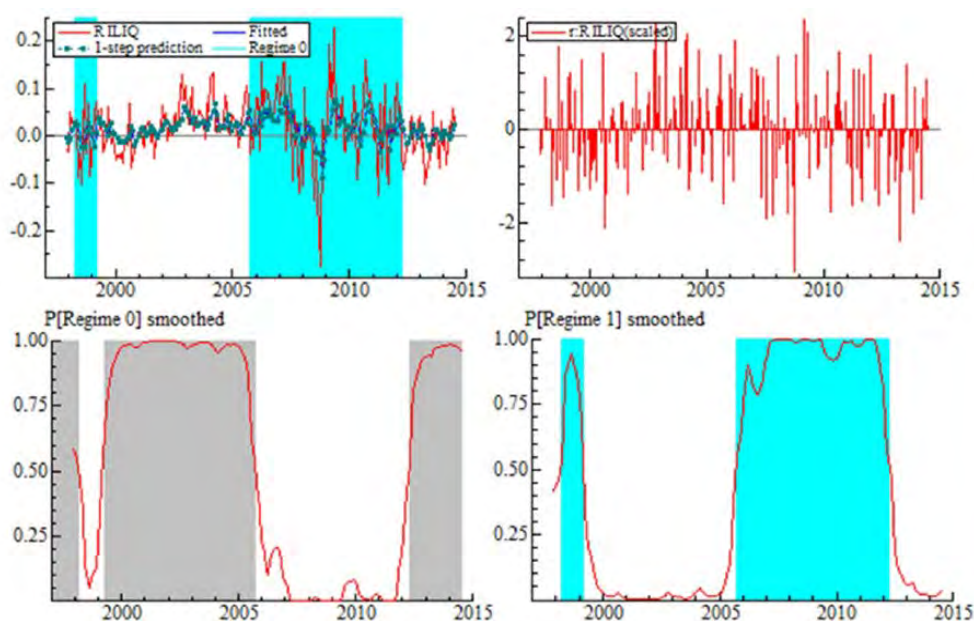
Tabla 3: Calibración de los resultados de la iliquidez de mercado y el cambio de régimen

Parameter	Coefficient	Std. Error (S.E.)	t-value	p-value
a_0	0.793	0.367	2.16	0.032
a_1	0.446	0.095	4.70	0.000
a_2	0.446	0.088	5.07	0.000
ϑ	3.742	-	-	-
$a_{0,H}$	4.486	1.515	3.56	0.000
$a_{0,L}$	0.524	0.203	1.70	0.000
$a_{1,H}$	0.403	0.107	3.74	0.000
$a_{1,L}$	0.558	0.095	4.14	0.000
$a_{2,H}$	0.245	0.125	1.94	0.054
$a_{2,L}$	0.238	0.082	2.19	0.030
ϑ_H	5.701	0.472	4.89	0.000
ϑ_L	0.958	0.073	8.52	0.000
p_H	0.982	0.007	98.40	0.000
p_L	0.993	0.007	98.40	0.000

Fuente: Elaboración propia.

manera más clara. Esto se puede mostrar en el período 10/2005-04/2012 porque el rendimiento del mercado se encontraba en un estado de alta volatilidad, mientras que la falta de liquidez cambió debido a los eventos que ocurrieron en ese período de tiempo en particular.

Gráfico 5: Transición suavizada para la ecuación (30)



Fuente: Elaboración propia. En base a información de Bloomberg.

Tabla 4: Calibración de resultados del retorno de mercado de la ecuación (24) y su versión de cambio de régimen de la ecuación (31)

