

Pontificia Universidad Católica del Perú
Escuela de Posgrado



“Análisis de los determinantes del Spread bid-ask e influencia en la medición del riesgo de mercado de cartera de acciones: Aplicación a fondos de pensiones peruanas y chilenas”

**TESIS PARA OPTAR EL GRADO ACADÉMICO DE
MAGISTER EN ECONOMÍA**

Presentado por

Jimson Cisneros Prado

Asesor

Elías Minaya Cubillas

Lima, 2018

RESUMEN

Actualmente, la herramienta más usada para medir las pérdidas esperadas de carteras de inversión (acciones) ante cambios adversos del mercado es el Value at Risk (VaR), el cual supone para su aplicación una alta liquidez de los activos que conforman el portafolio, sin embargo, gran parte de los activos negociados en economías emergentes, como el peruano, presentan determinados problemas de liquidez, por lo que, el VaR viene sesgando la medición de las pérdidas potenciales que sufrirían los inversionistas. Asimismo, la crisis del 2008 trajo como consecuencia, por parte de autoridades normativas, mayores exigencias para mejorar la gestión del riesgo financiero, sugiriendo así, contemplar los efectos del riesgo de liquidez en la gestión de portafolios.

Acorde a ello, la teoría de la microestructura de los mercados financieros señala que los Spreads bid-ask son considerados como un indicador de liquidez del mercado de acciones y como una medida estándar de los costos de negociación bursátil, por lo que, Bangia et al. (1998) sugieren su uso como una herramienta fundamental en la gestión del riesgo de mercado y liquidez de carteras de acciones. En este sentido, el objetivo del presente trabajo es encontrar cómo y en qué forma los costos de negociación (Spreads) son afectados por las variables del mercado bursátil, y luego, evaluar los posibles efectos de la volatilidad de los Spreads en la medición del riesgo de mercado de carteras de acciones (VaR).

Con este fin, el presente trabajo de investigación usa la metodología ARDL y el Modelo de Corrección de Errores (MCE) para testear la existencia de relación de largo plazo del Spread con el volumen de negociación, precio y volatilidad de los retornos de las acciones de la BVL; así como también, para estimar la relación dinámica de corto plazo y entender su mecanismo de transmisión de los efectos. Por último, aplica la metodología del Value at Risk ajustado por riesgo de liquidez (L-VaR) propuesto por Bangia et al. (1998) a carteras de acciones administradas por AFP's peruanas y chilenas a fin de medir el costo de liquidez y evaluar su efecto en la medición del riesgo de mercado de estas carteras.

Como primeros resultados, el modelo ARDL encuentra evidencia empírica para el mercado bursátil peruano de la existencia de una relación de corto y largo plazo (cointegración) entre el Spreads bid-ask de las acciones y las variables del mercado bursátil (precio, volumen, volatilidad y formadores de mercado (market maker)). Asimismo, el MCE muestra que los Spreads de las acciones menos líquidas de la BVL, tienen un periodo promedio de ajuste lento de casi 4 días de negociación para su restablecimiento debido a choques bursátiles temporales de los mercados; ajuste lento explicado, en parte, por la escasa presencia de market makers en el mercado bursátil peruano al no garantizar flujos de transacción mucho más continua de los valores.

Finalmente, en la evaluación de los efectos de los Spreads sobre la medición del riesgo de mercado, se encuentra que, en mercados con poca presencia de market makers, la volatilidad de los Spreads bid-ask genera un componente adicional mayor de Costo de Liquidez Exógena (CLE) que conlleva a subestimar la medición del riesgo de mercado del VaR tradicional. En este sentido, la metodología L-VaR, el cual contempla el ajuste para capturar las volatilidades de los Spreads, evidencia que las inversiones en carteras de acciones locales peruanas exhiben una exposición de riesgo de liquidez (CLE) promedio de 5.5% (2.8 veces el CLE chileno), riesgo asociado, en general, a problemas de eficiencia de mercados bursátiles, los cuales no serán contemplados mientras se ignoren los Spreads en los análisis. Asimismo, se encuentra que la metodología ajustada L-VaR mejora la capacidad predictiva del riesgo total que podrían sufrir los fondos, en términos de Backtesting.



Contenido

RESUMEN	2
1 INTRODUCCIÓN	6
2 HECHOS ESTILIZADOS	8
3 PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA.....	13
3.1 Planteamiento del Problema	13
3.2 Importancia.....	14
3.3 Objetivos.....	14
3.4 Justificación	15
4 MARCO TEÓRICO	15
4.1 Antecedentes.....	15
4.2 Marco Conceptual	21
4.3 Planteamiento de Hipótesis	32
5 MARCO METODOLÓGICO	33
5.1 Modelos de Rezagos Distribuidos Autoregresivos (ARDL)	33
5.2 Value at Risk ajustado por Liquidez (L-VaR)	36
5.3 Volatilidad Riskmetrics	40
6 DATOS.....	41
6.1 Origen de los datos.....	41
6.2 Descripción de los datos	42
6.3 Procedimiento empírico	45
7 RESULTADOS EMPÍRICOS.....	47
7.1 Análisis empírico de la relación entre los Spreads bid-ask y las variables bursátiles de las acciones... 47	
7.2 Evaluación del efecto de los costos de negociación bursátil (Spread) sobre la medición del riesgo de mercado (VaR).....	59
7.3 Backtesting	62
8 CONCLUSIONES.....	68
9 RECOMENDACIONES.....	69
REFERENCIAS.....	71
ANEXOS	74

Tablas

Tabla 1. Límites prudenciales exigidos por la SMV a Formadores de mercado	23
Tabla 2. Diferencias de los Modelos VaR y L-VaR	39
Tabla 3.- Fondo de Pensiones tipo 3 peruano según destino, e	44
Tabla 4.- Fondo de Pensiones tipo A chileno según destino, e	45
Tabla 5. Test de Raíz Unitaria ADF y PP	50
Tabla 6. Estimación del Modelo ARDL(10,0,1,0) para la Cartera Líquida – C1	51
Tabla 7. Estimación del Modelo de Corrección de Error (MCE) para la cartera Líquida - C1	54
Tabla 8. Estimación del Modelo ARDL(12,1,1,1) para la Cartera Ilíquida – C2	55
Tabla 9. Estimación del Modelo de Corrección de Error (MCE) para la cartera Ilíquida - C2	57
Tabla 10. Value at Risk (VaR) Convencional	60
Tabla 11. Value at Risk ajustado por riesgo de liquidez (L-VaR) – (Bangia et al. 1998).....	61
Tabla 12. Resumen de resultados de modelos VaR (%) y L-VaR (%).....	61
Tabla 13. Tabla del multiplicador del capital	63
Tabla 14. Resumen del Test de la frecuencia de excesos de Kupiec:	68
Tabla 15. Estadísticos descriptivos de Carteras líquidas e ilíquidas de la BVL	74
Tabla 16. Estadísticos Descriptivos de las Carteras líquidas e ilíquidas según empresas	74
Tabla 17. Estadísticos descriptivos de acciones que conforman.....	75
Tabla 18. Test de Autocorrelación LM de los residuos del Model ARDL	76
Tabla 19. Autocorrelograma de los Residuos del Modelo ARDL.....	77
Tabla 20. Test de Normalidad de los residuos del Modelo ARDL	78
Tabla 21. Test de Cointegración de L.P. de la Cartera líquida (C1)	78
Tabla 22. Test de Wald para los parámetros estimados del Modelo ARDL.....	78
Tabla 23. Acciones del Fondo tipo 3 peruano – Dic. 2015*	79
Tabla 24. Acciones del Fondo tipo A chileno – Dic. 2015*	80

Ilustraciones

Ilustración 1. Spread Relativo bid-ask e Índices de la BVL	9
Ilustración 2. Línea del tiempo de entrada y salida de empresas con Market maker al mercado bursátil peruano.....	11
Ilustración 3. Evolución de Fondos de Pensiones peruanas y chilenas por tipos (%).....	12
Ilustración 4. Rentabilidad Real del Fondo Tipo 3 peruano y Fondo Tipo A chileno (%)	13
Ilustración 5.- Costos explícitos e Implícitos de negociación.....	21
Ilustración 6.- Taxonomía del Riesgo de Mercado	25
Ilustración 7. Representación gráfica del VaR Tradicional	27
Ilustración 8.- Efecto del tamaño de la posición sobre el valor de liquidación	32
Ilustración 9. VaR Tradicional y VaR Ajustado por Liquidez.....	39
Ilustración 10.- Evolución de las variables de la cartera líquida (Ene.2005-Dic.2017).....	48
Ilustración 11.- Evolución de las variables de la cartera Ilíquida (Ene.2005-Dic.2017).....	49
Ilustración 12. Backtesting de los modelos VaR y L-VaR.....	64
Ilustración 13. Resumen del número de excesos de pérdidas	65
Ilustración 14. Criterios de Información de Akaike (CIA) de los Modelos ARDL estimados	76
Ilustración 15. Test de CUSUM de los Modelos ARDL estimados	79



AGRADECIMIENTO

Con toda gratitud a mis padres y a mi hermano, por el apoyo incondicional en cada una de las etapas de mi vida.

1 INTRODUCCIÓN

El Spread bid-ask de los valores negociados en el mercado bursátil constituye una variable de gran importancia para los gestores de portafolios y entidades encargadas de la búsqueda de la eficiencia y desarrollo del mercado de valores, dado que su nivel condiciona y/o determina el envío y ejecución de órdenes de transacción, exposición a riesgos de iliquidez, eficacia de las políticas implementadas en el mercado, y en última instancia, genera costos reales significativos a la economía.

Por ello, el presente trabajo pretende evaluar, en principio, las fuentes de variación del Spread (como indicador de costo de negociación y liquidez) respecto a las variables del mercado bursátil, y posterior a ello, evaluar sus posibles efectos en la medición del riesgo de mercado de carteras de acciones de gestores de portafolios.

La decisión de inversión en acciones por parte de los gestores de portafolios está basada, en parte, por el nivel de los costos de negociación, que para la mayoría comprende solamente los costos de transacción explícitos (comisiones, cuotas e impuestos), sin embargo, Damodaran (2006) y D'Hondt & Giraud (2008) mencionan que los gestores de portafolios están expuestos a otros costos adicionales Implícitos (Costos del Spread bid-ask).

Con respecto al Costo del Spread bid-ask, Glosten & Harris (1988) y Huang & Stoll (1997) muestran que los inversionistas, al incorporar acciones en su cartera, están implícitamente asumiendo los costos que se encuentran contenidos dentro del Spread: **Costos de Procesamiento de órdenes**, **Costos de manejo de inventario** y los **Costos de selección adversa**; estos costos son establecidos por el formador de mercado (Dealer) en compensación por los riesgos asumidos como proveedor de liquidez del mercado. En este sentido, resulta importante para los gestores de portafolios conocer los factores determinantes bursátiles que explican las fuentes de variación del Spread bid-ask y entender la interrelación dinámica entre ellas en el corto y largo plazo.

En cuanto a la gestión del riesgo de mercado y liquidez de las carteras administradas por los gestores, la metodología Value at Risk (VaR) permite medir las pérdidas potenciales esperadas de las carteras ante situaciones adversas de los precios del mercado, "asumiendo" para su aplicación, una alta liquidez de los activos de la cartera, sin embargo, gran parte de los activos que se negocian en mercados emergentes, caso de la Bolsa de Valores de Lima (BVL), presentan poca liquidez (Spread bid-ask altos), por lo que, este indicador VaR sesga la estimación de las pérdidas potenciales que realmente sufrirían los inversionistas; de ahí la necesidad de algunos autores en buscar que el VaR contemple los efectos de liquidez a través de los precios bid-ask de las acciones.

Demsetz (1968) resalta la importancia del Spread bid-ask como indicador de liquidez, y en esta línea, Bangia, Diebold, Schuermann & Stroughair (1998) establecen que es posible su

aprovechamiento en la gestión de los riesgos de mercado y liquidez de las carteras, proponiendo así el L-VaR ajustado por liquidez como una forma de contemplar la exposición al riesgo de liquidez de las carteras de acciones debido a los altos Spreads bid-ask del mercado, y encaminado a mejorar de esta forma la gestión del riesgo financiero y reducción de posibles riesgos sistémicos.

En este sentido, las preguntas que intenta responder el presente trabajo son: -¿Cómo afecta el Spread bid-ask (costos de negociación implícitos) en la medición del riesgo de mercado (VaR) de carteras de acciones gestionadas por AFP's peruanas (Fondo tipo 3) y chilenas (Fondo tipo A)?, - ¿Cómo influyen y cuál es el mecanismo de transmisión de las variables de la actividad bursátil (volumen, precio, volatilidad de los retornos y formadores de mercado) sobre los Spreads bid-ask de las acciones de la BVL?, y -¿Cuál es el nivel de eficiencia de los modelos de riesgo de mercado tradicionales (VaR) VS el modelo de riesgo de mercado que contempla los efectos de los Spreads bid-ask (L-VaR)?

Para responder a estas interrogantes, el presente trabajo propone, en primer lugar, entender y medir las fuentes de variación del nivel del Spread bid-ask del mercado bursátil; y en segundo lugar, medir y comparar los efectos del Spread bid-ask sobre el nivel del riesgo de mercado de carteras de acciones de AFP's peruanas y chilenas.

Para el primer punto, la literatura teórica identificó 4 principales factores que determinan al Spread: Volumen de transacción, volatilidad de los retornos, precio de las acciones y formadores de mercado (market maker); todas estas variables asociadas al mercado bursátil; sin embargo, autores como (Menyah & Paudyal (1996) y Kapingura & Ikhida (2015)) mencionan que todas estas variables se determinan simultáneamente, siguiendo esa línea, se plantea al Modelo de Rezagos Distribuidos Autoregresivos (ARDL) y su Modelo de corrección de errores (MCE) como herramientas para analizar y medir la interrelación dinámica de corto y largo plazo entre las variables, la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, así como también evaluar el restablecimiento a su nivel de equilibrio de largo plazo del Spread debido a desviaciones que podría presentar en el corto plazo. La evaluación comprende para las 5 acciones más líquidas y las 5 acciones menos líquidas del S&P/BVL Perú General Index del año 2015, y para una data histórica diaria entre el 2005-2017 que fueron extraídos de la plataforma Bloomberg.

Para el segundo punto, se evalúa los efectos del Spread Bid-ask en la medición del riesgo de mercado a través del uso de la metodología Value at Risk ajustado por riesgo de liquidez (L-VaR) propuesto por Bangia et al. (1998) sobre la cartera de acciones del SPP peruano (Fondo tipo 3) y la cartera de acciones del SPP chileno (Fondo tipo A)¹, ambos fondos equivalentes por presentar

¹ En este punto, la evaluación no se enfocó a todos los instrumentos que componen la cartera del fondo 3 peruano y fondo A chileno, sino, exclusivamente a los instrumentos que componen las "inversiones nacionales" de la cartera, más precisamente, a los instrumentos de renta variable (acciones).

mayor concentración de instrumentos de renta variable en su composición de acuerdo a su regulación (80%); y usando como metodología de volatilidad la metodología de Riskmetrics. Finalmente, se realiza la evaluación del desempeño predictivo del modelo L-VaR, el cual está basado en el Test de proporción de fallas de Kupiec (1995) que compara las pérdidas esperadas estimadas por el modelo con las pérdidas reales que sufren las carteras de inversión, determinando así el número de excesos producidos.

El propósito del presente trabajo de investigación es examinar la relación dinámica del Spread frente a variables bursátiles del mercado y evaluar la influencia en la medición del riesgo de mercado (VaR) de carteras de acciones de economías emergentes (Perú y Chile). Para ello, el documento se ha organizado como sigue: la segunda sección presenta los hechos estilizados del mercado bursátil y los fondos de pensiones, la tercera sección desarrolla el planteamiento del problema, donde se identifica las preguntas de investigación, los objetivos y la justificación, la cuarta sección desarrolla el marco teórico, donde se hace una revisión de la literatura empírica, literatura relevante y se plantean las hipótesis, la quinta sección desarrolla el marco metodológico, la sexta sección desarrolla la descripción de los datos, la séptima sección presenta los resultados empíricos y la octava y novena sección las conclusiones y recomendaciones de la investigación.

2 HECHOS ESTILIZADOS

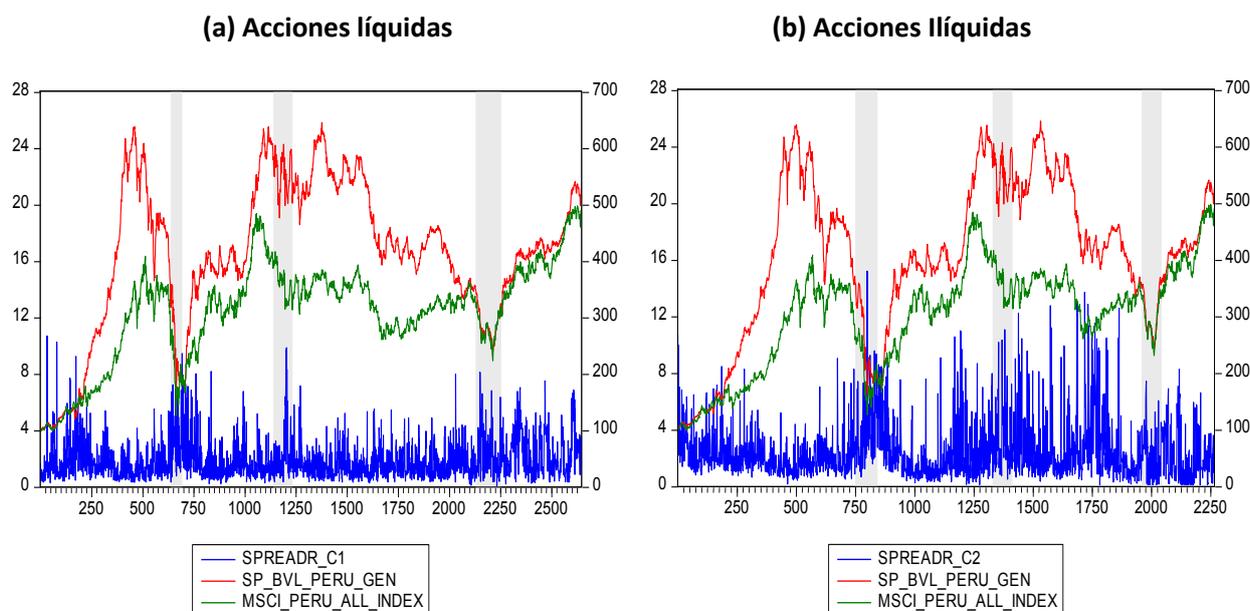
Durante los periodos 2005-2017 la Bolsa de Valores peruana se vio afectada por distintos eventos nacionales e internacionales que se reflejaron en los diferentes índices bursátiles sectoriales y sub-sectoriales del mercado, en los volúmenes de negociación, en los precios, en los costos de negociación bursátil, así como también, en el desempeño de los retornos de las carteras de inversión administradas por gestores de portafolios.

Para analizar la interrelación de estas variables bursátiles durante estos últimos años se evalúa la correlación dinámica de los Spread bid-ask del conjunto de acciones de la BVL frente a 2 principales índices que representan el performance del mercado bursátil peruano, el S&P/BVL Perú General Index y el MSCI Perú All Index, ambos diseñados por las 2 mayores empresas proveedoras de índices: La Standard&Poor's y la Morgan Stanley. El índice bursátil S&P/BVL Perú General, el cual corresponde a un índice de capitalización bursátil ajustada al free-float (capital flotante) de las acciones, el cual sirve como un benchmark amplio para el mercado de acciones del Perú y muestra el desempeño global de la BVL; y el MSCI Perú All Index que corresponde también a un índice de capitalización bursátil y muestra el desempeño específico del mercado de renta variable peruano (segmentos mediana y grandes del mercado de renta variable peruano). Este último es seguido por gestores de portafolios en todo el mundo y por la Morgan Stanley para sus clasificaciones de mercado (Desarrollado, Emergente y Frontera).

Para caracterizar la evolución del Spread bid-ask de las acciones de la BVL se construyeron 2 grupos: Cartera de acciones líquidas y cartera de acciones ilíquidas. Se consideraron las acciones más líquidas y menos líquidas del conjunto de acciones que conforman el S&P/BVL Perú General Index² de la BVL del año 2015. Ver ilustración N° 1.

Ilustración 1. Spread Relativo bid-ask e Índices de la BVL

(Periodo: 2005.01 - 2017.12, frecuencia diaria)



Notas: (1) El Spread relativo bid-ask se mide en el eje izquierdo y está expresado en %, mientras que los índices SP/BVL Perú Gen y MSCI Perú All (4/01/2005=100) se miden en el eje derecho y están expresados en puntos.

(2) Conforman la Cartera líquida: Volcab, Alicor, BBVA, Lusura y GyM; mientras que la Cartera ilíquida: Milpo, Aceros Arequipa, Scotia, Telefónica y Casa Grande. Las acciones dentro de cada cartera están ponderadas por su nivel de capitalización bursátil.

Fuente: Bloomberg – Elaboración propia

La ilustración N°1 refleja la evolución del Spread relativo bid-ask de las acciones de la BVL (ordenadas en la cartera líquida e ilíquida), la evolución del índice bursátil S&P/BVL Perú General, y la evolución del índice MSCI Perú All Index. Durante el rango de análisis considerado se identificaron 3 periodos en los cuales los costos de negociación implícitos de las acciones (Spreads bid-ask) reflejaron variaciones significativas, tal es el caso que cuando los índices de los mercados cayeron significativamente, los Spread bid-ask por su parte experimentaron aumentos en magnitudes considerables, reflejando de esta manera una correlación inversa entre ellas.

Uno de los momentos críticos donde el Spread bid-ask llegó a mostrar incrementos anormales fueron entre los meses de septiembre y diciembre del 2008, periodo caracterizado por la crisis financiera internacional ocasionada por los créditos hipotecarios sub-prime. El Spread bid-ask de las acciones líquidas llegaron a alcanzar alrededor del 10% del precio promedio de las acciones

² Índice que está diseñado para servir como punto de referencia general para el mercado bursátil peruano.

más líquidas y casi del 15% para el caso de las acciones menos líquidas. Asimismo, en la sesión del 15 de octubre del 2008, el IGBVL registró una caída del orden de -10.8% (considerada la mayor caída desde diciembre 1992), y el MSCI Perú All Index una caída del -13.7%, por lo que la BVL se vio obligada a suspender las negociaciones de la rueda de bolsa de manera preventiva debido a los actos especulativos de los agentes influido por el nerviosismo de la coyuntura internacional.