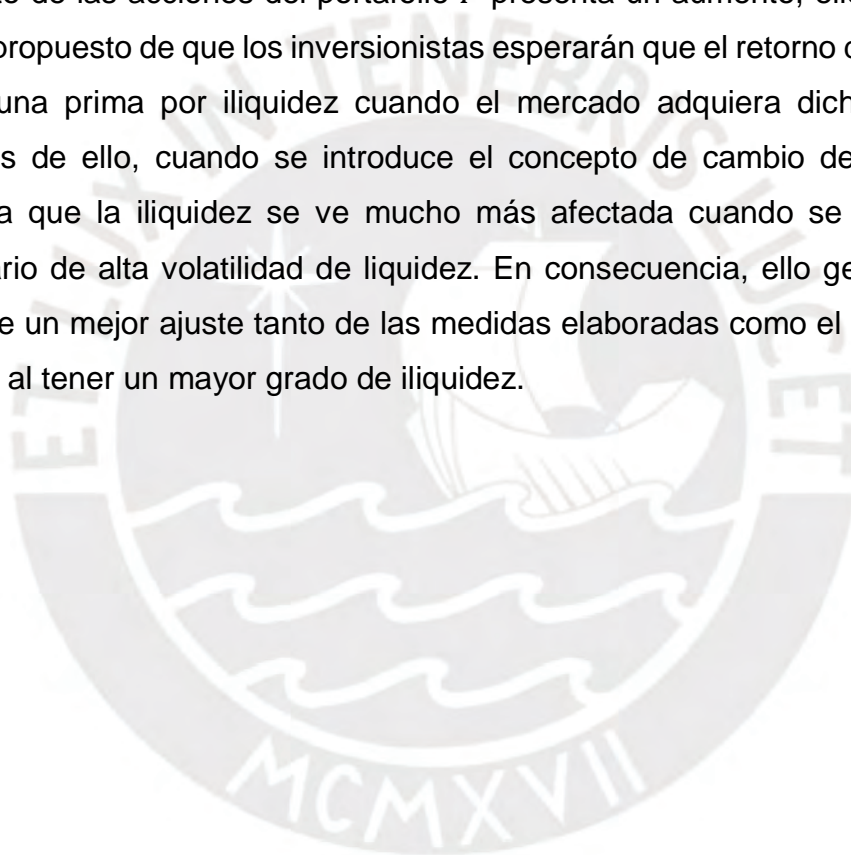
Parameter	Coefficient	Std. Error (S.E.)	t-value	p-value
θ_0	0.017	0.008	2.14	0.035
θ_1	0.182	0.070	2.60	0.010
θ_2	0.270	0.068	4.00	0.000
ν	0.061	-	-	-
$\theta_{0,H}$	0.009	0.009	1.00	0.317
$\theta_{0,L}$	0.008	0.004	1.84	0.067
$\theta_{1,R}$	0.241	0.072	3.02	0.003
$\theta_{2,R}$	0.244	0.070	3.47	0.001
ν_H	0.078	0.007	11.10	0.000
ν_L	0.041	0.004	9.71	0.000
p_{HP}	0.972	0.023	47.21	0.000
p_{LP}	0.980	0.023	47.25	0.000

Fuente: Elaboración propia.

5. CONCLUSIONES

En base a las estimaciones realizadas a través de los indicadores y el modelo expuesto en la presente investigación, se puede concluir que la medida de iliquidez del portafolio de mercado equiponderado P se comporta de forma

similar a la estimada para el IGBVL, de lo cual se deriva, en primera instancia, que la construcción de la medida de iliquidez es adecuada. Asimismo, se ha podido identificar que, mediante la metodología aplicada, dicha medida de iliquidez se ha visto incrementada en los escenarios de alta volatilidad producido por choques de iliquidez que podrían tener causa externa como las crisis financieras internacionales, tal como se menciona en la primera parte de la investigación. De igual modo, se observa que bajo dichos escenarios el retorno absoluto de las acciones del portafolio P presenta un aumento, ello va en línea con lo propuesto de que los inversionistas esperarán que el retorno de los activos tenga una prima por iliquidez cuando el mercado adquiera dicha condición. Además de ello, cuando se introduce el concepto de cambio de régimen se observa que la iliquidez se ve mucho más afectada cuando se identifica un escenario de alta volatilidad de liquidez. En consecuencia, ello genera que se muestre un mejor ajuste tanto de las medidas elaboradas como el costo que se genera al tener un mayor grado de iliquidez.



BIBLIOGRAFÍA:

- Acharya, V.V., & Pedersen, L.H. (2004). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 77(2), 375-410.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223-249.
- Bekaert, G. and Harvey, C.R. (1997). Emerging equity market volatility. *Journal of Financial Economics*, 43(1), 29-77.
- Bekaert, G., Harvey, C.R. and Lundblad, C. (2007). Liquidity and expected returns: Lessons from emerging markets. *Review of Financial Studies*, 20(5), 1783-1831.
- Blume, M.E. (1971). On the assessment of risk. *The Journal of Finance*, 26(1), 1-10.
- Brennan, M.J. and Subrahmanyam, A. (1996). Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41(3), 441-464.
- Chalmers, J.M. and Kadlec, G.B. (1998). An empirical examination of the amortized spread. *Journal of Financial Economics*, 48(2), 159-188.
- Chen, S.W. and Huang, N.C., Estimates of the ICAPM with regime-switching betas: evidence from four pacific rim economies. *Applied Financial Economics*, 2007, 17(4), 313-327.
- Chen, S.N. and Keown, A.J. (1981). Risk decomposition and portfolio diversification when beta is nonstationary: a note. *The Journal of Finance*, 36(4), 941-947.
- Chordia, T., Roll, R. and Subrahmanyam, A. (2000). Commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics*, 56(1), 3-28.
- Clements, M.P. and Krolzig, H.M. (1998). A comparison of the forecast performance of Markov-switching and Threshold Autoregressive Models of US GNP. *The Econometrics Journal*, 1(1), 47-75.
- Edwards, S. and Susmel, R. (2001). Volatility dependence and contagion in emerging equity markets. *Journal of Development Economics*, 66(2), 505-532.

- Eleswarapu, V.R. and Reinganum, M.R. (1993). The seasonal behavior of the liquidity premium in asset pricing. *Journal of Financial Economics*, 34(3), 373-386.
- Fabozzi, F.J. and Francis, J.C. (1978). Beta as a random coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(1), 101-116.
- Fama, E.F. and French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Ferson, W.E. and Harvey, C.R. (1991). The variation of economic risk premiums. *Journal of Political Economy*, 99(2), 385-415.
- Ferson, W.E. and Harvey, C.R. (1993). The risk and predictability of international equity returns. *Review of Financial Studies*, 6(3), 527-566.
- Ferson, W.E. and Korajczyk, R.A. (1995). Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns? *Journal of Business*, 68(3), pp. 309-349.
- Flannery, M.J., Hameed, A.S. and Harjes, R.H. (1997). Asset pricing, time-varying risk premia and interest rate risk. *Journal of Banking & Finance*, 21(3), 315-335.
- Forbes, K.J. and Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223-2261.
- Gallmeyer, M., Hollield, B. and Seppi, D.J., Demand discovery and asset pricing. *Manuscript, Carnegie Mellon University*, 2005.
- Glosten, L.R. and Harris, L.E. (1988). Estimating the components of the bid/ask spread. *Journal of Financial Economics*, 1988, 21(1), 123-142.
- Hamao, Y., Masulis, R.W. and Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial Studies*, 3(2), 281-307.
- Hamilton, J.D. (1996). Specification testing in Markov-switching time-series models. *Journal of Econometrics*, 70(1), 127-157.
- Hamilton, J.D. and Susmel, R. (1994), Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64(1-2), 307-333.
- Hasbrouck, J. (1991), The summary informativeness of stock trades: An econometric analysis. *Review of Financial Studies*, 4(3), 571-595.

Hodrick, R.J. and Prescott, E.C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), pp. 1-16.

Huang, H.C. (2000). Tests of regimes-switching CAPM. *Applied Financial Economics*, 10, 573-578.

Huang, H.C. (2003). Tests of regime-switching CAPM under price limits. *International Review of Economics & Finance*, 12(3), 305-326.

Korkmaz, T., Cevik, E.I. and Gürkan, S. (2010). Testing of the international capital asset pricing model with Markov switching model in emerging markets. *Investment Management and Financial Innovations*, 7(1), 37-49.

Krolzig, H.M. (1997). Markov-switching vector autoregressions (modelling, statistical interference, and application to business cycle analysis). *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*,

Levy, R.A. (1971). On the short-term stationarity of beta coefficients. *Financial Analysts Journal*, 27(6), 55-62.

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1) pp. 13-37.

Mossin, J. (1996). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 34(4), 768-783.

Ramchand, L. and Susmel, R., Variances and covariances of international stock returns: the international capital asset pricing model revisited. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 1998a, 8, 39-57.

Ramchand, L. and Susmel, R. (1998). Volatility and cross correlation across major stock markets. *Journal of Empirical Finance*, 8(1), 397-416.

Samuelson, P.A. (1958). An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. *The Journal of Political Economy*, 66(6) pp. 467-482.

Sharpe, W.F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.

Watanabe, A. and Watanabe, M. (2008). Time-varying liquidity risk and the cross section of stock returns. *Review of Financial Studies*, 21(6), 2449-2486.