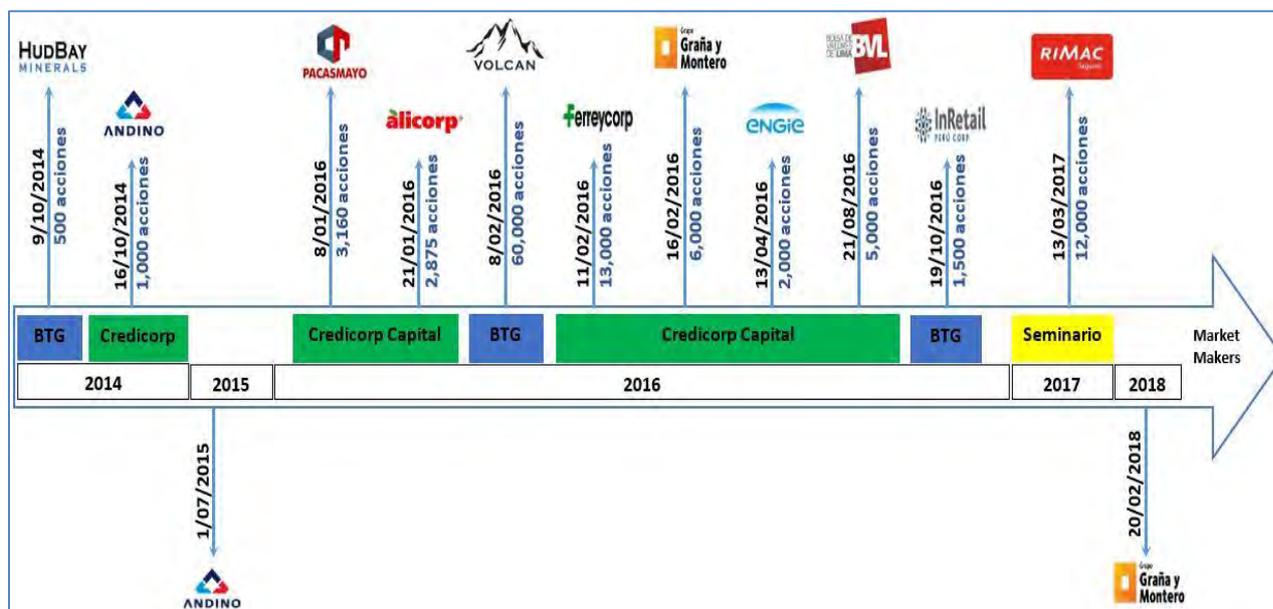
El segundo periodo crítico corresponde al 6 de junio del 2011, donde la BVL sufrió la peor caída en la historia del mercado bursátil al retroceder el IGBVL en -12.5% y el MSCI Perú All Index en -15% tras los resultados de las elecciones presidenciales del 5 de junio que llevaron al poder a Ollanta Humala. Los Spread bid-ask de las acciones líquidas llegaron a alcanzar alrededor del 10% del precio en las acciones más líquidas y alrededor del 12% en las acciones menos líquidas. La característica primordial del comportamiento del mercado fue la alta volatilidad que registraron los índices de cotizaciones de la bolsa limeña como reflejo de las expectativas de los agentes económicos sobre los manejos futuros de la política económica peruana, incluso se observó este comportamiento desde varias semanas atrás con los resultados de las encuestas, pero terminaron llegando a su pico más bajo la sesión del 5 de junio, lo que motivó la suspensión de las negociaciones de la BVL.

El tercer episodio corresponde a varios sucesos ocurridos entre los meses de junio 2015 y junio del 2016 por el cual la BVL se vio muy influenciada. En el plano internacional hubo mucha incertidumbre con el tema de la deuda griega y el posible riesgo de default y contagio financiero por los ataques especulativos de los mercados financieros, los agentes estuvieron expectantes también respecto a la incertidumbre mundial en torno a la recuperación de la economía China y decisión de EEUU sobre su tasa de interés, y se sumó a ello el referéndum del Reino Unido sobre la permanencia o salida de la UE. Mientras que en el plano local hubo un clima de mucha incertidumbre y preocupación en los agentes con el tema de la decisión del MSCI de revisar la clasificación de la Bolsa peruana como mercado emergente, y sumado a ello el ambiente electoral vivido para la elección del nuevo jefe de gobierno peruano. La BVL se vio influenciada por estos acontecimientos, y mostró así una clara tendencia prolongada bajista, a tal punto que el IGBVL terminó registrando la peor caída en la sesión del 24 agosto del 2015 del orden de -5.3% y el MSCI Perú All Index del orden de -4.9%, en la misma sesión. Asimismo, los niveles del Spread bid-ask de las acciones líquidas alcanzaron aumentos del orden del 8% y las acciones menos líquidas del orden del 7.5%.

La participación de los formadores de mercado (market makers) en los mercados bursátiles juega un rol importante en la estabilización de los Spreads, índices bursátiles, formación de precios, generación de liquidez y eficiencia de los mercados. Las autoridades reguladoras y promotoras del mercado bursátil peruano, durante décadas, no han logrado diseñar un sistema de medidas o incentivos que permita observar una participación mucho más activa de los formadores de mercado,

prueba de ello, el mercado presenci6 recién el ingreso de su primer formador de mercado en octubre de 2014 con BTG Pactual Perú SAB, cuyo compromiso fue negociar diariamente como mínimo de 500 acciones de la empresa Hudbay Mineral INC.. En la actualidad, el mercado bursátil peruano sólo registra 3 Sociedades Agentes de Bolsa (SAB) que actúan como formadores de mercado de un total de 25 SAB's; y este servicio sólo tiene un alcance para 9 empresas emisoras de acciones, es decir sólo para el 3% de las empresas que cotizan en bolsa (280 empresas). La siguiente ilustración describe la línea del tiempo de entrada y salida de empresas con market maker en el mercado bursátil peruano, así como, las cantidades de acciones diarias mínimas a negociar por los formadores de mercado según los compromisos contraídos.

Ilustración 2. Línea del tiempo de entrada y salida de empresas con Market maker al mercado bursátil peruano



Fuente: Bolsa de Valores de Lima (BVL), marzo 2018 – Elaboración propia.

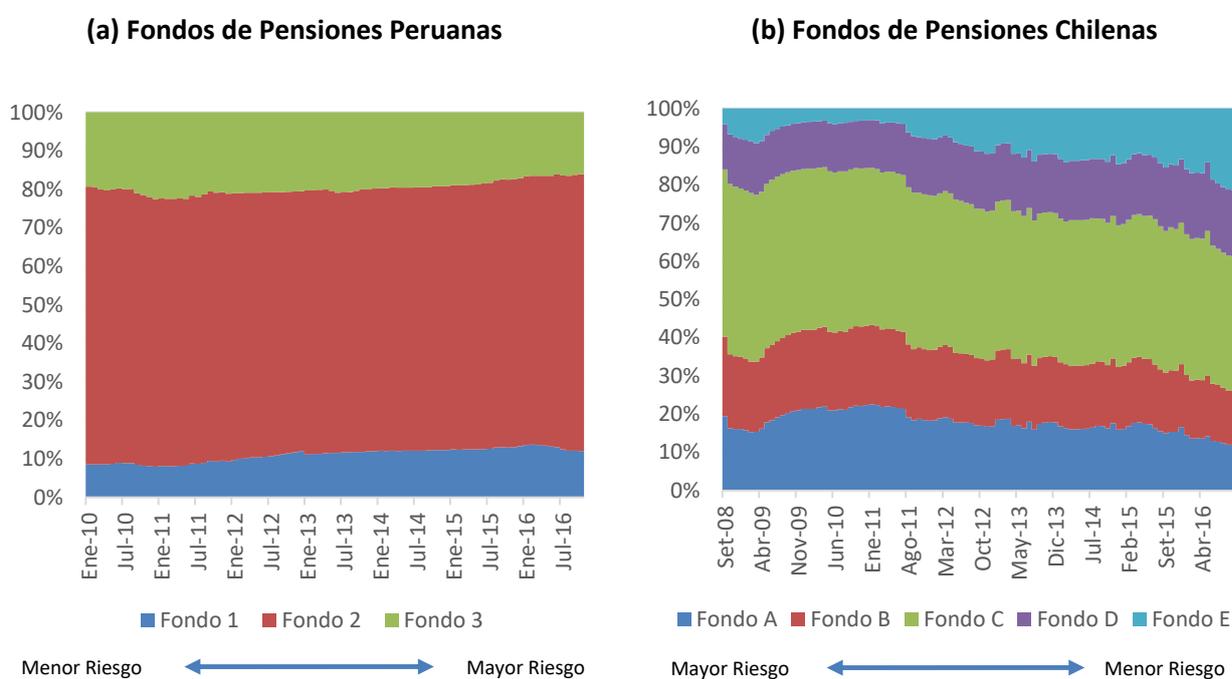
Por otro lado, la evaluación de la gestión de portafolios de inversionistas institucionales constituye un tema fundamental en el mercado de capitales, ya que el desempeño financiero de las carteras termina condicionando el bienestar futuro de los aportantes. De antemano, las tendencias bajistas y prolongadas de las bolsas, los altos niveles de costo de negociación (Spread), y sumado a ello, las flexibilidades en la gestión de riesgo de las carteras terminarán afectando negativamente los fondos y exponiendo al riesgo de menores pensiones futuras para los aportantes.

La ilustración N° 3 muestra la composición histórica promedio por tipo de fondo de las carteras administradas por el Sistema Privado de Pensiones peruano hasta octubre del 2016, reflejando un 11% para el Fondo 1, 69% para el Fondo 2 y 20% para el Fondo 3, mientras que la composición para el Sistema Privado de Pensiones chileno refleja un 17.8% para el Fondo A, 18% para el Fondo

B, 39.6% para el Fondo C, 14.6% para el Fondo D, y 9.8% para el Fondo E, siendo el Fondo A chileno el equivalente al Fondo 3 peruano por la característica de la cartera en la composición de los activos de renta fija (20%) y renta variable (80%).

La cartera administrada peruana registró un monto de 40,487 MM US\$ a finales de octubre del 2016, mientras que la cartera chilena registró un monto de 178,389 MM US\$. El fondo de pensiones peruano aumentó en 11.5% respecto al mismo mes del periodo anterior llegando a representar el 22.2% del PBI del 2015, mientras que el fondo de pensiones chileno aumentó en 18.4% llegando a representar el 74.7% de su PBI del 2015. Así mismo, el total del Fondo de Pensiones chileno representó 4.4 veces el total del Fondo de Pensiones peruano al mes de octubre del 2016.

Ilustración 3. Evolución de Fondos de Pensiones peruanas y chilenas por tipos (%)



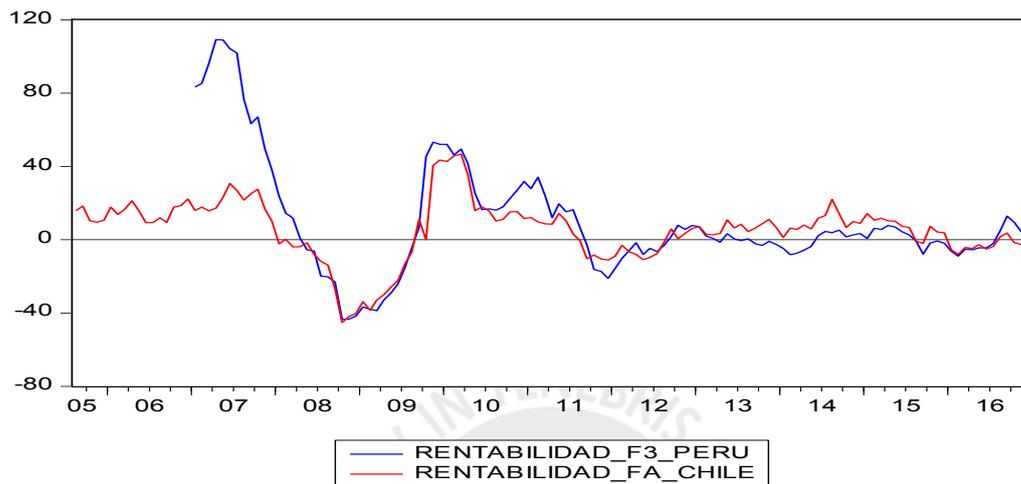
Fuente: Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (Perú) y Superintendencia de Pensiones (Chile) – Estadísticas

La Ilustración N° 4 muestra la evolución de la rentabilidad real³ obtenida por el Fondo de Pensión 3 peruano y Fondo de Pensión A chileno. Ambas series de rentabilidad fueron influenciadas por los sucesos observados en el contexto internacional, y adicionalmente a ello, por los eventos locales, que en algunos casos refuerzan los efectos y en otros lo compensan. Por otro lado, los costos de negociación (Spreads) que fueron establecidos por los formadores de mercados en los respectivos países, no respondieron de la misma forma ante tales eventos, lo cual condujo que las rentabilidades de los portafolios tampoco lo hagan. Entonces, queda a la teoría financiera abordar las cuestiones del porqué los Spreads son más bajos en un mercado y más altos en otros.

³ Variación porcentual del Valor cuota del periodo t respecto al periodo t-1 ajustado por el IPC del periodo t.

Finalmente, dado el Spread bid-ask como un Indicador de costo de negociación bursátil (implícito) e indicador de eficiencia y liquidez de mercado de las acciones, además, teniendo en cuenta los posibles efectos adversos que podría tener sobre el desempeño de las carteras de inversión de gestores, se desprende la necesidad de conocer y medir la relación dinámica del Spread con las demás variables bursátiles del mercado, a fin de cuantificar los efectos que esta variable pueda tener en los portafolios; todo ello, en aras de una adecuada gestión del riesgo financiero.

Ilustración 4. Rentabilidad Real del Fondo Tipo 3 peruano y Fondo Tipo A chileno (%)



Fuente: Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (Perú) y Superintendencia de Pensiones Chile) – Estadísticas

3 PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

3.1 Planteamiento del Problema

3.1.1 Problema Principal

- ¿Cómo afecta el Spread bid-ask en la medición del riesgo de mercado (VaR) de carteras de acciones gestionadas por AFP's peruanas (Fondo tipo 3) y chilenas (Fondo tipo A)?

3.1.2 Problemas Secundarios

- ¿Cómo influye y cuál es el mecanismo de transmisión de las variables de la actividad bursátil (volumen, precio, volatilidad de los retornos y formadores de mercado) sobre los Spreads bid-ask de las acciones de la BVL?
- ¿Cuál es el nivel de eficiencia de los modelos de riesgo de mercado tradicionales (VaR) VS los modelos de riesgo de mercado ajustados por liquidez (L-VaR)?

3.2 Importancia

La importancia del presente trabajo radica principalmente en los siguientes puntos:

- Proponer una herramienta alternativa al Value at Risk (VaR) que contemple las pérdidas adicionales que pueden sufrir los inversionistas por los riesgos de liquidez de sus carteras.
- Mostrar cualidades del Spread como herramienta para la toma de decisiones y gestión de los riesgos financieros de inversionistas.
- Estimar pérdidas por riesgo de liquidez en instrumentos financieros de economías emergentes, como consecuencia de mayores problemas de liquidez, profundidad y tamaño de los mercados financieros.
- Minimizar sesgos de estimación, mitigación de riesgo de mercado y riesgo sistémico de economías emergentes.
- Por último, el presente trabajo brinda importancia académica para estudios posteriores enfocados en esta línea.

3.3 Objetivos

3.3.1 Objetivo Principal

- Estimar el costo de liquidez exógena (CLE) de carteras de acciones de AFP's peruanas (Fondo tipo 3) y chilenas (Fondo tipo A), y evaluar su influencia en la medición del riesgo de mercado (VaR) de carteras emergentes.

3.3.2 Objetivos Secundarios

- Medir la sensibilidad y periodo de ajuste del Spread bid-ask ante posibles choques asociados a la actividad bursátil, así como, evaluar las relaciones dinámicas entre sus determinantes en el corto plazo.
- Evaluar el desempeño predictivo de la metodología L-VaR ajustado por liquidez frente al modelo tradicional (VaR) en términos de Backtesting.

3.4 Justificación

Una de las mayores preocupaciones de los gestores de portafolios al momento de realizar inversiones en diferentes activos es conocer el nivel de exposición al riesgo de mercado y liquidez durante el periodo que mantengan la posición de sus carteras. Para lo cual, dedican los esfuerzos a la identificación, medición y control de tales riesgos financieros, tratando en lo posible, en caso se materialice las pérdidas, que estas no sean fuertes y estén dentro de los márgenes esperados.

Tomando en consideración la última crisis financiera de los EEUU, la gestión del riesgo financiero, específicamente la del riesgo de liquidez, ha recibido mucha atención por parte de la comunidad académica internacional, haciendo que la actividad diaria del trading se enfoque en el “Spread bid-ask” como un componente del costo de negociación (Costo de trading), y como un indicador del riesgo de liquidez alternativo; constituyéndose así en una herramienta fundamental para los gestores de portafolios de acciones.

En este sentido, el análisis y evaluación del entorno del Spread bid-ask de las acciones del mercado bursátil, el cual tiene lugar en el presente trabajo de investigación, encuentra como justificación los siguientes puntos:

- Escasa investigación básica y aplicada sobre el mercado de valores peruano, por lo que representa un espacio de investigación en este campo.
- Proveer evidencia empírica para el mercado de valores peruano sobre la dinámica del Spread bid-ask con las variables del mercado bursátil, con el propósito de entender su relevancia y posibles efectos en la gestión del riesgo de mercado y liquidez de carteras de acciones.
- Contribuir con la búsqueda de la mayor eficiencia y desarrollo del mercado de valores peruano, a través de la derivación de lineamientos de política sobre el mercado bursátil.
- Contribuir con la mejora de la gestión del riesgo financiero de agentes gestores de portafolios y entidades supervisoras de carteras de acciones a través de la derivación de lineamientos de política en materia de riesgo de mercado y liquidez.

4 MARCO TEÓRICO

4.1 Antecedentes

Los Spreads bid-ask o costos de trading imponen claramente obstáculos en la búsqueda del buen desempeño de las carteras por parte de los gestores, por lo que, es necesario conocer una medida que muestre tales costos, entender las variaciones que sufren con los cambios de estrategias de inversión y cómo pueden los inversionistas minimizar estos costos para reducir sus efectos adversos.

Demsetz (1968) y D'Hondt & Giraud (2008) estudiaron empíricamente los costos de negociación presentes en estrategias de inversión para los mercados de valores de EE.UU. y Europa, respectivamente. Los autores clasifican los costos de negociación que asumen tanto compradores y vendedores por el intercambio de sus títulos valores en el mercado bursátil en 2 grandes componentes: Costos de negociación explícitos e implícitos, resaltando la importancia de estos últimos, dado que, dependen de las características relativas o condiciones prevalecientes del mercado y título valor; constituyendo así un factor determinante para la calidad o eficiencia del mercado bursátil.

Damodaran (2006) especifica que, dentro de los Costos implícitos se pueden encontrar a: (i) *Los Costos del Spread bid-ask*, (ii) *Los Costos de impacto de mercado* y, (iii) *Los Costos de oportunidad*. (i) Los Spreads bid-ask de las acciones forma una parte esencial de los costos implícitos y están dados por la diferencia entre los Precios bid y Precios ask de las acciones. D'Hondt & Giraud (2008) señalan que los Spread son establecidos por los Dealers según el tamaño de las negociaciones, la competencia en el envío de órdenes de compra y venta de acciones, y características del título o valor; es decir, de acuerdo a las condiciones y características del mercado. Adicionalmente menciona que los Spreads altos conducen a mercados menos líquidos e ineficientes. (ii) Con respecto al Costo de Impacto de Mercado, Cuneo & Wagner (1975) refiere a estos como los descuentos por los grandes volúmenes de negociación que realizan en el mercado los inversionistas. Los autores señalan que estos descuentos por volumen generan movimientos de precios adversos y afectan retornos de portafolios (caso de una venta). D'Hondt & Giraud (2008) muestra que, este costo es una función negativa de la liquidez disponible del mercado, por lo que, en mercados con escasa liquidez la diferencia entre los precios de las acciones sin descuento y con descuento son más grandes.

(iii) Con respecto a los Costos de oportunidad, D'Hondt & Giraud (2008) refieren a estos costos como aquellos generados por los retrasos en la ejecución de órdenes enviadas por inversionistas y explicado tanto por temas operacionales, errores de Brokers o falta de liquidez del mercado. Señalan que se puede estimar a través de la diferencia entre los retornos netos deseados y los retornos netos actuales de una determinada estrategia de inversión. Finalmente, los movimientos de precios que estos generen pueden afectar los retornos positivamente o negativamente.

Por otro lado, Glosten & Harris (1988), Stoll (1989) y Huang & Stoll (1997) enfocan sus trabajos únicamente a los Spreads bid-ask, analizando específicamente a los "Componentes del Spread bid-ask". Los autores identifican a 3 principales fuentes del Spread que son implícitamente asumidos por los inversionistas al estar contenidos dentro del Spread: **(i) Costos de procesamiento de órdenes (CPO)**, **(ii) Costos de manejo de inventarios (CMI)** y **(iii) Costos de selección adversa**

(CSA); estos costos son establecidos por el Formador de mercado (Dealer) en compensación por los riesgos que asume como proveedor de liquidez del mercado.

(i) Copeland & Stoll (1990) y Garman (1976) consideran como CPO a los costos administrativos de llevar una transacción, costos de equipos de oficina y comunicación. Garman se enfoca en evaluar el comportamiento óptimo de un proveedor de liquidez que gestiona un inventario de acciones y cash (efectivo). Específicamente analiza cómo influye las decisiones del proveedor de liquidez (al ofrecer acciones cuando los agentes deseen comprar, y efectivo cuando los agentes deseen vender), sobre los precios bid-ask de las acciones (Spread); y encuentran que estos costos decrecen monótonicamente con los volúmenes de trading, mostrando así una relación negativa entre ambas. En la misma línea, Copeland & Stoll (1990) señala que gran parte del CPO son costos fijos, por lo que, el CPO por acción debería ser menor para niveles de transacción mayores. Por lo tanto, evaluando este componente parcial del Spread, los mayores volúmenes de trading tienden a disminuir los Spread bid-ask.

(ii) Amihud & Mendelson (1980) y Stoll (1978) consideran como CMI a los costos ocasionados por generar desbalances o desequilibrios en sus inventarios de activos del Dealer. Los autores evalúan el efecto de los costos de mantener un stock de inventario en equilibrio sobre los precios bid y precios ask (Spreads) de las acciones. Los autores mencionan que los proveedores de liquidez enfrentan un riesgo de inventario debido a que exponen sus posiciones de inventario fuera del nivel óptimo deseado, lo que puede conducir a pérdidas del proveedor de liquidez en caso de movimientos adversos de los precios. Además, mencionan que los proveedores de liquidez ajustan sus precios a la baja luego de la compra de activos del mercado (si están por encima del equilibrio, esto para evitar tener posiciones no deseadas), y ajustan sus precios hacia arriba luego de la venta de activos en el mercado (si están por debajo del equilibrio, esto para evitar tener posiciones escasas), a fin de balancear su posición de inventario en ambos contextos.

(iii) Glosten & Milgrom (1985) consideran como CSA a los costos que implican negociar con agentes más informados. Los autores evalúan el comportamiento óptimo de los proveedores de liquidez en la determinación de los precios de transacción (bid-ask) con traders informados heterogéneamente. Los autores hacen un análisis del mercado bursátil NYSE con una frecuencia de data intradiaria y concluyen que el Spread bid-ask es un fenómeno puramente informativo, es decir, que la presencia de los traders con información privilegiada (información asimétrica) conduce a un Spread bid-ask positivo. Además, Huang & Stoll (1997), Copeland & Galai (1983) y Stoll (1989) encuentran que este componente de los Spreads incrementa significativamente ante incrementos del tamaño del trading.

Por otro lado, Menyah & Paudyal (1996) analizan los determinantes del Spread bid-ask de las acciones de la London Stock Exchange (LSE) e investigan la velocidad con la cual los Spread se mueven hacia sus niveles normales después de un choque temporal. Los autores encuentran que

el precio de las acciones, volumen de transacción, riesgo del retorno de las acciones y el grado de competencia entre los proveedores de liquidez explican el 91% de la variación en los Spread bid-ask; y que la velocidad de ajuste promedio de los Spreads es de 0.896 indicando que toma más de un periodo para que el ajuste pueda ser completado. Finalmente mencionan que el volumen de transacción y grado de competencia entre formadores de mercado son los que más aportan en el ajuste.

Benston & Hagerman (1974) analizan los costos de transacciones (Spread bid-ask) en los mercados OTC de New York para 314 firmas y encuentran evidencia significativa de que los precios de las acciones y el riesgo no sistémico de las firmas están inversamente relacionados con los Spread bid-ask, mientras que el número de transacciones y el número de dealers del mercado están positivamente relacionados. Derivan el riesgo no sistémico del modelo CAPM como medida del riesgo de mantener inventario y riesgo de negociar con agentes más informados, por lo que, terminan asociando este riesgo no sistémico con los Spreads bid-ask.

Recientemente, Russell, Tsay & Zhang (2007) analizan los determinantes del Spread bid-ask y sus implicaciones en los costos del trading. Los autores muestran que los costos de transacción son variantes en el tiempo y que están explicados por los flujos de órdenes (volumen) y varianza de los precios de las acciones (volatilidad). Detallan que los proveedores de liquidez reciben órdenes para ejecutar volúmenes de transacción esperados y no esperados, y demuestran que los Spreads están relacionados negativamente con los incrementos esperados del volumen de transacción (en coherencia con Harris & Raviv (1993)), pero positivamente con los incrementos no esperados del volumen de transacción (en coherencia con Easley & O'Hara (1992) y Lee, Mucklow, & Ready (1993)). Gregoriou et al. (2005) analizan los determinantes del Spread bid-ask para 26 acciones del índice FTSE 100 del mercado bursátil del Reino Unido. Los autores relacionan al Spread bid-ask con un conjunto de variables bursátiles tales como el volumen, riesgo de la acción (volatilidad), capitalización de mercado y varianzas en las predicciones de analistas sobre el futuro de las firmas usando Métodos de Momentos Generalizados (GMM). Sus resultados indican que, a mayor capitalización de mercado y volumen de trading, menores son los Spread de las acciones; y que a mayor volatilidad del retorno de las acciones y a mayor diferencia en pronósticos de analistas los Spread son también mayores. Finalmente, precisan que los Spread reaccionan al volumen, dado que el proveedor de liquidez ajusta el Spread para mantener sus objetivos de inventario; y reaccionan frente a la volatilidad y diferencias en predicciones de analistas para protegerse de las ventajas informativas que algunos agentes puedan tener.

En cuanto a estudios relacionados a la evaluación del efecto del Spread sobre la gestión de riesgos financieros de carteras, la literatura refiere que los gestores enfrentan principalmente 2 tipos de riesgos: Riesgo de mercado y el riesgo de liquidez. Ambos generan incertidumbre sobre el valor de liquidación de portafolios. Bangia et al. (1998) asocia la incertidumbre sobre los retornos futuros como “Riesgo de mercado” y la incertidumbre sobre la liquidez como “Riesgo de liquidez”. Este último a su vez, lo descompone en 2 tipos: Liquidez endógena y exógena, la primera generada por la posición que asumen los inversionistas (grandes volúmenes de compras o ventas), y que por tanto reflejan características del mercado como profundidad y tamaño de Spread; y la segunda que es similar para todos los participantes del mercado y no puede ser influenciada por las acciones de un jugador.

Jarrow & Subramanian (1997, 1999) son los primeros en contemplar el efecto de los costos de transacción (Spread) en la medición del riesgo de mercado (VaR). Modelan el VaR con un ajuste por liquidez endógena, es decir, incorporando volúmenes de activos transados y desviaciones del precio de mercado (descuento por liquidez) en la metodología⁴. Al respecto, Johnson (2002) precisa: “Este descuento surge si un inversionista, frente a necesidades de fondos, se ve obligado a vender parte de su portafolio, hecho que influirá negativamente en el precio de mercado (efecto cantidad sobre el precio, el cual no existe con agentes atomísticos), dando fundamento a que el precio de liquidación difiera del precio de mercado (la diferencia se denomina descuento por liquidez)” (p.238). Para la aplicación de esta metodología se requiere la estimación de ciertos parámetros tales como el promedio y desviación estándar del factor de descuento, así como el periodo de ejecución; por lo que es necesario tener acceso a propuestas de órdenes de compra/venta de acciones hecha por inversionistas, lo cual hace muy difícil su implementación práctica.

Bangia et al. (1998) presenta una versión simplificada e implementable del modelo de Jarrow & Subramanian (1997, 1999) a mercados de deuda emergentes. Desarrollan una metodología L-VaR basada en la liquidez exógena, es decir, incorporando el Spread bid-ask como indicador del nivel de liquidez del mercado, el cual es común a todos los participantes del mercado. Los autores proponen el L-VaR, lo que les permite descomponer el riesgo total de una cartera en el (i) costo por riesgo de mercado y el (ii) costo por riesgo de liquidez, obteniendo como resultado que cuando se compara con el VaR tradicional, este último subestima el riesgo de pérdida al ignorar la presencia del componente de iliquidez presente en el mercado.

Este trabajo ha conducido a una serie de investigaciones posteriores interesadas en medir los efectos de los costos de transacción (Spread) en el riesgo de mercado de carteras en mercados emergentes. Recientemente, Emna & Chokri (2014) evalúan el efecto de los Spreads en la medición

⁴ Para los cual es necesario contar con el acceso a una frecuencia de data intradiaria del mercado para la determinación del precio de las acciones conforme a las órdenes solicitadas por los agentes.

del VaR de carteras de acciones líquidas y menos líquidas del mercado bursátil de Túnez obteniendo de esta forma una medida más eficiente y realista de la exposición del riesgo de mercado de los inversionistas. La metodología fue aplicado a una frecuencia de data intradiaria y encontró que el riesgo de liquidez del mercado tunecino es alto, representando el 25% del costo o riesgo total en las carteras de acciones líquidas, y el 40% en las carteras menos líquidas. Este resultado revela que tan pequeño e ineficiente es el mercado de acciones de Túnez.

Trabajos recientes para América Latina sobre este tema corresponde el de Lamothe & Vásquez (2012), ellos aplican la metodología de Bangia et al. (1998) para un conjunto de 36 acciones de la Bolsa de Comercio de Santiago (BCS) en Chile para una frecuencia de data intradiaria entre el 2000 y 2008, ordenando 6 carteras (conformadas con acciones de diferentes sectores), desde la más líquida (pero no diversificada) a la más ilíquida (pero diversificada), y encuentran que todas las carteras presentan un aumento mayor del 100% en el L-VaR respecto al VaR tradicional; sin embargo viendo a nivel de cada cartera, se observó que la cartera 6, dada la mayor diversificación, presentó un aumento menor del VaR ajustado por liquidez en relación a las carteras precedentes. Validan de esta forma su hipótesis de que existen diferencias significativas en la estimación de las pérdidas esperadas con y sin ajuste por liquidez. De este resultado se puede deducir que, si se tiene una cartera poco líquida y además no diversificada, como se ven en mercados emergentes, entonces el L-VaR es alto e incluso podría superar el 100% del VaR tradicional.

Adicionalmente, Rojas (2015) aplica la metodología L-VaR al mercado de renta variable colombiano, para lo cual, tomó acciones que conforman el Índice de Bursatilidad Accionaria (IBA) de la Bolsa de Valores de Colombia entre el 2010 y 2014, y clasificó las carteras según su liquidez: Alta, media, baja y mínima, encontrando que el L-VaR, al tener en cuenta el costo de liquidez exógena (CLE), mejora la cuantificación del riesgo en términos de Backtesting. En este sentido, termina recomendando a las autoridades normativas de la gestión de riesgo financiero, contemplar el efecto de los costos de negociación (Spreads) en la medición del riesgo de mercado y/o inclusión de normas que permitan la integración de este componente de iliquidez en los reportes y en los sistemas de administración del riesgo.

4.2 Marco Conceptual

4.2.1 Costos de Transacción

Demsetz (1968) y D'Hondt & Giraud (2008) plantean que los costos de negociación pueden ser definidos como los costos que asumen tanto compradores y vendedores en el mercado bursátil por el intercambio de sus títulos valores, y clasifica estos costos en 2 grandes componentes: Costos de negociación explícitos e implícitos (Ver ilustración N° 5). Los *Costos explícitos* son aquellos que son fácilmente observables, son usualmente conocidas antes de la ejecución de las órdenes (fijas) y no dependen de las estrategias del trading, y por otro lado, *los Costos implícitos* que no son conocidos antes de la ejecución de las órdenes, están mucho más relacionadas a las estrategias de trading y dependen de las características relativas o condiciones prevalecientes del mercado o valor; por ello, algunos investigadores han considerado a los costos implícitos como un factor para determinar la calidad o eficiencia del mercado bursátil.

Ilustración 5.- Costos explícitos e Implícitos de negociación

Costos explícitos (fijos)	Costos implícitos
* Comisión de Brokers * Costos de Compensación y liquidación * Impuestos	* Spreads bid-ask * Market impact cost * Costos de oportunidad: -C.O. Operacional. -C.O. del tiempo de mercado. -C.O. por transacción perdida.

Nota (1): Las comisión de Brokers si varían porque están sujetos a descuentos por volúmenes de negociación, por lo que estas sí afectan las estrategias de trading.

Dentro de los Costos implícitos, Damodaran (2006) especifica que los Spreads bid-ask de las acciones está dado por la diferencia entre la disposición mínima de venta del activo (Precio Ask) por parte del vendedor y la disposición máxima de pago (Precio Bid) por parte del comprador. En este sentido, si una de las partes desea concretar la transacción, necesariamente tendrá que asumir esa diferencia como un costo de negociación adicional a los ya existentes (Costos explícitos). Con respecto al Costo de Impacto de Mercado, D'Hondt & Giraud (2008) definen como el descuento que un comprador o vendedor de títulos incurre mientras ejecuta una transacción debido a la condición de liquidez prevaleciente del mercado. En otras palabras, es el descuento por los grandes volúmenes de negociación que se realiza, por lo que representa uno de los mayores componentes del costo implícito al generar movimientos de precios adversos (caso de una venta) y afectar retornos de los portafolios de otros inversionistas. Es considerado un costo de transacción invisible y variable: Invisible porque no puede ser fácilmente determinado antes de la ejecución de la negociación y variable porque depende en gran parte del tamaño de la negociación, disponibilidad de la liquidez y de la estrategia de trading específica. Y en cuanto a los Costos de oportunidad

implícitos, D'Hondt & Giraud (2008) los divide en 3 principales costos: (1) *Costo de oportunidad operacional*: Aparece cuando hay retrasos de ejecución de órdenes por temas operacionales, de proceso o modelo, pero no intencionales. (2) *Costo de oportunidad del tiempo de mercado*: Aparece cuando hay retraso debido a los Brokers. (3) *Costo de oportunidad por transacción pérdida*: Aparece cuando las órdenes no son completadas, o cuando las transacciones son canceladas ya sea por falta de liquidez o movimientos de precios. Es decir, todos ellos dependen de la velocidad de ejecución de las transacciones.

4.2.2 Spread bid-ask

Un Spread bid-ask es el monto por el cual el precio de venta (Precio ask) excede el precio de compra (Precio Bid) de un activo en el mercado. Es esencialmente la diferencia entre el precio mínimo que un vendedor está dispuesto a aceptar para vender un activo (Precio ask) y el precio máximo que un comprador está dispuesto a pagar por el mismo activo (Precio bid) en un periodo de tiempo específico.

El Spread bid-ask es un indicador de liquidez de las acciones y por tanto del mercado, ya que, mientras más participantes existan y más activos sean, los mercados registrarán mayores operaciones y volúmenes de negociación, generando así Spreads más bajos. Por otro lado, los Spreads son también indicadores de costos del trading (negociación o transacción) de gestoras de portafolios, y por tanto, indicadores de la eficiencia de los mercados bursátiles, esto debido a que forman parte de uno de los componentes del costo total que enfrentan al invertir en los mercados.

La comunidad académica sobre mercados bursátiles suele usar 2 formas para medir los Spread bid-ask de las acciones:

Spread absoluto ($S_{a,t}$).- Nos muestra la diferencia entre los precios ask y precios bid y está expresada en unidades monetarias. Está dada por la siguiente ecuación:

$$S_{a,t} = \text{Precio ask} - \text{Precio bid}$$

Spread relativo ($S_{r,t}$).- Nos muestra la diferencia de los precios ask y precios bid como proporción del precio promedio. Está dada por la siguiente ecuación:

$$S_{r,t} = (\text{Precio ask} - \text{Precio bid}) / \text{Mid Price}$$

Donde:

$$\text{Mid.Price} = \frac{(\text{Precio ask} + \text{Precio bid})}{2}$$

Sociedades Agentes de Bolsas (SAB).- Son personas jurídicas autorizadas para operar en los mercados bursátiles. Son conocidas también como Brokers y están encargados de actuar como intermediarios entre el mercado de valores y los inversionistas negociando órdenes de compra/venta de activos exclusivamente por cuenta de terceros, cobrando a cambio, una comisión que es fijada libremente por cada una de ellas en el mercado. También realizan funciones de asesoramiento financiero y gestión de cartera de activos, *pero siempre por cuenta ajena*.

Formadores de mercado (Market makers).- Son conocidas también como Sociedades Intermediarias de Valores, proveedoras de liquidez o Dealers y tienen las mismas funciones que las SAB's, pero adicionalmente, los Dealers negocian órdenes de compra/venta por cuenta propia (gestión de cartera de activos o inventarios) y pueden otorgar préstamos de valores a los inversionistas (operaciones en corto). Al gestionar una cartera de activos por cuenta propia, los Formadores de mercado compran/venden a sus clientes variando los precios bid-ask a su favor, obteniendo así ciertos beneficios, pero ante movimientos adversos del mercado asumen también las pérdidas por el deterioro de las carteras.

Para que una SAB actúe como Formador de mercado (market maker) de una determinada acción, será necesario que la empresa emisora del valor y la SAB suscriban un convenio o relación contractual para la prestación de este servicio. Con este fin, la Bolsa de Valores de Lima (BVL) exigirá a la SAB presentar 3 documentos a fin de otorgar la autorización para actuar como Formador de mercado de la acción: **a)** Solicitud de Formador de mercado, **b)** Carta de compromiso, y **c)** Estados financieros auditados del último ejercicio. Asimismo, la Superintendencia de Mercado de Valores (SMV), exigirá a la sociedad agente el cumplimiento permanente de un conjunto de límites o márgenes prudenciales a fin garantizar el cumplimiento de obligaciones que se deriven de su participación en el mercado de valores:

Tabla 1. Límites prudenciales exigidos por la SMV a Formadores de mercado

Parámetro y/o indicador		Valor
Capital Social mínimo		S/. 1,297,918
Garantía mínima		S/. 774,877
Indicadores de Solvencia	Indicador de riesgo patrimonial	<=1
	Indicador de endeudamiento	<=10
Indicadores de liquidez	Indicador de liquidez del agente	<=1
	Indicador de liquidez por intermediación	<=1
Indicadores adicionales	Indicador de exposición de operaciones a plazo	<=10
	Indicador de exposición de operaciones en el exterior	<=10

Nota: (i) Todos estos indicadores tienen su base legal en la Ley del Mercado y Valores y el Reglamento de Agentes de Intermediación. (ii) El Patrimonio neto no debe ser inferior a la suma de capital mínimo y del capital operativo.

Fuente: Ley del Mercado de Valores y Reglamento de Agentes de Intermediación - SMV.

Es importante señalar que, una misma SAB puede actuar como Formador de Mercado (market maker) de varios valores, así como también puede existir más de un formador de mercado por valor.

Componentes del Spread bid-ask: La teoría de la microestructura del mercado bursátil ha identificado 3 principales fuentes del Spread bid-ask: **(i) Costos de procesamiento de órdenes (CPO)**, **(ii) Costos de manejo de inventarios (CMI)** y **(iii) Costos de selección adversa (CSA)**; estos costos son establecidos por el formador de mercado (Dealer) por el servicio de inmediatez brindado a los traders que deseen transar en los mercados bursátiles. En este sentido, para compensar los riesgos asumidos por el Dealer, como proveedor de liquidez del mercado, los traders pagan relativamente precios altos cuando compran acciones, o reciben precios bajos cuando lo venden. Dependiendo de la magnitud de cada componente, esta dinámica de los precios bid y precios ask puede conducir a niveles de Spreads altos o bajos.

(i) Los Costos de procesamiento de órdenes (CPO) hacen referencia a los diferentes tipos de costos administrativos relacionadas a la ejecución de las órdenes como rentas de oficinas, salarios de empleados, costos por encontrar a la contraparte en una negociación (Matching), entre otros, Garman (1976). Así mismo, Demsetz (1968) señala que el CPO es la compensación por los costos que implica el suministro de un servicio de inmediatez al mercado.

(ii) Los Costos de manejo de inventario (CMI) hacen referencia a los costos generados al Dealer por ofrecer inmediatez a los traders a través del Spread, pagando un menor precio a quienes quieran vender acciones, y vendiendo a un mayor precio a quienes quieran comprar acciones, Stoll (1978). Los proveedores de liquidez están comprometidos a mantener inventarios de activos que facilite el trading cuando se presenten órdenes de compra o venta, de tal forma que puedan concretar el matching entre ambos participantes del mercado.

(iii) Los Costos de selección adversa (CSA) hacen referencia a los costos generados por negociar con agentes que manejan alguna información privilegiada del mercado, dado que algunos agentes están más informados que otros, Glosten & Milgrom (1985). Es decir, los formadores de mercado enfrentan el problema de selección adversa, ya que un inversionista puede estar de acuerdo transar al precio bid o precio ask establecido por el formador de mercado porque tal vez sabe algo que el formador de mercado no lo sabe. En efecto, el formador de mercado deberá compensar las pérdidas sufridas en operaciones con agentes bien informados por ganancias en operaciones con agentes menos informados. Estas ganancias son logradas estableciendo un Spread más alto.

4.2.3 Taxonomía del Riesgo de Mercado

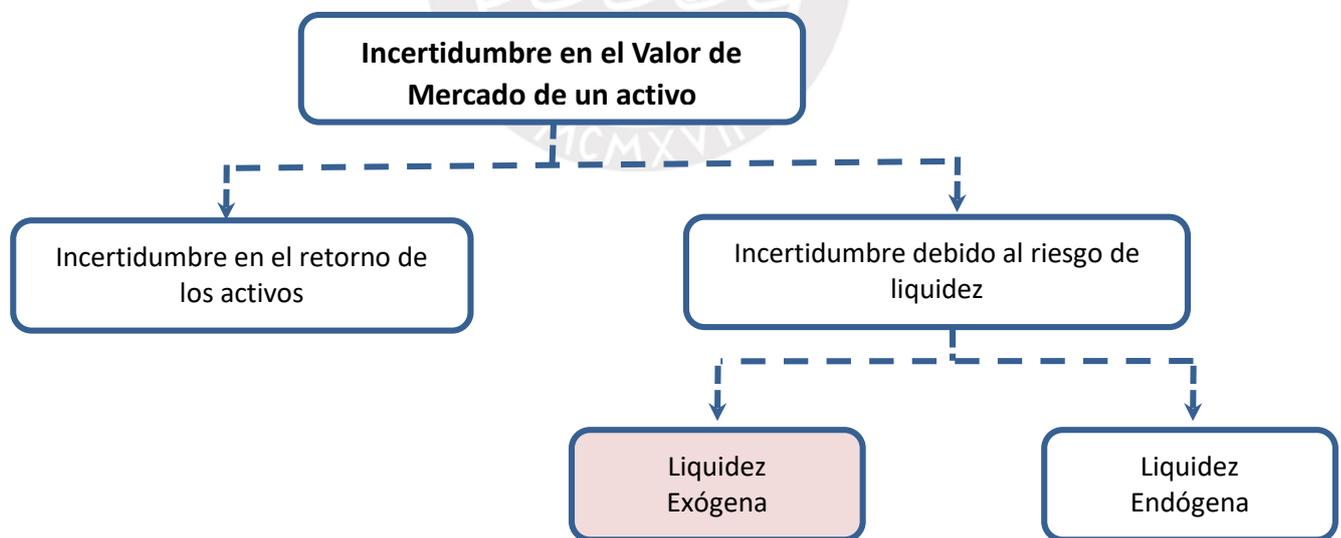
Genéricamente el riesgo se define como la incertidumbre sobre los resultados futuros esperados, o la probabilidad de ocurrencia de algún evento adverso y que genere algún daño o pérdida. En base a ello, el riesgo de mercado está interesado en describir la incertidumbre sobre los precios o retornos

de carteras debido a movimientos de mercado. En este sentido, medir el riesgo de mercado implica describir y modelar la distribución de los cambios en los “valores futuros de portafolios” a través de la distribución futura de los retornos. Ello supone, que los retornos estarán basados también en el Mid-price, es decir, en un precio justo que solo podría darse en mercados idealizados “sin fricciones”. Sin embargo, muchos mercados poseen un componente de liquidez adicional que surge de traders que no transan a ese precio (Mid-price) cuando desean liquidar una posición rápidamente o cuando el mercado va en contra de ellos, sino que más bien transan al Mid-price +/- algún Spread. La desviación de este precio de liquidación respecto al Mid-price hace referencia al **Costo de Liquidez** (Spread), y modelar la volatilidad de este costo es importante para capturar el verdadero nivel del riesgo total.

Por lo tanto, Bangia et al. (1998) conceptualmente divide la incertidumbre del valor de mercado de un activo (riesgo de mercado general), en 2 partes: (i) Incertidumbre que surge de los retornos de los activos, el cual puede ser pensado como un componente de riesgo de mercado puro y, (ii) La incertidumbre debido al riesgo de liquidez (**Costo de Liquidez**).

El enfoque VaR convencional propuesta por JP Morgan (1996) enfoca o captura el riesgo debido a la incertidumbre en retornos de activos, pero ignora la incertidumbre debido al riesgo de liquidez (**Costos de liquidación**). La ilustración N° 6 resume lo mencionado.

Ilustración 6.- Taxonomía del Riesgo de Mercado



Fuente: Bangia et al. (1998).

4.2.4 Riesgo de Mercado

De Lara (2005), señala que el riesgo de mercado hace referencia a las pérdidas potenciales que pueden sufrir los portafolios de inversión por variaciones en factores de riesgo de mercado, tales como: precios de acciones, precios de commodities, tasas de interés, tipos de cambio, entre otros. Para la medición del riesgo de mercado se usa el Valor en Riesgo (VaR), que puede ser calculado

a través de diferentes herramientas matemáticas y estadísticas. Entre las metodologías de cálculo más relevantes se encuentran: La metodología paramétrica (Varianzas y Covarianzas), y la metodología no paramétrica (Simulación histórica y la técnica de Simulación de Monte Carlo).

4.2.4.1 Importancia y Utilidad

El VaR resulta importante y útil para una diversidad de propósitos entre los que priman:

- a) **Brindar Información:** Resulta relevante para el inversionista y alta gerencia porque ayuda definir las decisiones de inversión conforme los perfiles de riesgo de los inversionistas; y una vez invertida, ayuda cuantificar la máxima pérdida esperada expuesta ante los cambios del precio del activo, así como, decidir el momento indicado para liquidar la posición expuesta y limitar potenciales pérdidas. Por último, el VaR al ser una medida de riesgo universal puede ser aplicado a cualquier clase de activo o fuente de riesgo.
- b) **Gestión de Riesgos:** El VaR permite a los organismos reguladores medir el impacto del riesgo en el mercado, para lo cual, ellos buscarán garantizar que el capital y las provisiones de las entidades supervisadas sean los óptimos a fin de garantizar la cobertura de sus riesgos financieros, proteger activos de ahorristas o inversionistas, y evitar desequilibrios del sistema en general. Adicionalmente, los VaR's incrementales pueden ayudar a descubrir las posiciones que contribuyen más en el riesgo total, por lo que, en general, los reguladores pueden fijar límites de exposición al riesgo de mercado a los cuales están expuestos.

4.2.4.2 Value at Risk (VaR)

El VaR es una medida estadística que cuantifica la exposición al riesgo de mercado de una cartera de activos. Jorion (2001) define como la máxima pérdida esperada que puede sufrir el valor de una cartera de instrumentos financieros, con un determinado nivel de probabilidad (nivel de confianza, $((1-\alpha)\%)$), para un horizonte de tiempo preestablecido y bajo condiciones normales de la economía. A manera de ejemplo, un reporte del VaR informaría que el portafolio bajo evaluación presenta una probabilidad del 5% de perder más de 1 millón de dólares dentro de una semana (o que hay un 95% de probabilidad de perder a lo más 1 millón de dólares); como ejemplo adicional, un VaR diario al 99%, indicaría la máxima cantidad de dinero que el portafolio podría perder en 99 de cada 100 días, lo que es lo mismo decir, sólo uno de cada 100 días podría superar dicha cantidad, bajo condiciones normales del mercado.

Vásquez (2010) plantea que, si tenemos una serie de retornos históricos de una cartera con “n” activos, es posible mostrar la distribución de densidad de los retornos mediante el análisis del histograma. Luego de generar la distribución, se procede a calcular aquel punto del dominio de la función de densidad que deja un determinado nivel de significancia del área en su rango inferior. Este punto en el dominio es conocido como Value at Risk y se muestra en la ilustración N° 7.

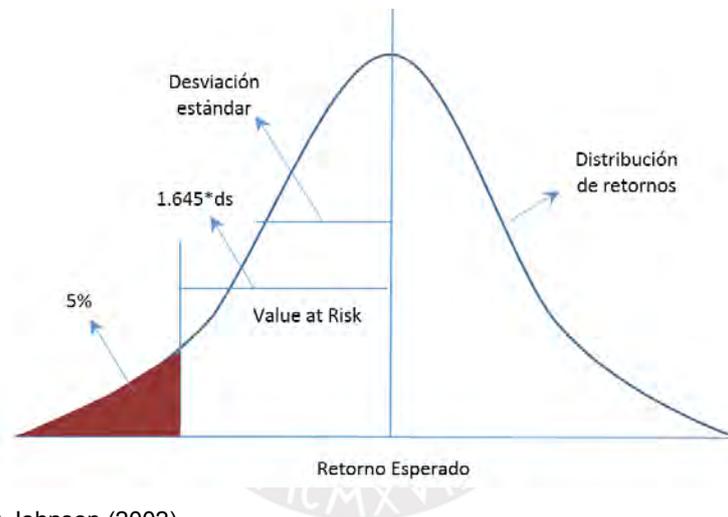
Analíticamente el VaR se determina por el límite superior de la integral de la función de retornos esperados $r(s)$:

$$\int_{-\infty}^{E[r]-VaR} r(s)ds = \alpha$$

Con fines prácticos, asumimos que el valor esperado de los retornos es cero, $E(r) = 0$, por lo que, la expresión anterior quedaría de la siguiente forma:

$$\int_{-\infty}^{-VaR} r(s)ds = \alpha$$

Ilustración 7. Representación gráfica del VaR Tradicional



Fuente: Johnson (2002).

Para el cálculo del VaR existen diferentes métodos o enfoques, los que pueden clasificarse dentro de los siguientes grupos, De Lara (2005):

- **Métodos Paramétricos:** Se caracteriza por asumir una distribución de probabilidad conocida para el rendimiento futuro de la cartera de inversión, como una distribución normal.
 - ✓ Método de Varianzas y Covarianzas.
- **Métodos no Paramétricos:** Son los que no realizan supuesto alguno sobre el tipo de distribución que siguen los retornos. Son conocidos como modelos generales porque pueden aplicarse a cualquier tipo de distribución, sea esta discreta, continua, de colas anchas o angostas.
 - ✓ Método de simulación histórica.
 - ✓ Método de simulación de Montecarlo.

El presente trabajo desarrolla la metodología paramétrica para la representación del VaR:

VaR Paramétrico – Método de Varianzas y Covarianzas

Este método supone que la distribución de los retornos futuros de la inversión que se plantea manejar se distribuye como una normal (y por ello simétrica) con medias y varianzas conocidas. Esto implica que con que sepamos el rendimiento medio esperado y su desviación típica de los retornos, podremos representar dicha distribución para calcular directamente el percentil del riesgo apropiado (ubicación de los peores 1% ó 5%) que sufrirían las inversiones. Esta técnica es la más popular y más frecuentemente utilizada por su sencillez y robustez en sus resultados.

Vilariño (2016) especifica que para el caso de un único activo, si suponemos que la rentabilidad del activo se distribuye según una variable aleatoria normal, y cuyo precio es P_0 y del que se tiene “N” unidades, entonces el valor de mercado de la cartera es:

$$V_0 = N \cdot P_0 \quad (1)$$

La variación del valor de la cartera entre la fecha t, y la fecha actual 0, está dada por:

$$V_t - V_0 = N(P_t - P_0) \quad (2)$$

Con fines analíticos, resulta mucho más útil trabajar con variaciones relativas que con variaciones absolutas. Reescribiendo, tenemos:

$$\frac{V_t - V_0}{V_0} = \frac{N(P_t - P_0)}{V_0} = \frac{N(P_t - P_0)}{NP_0} = \frac{(P_t - P_0)}{P_0} \quad (3)$$

Es decir, la variación relativa del valor de la cartera está dada por la variación del precio relativo de la acción. Ahora, introduciremos la hipótesis básica de esta aproximación: Los retornos del activo se distribuyen como una normal con media nula y varianza σ^2 :

$$\frac{(P_t - P_0)}{P_0} \sim N(0, \sigma^2)$$

Dado este supuesto, de la relación (3) se deduce que la variación relativa de la cartera tendrá también la misma distribución de probabilidad.

Ahora podemos obtener fácilmente el valor crítico de V_t para un determinado nivel de significancia (α), ya que, dividiendo por la desviación típica (σ) tenemos una distribución normal estándar:

$$\frac{\frac{V_t - V_0}{V_0}}{\sigma} = K(\alpha) \quad (4)$$

Sea: $Z^{-1}(\alpha) = K(\alpha)$ los valores críticos que corresponden a dicha normal estándar al nivel α elegido (Función inversa de la función de distribución de la normal)⁵. Los valores de $Z^{-1}(\alpha)$ para los niveles de confianza más habituales son:

De la relación (4) se deduce:

$$\frac{V_t - V_0}{V_0} = \sigma * K(\alpha) \quad (5)$$

$$V_t - V_0 = V_0 * K(\alpha) * \sigma \quad (6)$$

Y dado que el VaR es la variación del valor de la cartera, entonces se tiene:

$$VaR(\alpha) = V_t - V_0 = V_0 * K(\alpha) * \sigma$$

La volatilidad σ siempre es la volatilidad de la rentabilidad en el horizonte temporal h , y a menudo se expresa en función de la frecuencia de la rentabilidad calculada con datos diarios.

Por otro lado, si aplicamos la regla para agregar volatilidades:

$$\sigma = \sigma_1 \sqrt{h}, \quad \text{donde: } \sigma_1 = \text{Volatilidad diaria}$$

Tendremos finalmente que el VaR paramétrico del activo estará representado por la siguiente relación:

$$VaR(\alpha) = V_0 * K(\alpha) * \sigma_1 \sqrt{h} \quad (7)$$

El VaR aparece como una función sencilla de 4 variables: El valor actual de la cartera o importe en riesgo, la inversa de la función de distribución normal (factor que define el área de pérdida de los retornos para un nivel de confianza dado), la volatilidad de los retornos y el horizonte temporal elegido.

4.2.4.3 VaR de un Portafolio (VaR_p)

Dado un portafolio conformado por un conjunto de instrumentos financieros (acciones) será necesario cuantificar los 2 primeros momentos del portafolio: La rentabilidad del portafolio (R_p) y la varianza del portafolio (σ_p^2).

⁵ Los valores de $Z^{-1}(\alpha)$ para los niveles de significancia más habituales según las tablas de distribución normal estandarizada son:

Nivel de significancia (α):	10%	5%	1%
Factor de ajuste $K(\alpha)$:	1,282	1,645	2,325

El primer momento (R_p) comprende un input para estimar la volatilidad del portafolio (σ_p) y esta volatilidad del portafolio comprende, a su vez, un input para finalmente estimar el VaR del portafolio (VaR_p).

a) **Rentabilidad del portafolio:**

$$R_p = \sum_{i=1}^n \alpha_i * R_i \quad , \quad R_i = \frac{\Delta P_i}{P_{i0}}$$

Donde:

R_p : Rentabilidad del portafolio

α_i : Proporción del importe de cada activo respecto al valor de la cartera

R_i : Rentabilidad de cada acción

P_i : Precio de cada acción

b) **Riesgo del portafolio:**

La volatilidad de la cartera puede calcularse en función a las varianzas y covarianzas de las rentabilidades de las acciones de la cartera.

$$\sigma_p^2 = \alpha_1^2 \sigma_1^2 + \alpha_2^2 \sigma_2^2 + \dots + \alpha_n^2 \sigma_n^2 + 2\alpha_1 \alpha_2 \sigma_{12} + 2\alpha_1 \alpha_3 \sigma_{13} + \dots + 2\alpha_i \alpha_j \sigma_{ij}$$

Donde:

σ_p^2 : Varianza del portafolio

σ_i^2 : Varianza de las acciones

σ_{ij} : Covarianza de las acciones i, j

Matricialmente tendríamos de la siguiente manera:

$$\sigma_p^2 = W^T \Sigma W \tag{8}$$

$$\sigma_p^2 = [\alpha_1 \quad \alpha_2 \quad \dots \quad \alpha_n] \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \dots & \sigma_{ij} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{ji} & \dots & \alpha_n^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix}$$

Donde:

W: Vector columna de pesos de los activos en la cartera

Σ : Matriz de Varianzas y Covarianzas de la cartera

De la relación obtenida en (7), el cual era para un solo activo, ahora para el portafolio tendríamos:

$$VaR(\alpha)_p = V_p * K(\alpha) * \sigma_p \sqrt{h}$$

Finalmente, usando la relación (8), el VaR para la cartera de acciones estará dada por la siguiente relación:

$$VaR(\alpha)_p = V_P * K(\alpha) * \sqrt{W^T \Sigma W} \sqrt{h}$$

4.2.5 Riesgo de Liquidez

El riesgo de liquidez se genera por la incertidumbre en los costos de liquidación que puedan generar las carteras o activos para los gestores al momento de la negociación de los activos. Baker & Filbeck (1996) define como liquidez de un activo a la rapidez con que se puede vender el activo en el mercado sin tener que sacrificar su precio. Para Dowd (2005) la liquidez hace referencia a la capacidad que tiene un inversionista para liquidar una posición al costo más bajo (o sin costo alguno) y sin riesgo.

En este sentido, el riesgo de liquidez de los activos aparece cuando el precio del mercado o Mid-price varía no sólo por factores del riesgo de mercado puro, sino que también por el riesgo de liquidez; es decir, que los precios de transacción pueden diferir del Mid-price al momento de la liquidación de una posición, por lo que, esa variación debería ser contemplada en la medición del riesgo total de la cartera.

Bangia et al. (1998) señala que los precios de liquidación o transacción difieren de los precios del mercado debido a 2 fuentes de iliquidez que se presentan en los mercados:

4.2.5.1 Iliquidez Endógena

La iliquidez endógena se presenta principalmente por influencia de las acciones de algún participante con grandes posiciones en el mercado. Bangia et al. (1998) señala que en el mercado existen participantes relativamente pequeños respecto al tamaño total del mercado que se ven afectados por las acciones de algún participante grande del mercado al liquidar grandes posiciones y generar variaciones en los Spread (costos de liquidez). Mientras más grande es el tamaño de la posición, más grande será el grado de iliquidez endógena.⁶

4.2.5.2 Iliquidez Exógena

Este tipo de iliquidez está asociado a las características propias del mercado por lo que es común a todos los participantes del mercado y es independiente a los volúmenes transados de cualquier participante (aunque pueden ser afectados por la acción conjunta de todos o la mayoría de los participantes). Esta iliquidez está dada por el Spread bid-ask observado en el mercado⁷, la misma que resulta de la diferencia entre los precios de la mejor propuesta de compra (bid) y la mejor

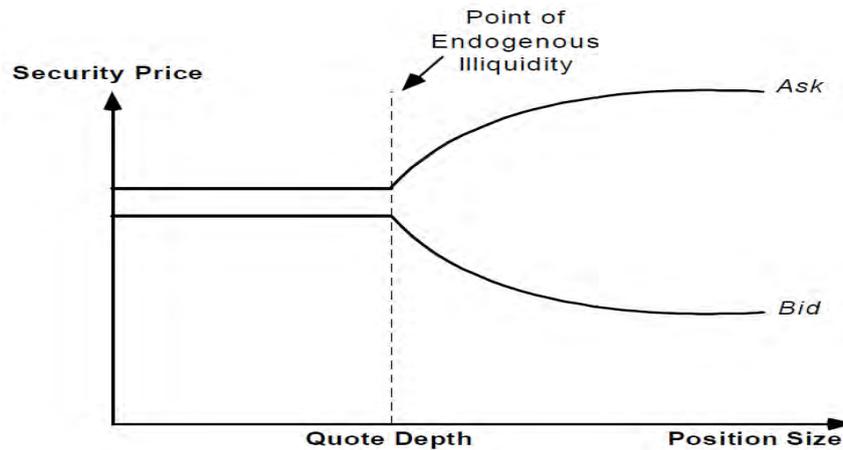
⁶ No es posible ser aplicado empíricamente debido a la falta de información histórica intradiaria de solicitudes de órdenes de compra/venta de acciones (propuestas en montos y precios) recibidos por los agentes de bolsa.

⁷ Por lo que está fuera del control de los inversionistas o traders, dado que alguna de las partes tiene que asumir el Spread para que se llegue a una transacción.

propuesta de venta (ask). La iliquidez del activo será mayor en cuanto más alto sea el Spread, generando un **Costo de Liquidez Exógena (CLE)** alta e imposibilitando la transacción normal de estos activos entre los participantes del mercado.

La siguiente ilustración describe la idea de la liquidez exógena y endógena, donde el punto de iliquidez endógena señala el inicio del efecto del tamaño de la posición sobre los precios de liquidación (precios bid y ask) o Spread.

Ilustración 8.- Efecto del tamaño de la posición sobre el valor de liquidación



Fuente: Bangia et al. (1998).

4.2.6 Riskmetrics

Metodología de Promedios Móviles Exponencialmente Ponderados (EWMA) popularizado por JP Morgan (1996) bajo el nombre de Riskmetrics para modelar la asimetría de la volatilidad de los rendimientos de activos financieros. Este modelo presenta las características del modelo GARCH integrado o IGARCH(1,1) al recoger el comportamiento de que un shock en la varianza condicional, del retorno de un activo, es persistente en el tiempo.

4.2.7 Backtesting

Procedimiento técnico referido a la evaluación de la precisión y validación de un modelo ideado para hacer estimaciones de una determinada variable, a través de la comparación de las estimaciones hechas por el modelo respecto de los valores reales observados en periodos anteriores.

4.3 Planteamiento de Hipótesis

4.3.1 Hipótesis Principal

- El Spread bid-ask genera costos de liquidez exógena (CLE) que ocasionan subestimación de la medida de riesgo de mercado en carteras de inversión con activos de alto grado de iliquidez.

4.3.2 Hipótesis Secundarias

- Las variables bursátiles: volumen, precio y formadores de mercado influyen negativamente a los Spreads; y la volatilidad de los retornos positivamente.
- El número de excesos de las pérdidas esperadas por el L-VaR es menor al número de excesos estimados por la metodología VaR.

5 MARCO METODOLÓGICO

5.1 Modelos de Rezagos Distribuidos Autoregresivos (ARDL)

Los modelos ARDL desarrollados por Pesaran et al. (2001) constituyen una herramienta muy interesante para testear la existencia de cointegración entre variables financieras y estimar relaciones dinámicas de corto y largo plazo entre ellas, aun cuando el vector de variables en cuestión incluyan una combinación de series con órdenes de integración diferentes (series estacionarias I(0) y no estacionarias I(1)).⁸

El modelo es “autoregresivo” en el sentido que la variable endógena y_t es explicada, en parte, por los rezagos de sí misma; y es de “rezagos distribuidos” porque tiene un componente de rezagos sucesivos en las k variables explicativas $x_{j,t}$ para $j: 1, \dots, k$.

A continuación, se presenta la forma general del Modelo $ARDL(p, q_1, \dots, q_k)$:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{1,i} x_{1,t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2,i} x_{2,t-i} + \dots + \sum_{i=0}^q \beta_{k,i} x_{k,t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde ε_t es el término de perturbación aleatoria que se asume sigue un proceso independiente e idénticamente distribuidos (iid). Algunas de las variables explicativas x_j pueden no tener el término de rezago en el modelo ($q=0$), estas variables son denominadas como variables estáticas, mientras que las variables con al menos un rezago son denominadas como variables o regresores dinámicos. Los órdenes p y q son los números de rezagos de la variable dependiente e independiente, respectivamente. Los valores óptimos de los rezagos pueden ser determinados a través de los criterios de información tales como Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quinn (HQC) quienes sugieren un apropiado número de lags que eliminen la autocorrelación en los residuos. Dado el supuesto de ruido blanco de las perturbaciones, los modelos ARDL pueden ser fácilmente estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y obtenerse coeficientes consistentes, ahora, cuando las variables cointegran, esta consistencia es aún más respaldada. La condición de estabilidad del modelo que garantiza que los efectos dinámicos de los regresores sean estables

⁸ En este sentido, El modelo ARDL es una herramienta alternativa a los modelos de cointegración Engle & Granger (1987), Johansen (1991) y Fully Modified OLS o Dynamic OLS, dado que estos últimos requieren necesariamente para su uso que todas las variables sean del mismo orden de integración I(1).

depende de las raíces características del polinomio de rezagos $\varphi(L)$ asociado a la variable dependiente, estas deben caer fuera del círculo unitario. Esta condición es similar a las condiciones de los procesos AR(p).

Pesaran et al. (2001) señala 2 pasos generales para implementar el modelo ARDL. Primero, identificar la existencia de la relación de cointegración entre las variables del sistema, y segundo, estimar los coeficientes de las relaciones dinámicas de corto y largo plazo del modelo.

Test de cointegración del modelo ARDL (Bounds Test)

Pesaran et al. (2001) describen un procedimiento para testear si el modelo ARDL contiene una relación de largo plazo entre la variable dependiente y los regresores. Este procedimiento es aplicado a través de las pruebas de límites (*Bounds Test*).

La prueba de cointegración se realiza sobre los resultados de una regresión auxiliar del modelo ARDL modificado. Este modelo se obtiene transformando la ecuación (1) en diferencias y luego reordenando las variables:

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{j,i} \Delta x_{j,t-i} + \delta_0 y_{t-1} + \delta_1 x_{1,t-1} + \dots + \delta_k x_{k,t-1} + v_t \quad (2)$$

Finalmente, el test para la existencia de cointegración consiste simplemente en testear la hipótesis nula en la que todos los coeficientes dinámicos son iguales a cero, es decir $H_0: \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_k = 0$ (no cointegración de largo plazo entre la variable endógena y los regresores).

El test estadístico F tiene diferente distribución bajo la H_0 (de relaciones sin nivel), al depender de si los regresores son todas variables $I(0)$ o $I(1)$, además, en ambos casos la distribución es no estándar, por lo que, Pesaran et al. (2001) provee nuevos valores críticos del estadístico F para los casos donde todas las variables son $I(0)$ y casos donde todas son $I(1)$ ⁹, y sugieren usar estos valores críticos como límites para los demás casos donde los regresores son mixtos: $I(0)$ y $I(1)$.

Criterio de decisión: Pesaran et al. (2001) asume que el límite inferior del valor crítico está dado por $I(0)$, y el límite superior del valor crítico está dado por $I(1)$.

- Si el estadístico de F calculado cae debajo del límite inferior del valor crítico, entonces no se rechaza H_0 , y se concluye que no existe relación de cointegración.
- Si contrariamente, el estadístico F supera el límite superior del valor crítico, entonces se rechaza H_0 , y se concluye la existencia de la relación de cointegración.
- Si el estadístico F cae entre el límite inferior y superior de los valores críticos, entonces el resultado del test es indeterminado.

⁹ Estos valores críticos, difieren de la tabla F estándar.

5.1.1 Modelo de Corrección de Errores (MCE)

Una vez identificado la relación de cointegración entre las variables de análisis, la relación dinámica de corto y largo plazo podrá ser estimada fácilmente a través del Modelo de Corrección de Errores (MCE) que se obtiene del modelo ARDL. La idea aquí es llevar el modelo ARDL original a la forma típica del MCE del modelo VAR donde podamos estimar el coeficiente de la velocidad de ajuste de las variables ante ciertos desvíos presentados en el corto plazo respecto de sus niveles de equilibrio de largo plazo.

De la expresión (2), reordenando los términos, obtendremos la relación del Modelo de Corrección de Error del modelo ARDL:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{j,i} \Delta x_{j,t-i} - \varphi EC_{t-1} + v_t \quad (3)$$

Donde: $EC_{t-1} = (\hat{y}_{t-1} - \hat{\theta}_0 - \hat{\theta}_1 x_{1,t-1} - \dots - \hat{\theta}_k x_{k,t-1})$ es el residuo de la relación de equilibrio de largo plazo, dado por $y_t = \theta_0 + \theta_1 x_{1,t} + \dots + \theta_k x_{k,t}$, y los $\hat{\theta}_k$ son los coeficientes estimados de dicha relación. El coeficiente φ representa el coeficiente de ajuste en el corto plazo entre la variable endógena y sus regresores debido a las desviaciones en sus niveles de equilibrio de largo plazo. Se espera que el signo de φ sea negativo si los desvíos que presentan las variables, respecto a sus niveles de equilibrios, son corregidas. Además, si el parámetro de ajuste =1, entonces el 100% del ajuste tiene lugar dentro del periodo de ocurrido el choque o el ajuste es instantáneo y completo.

En general, podemos seguir los siguientes pasos para llevar a cabo la estimación del modelo ARDL con las variables de interés:

- Realizar el test de raíz unitaria de las series bajo análisis para asegurarnos que ninguna de las variables sean I(2), ya que la serie invalidará la metodología.
- Formular el modelo ARDL, y determinar la estructura apropiada de la longitud de los rezagos de las variables del modelo.
- Asegurar que los errores sean serialmente independientes.
- Realizar las pruebas de estabilidad dinámica del modelo.
- Realizar el test de cointegración (Pruebas de límite) para ver si hay evidencia de una relación de largo plazo entre las variables de interés.
- Si se confirma la cointegración en el paso anterior, formular y estimar el modelo de Corrección de Errores (MCE) para encontrar los efectos dinámicos de corto plazo y la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables.

5.2 Value at Risk ajustado por Liquidez (L-VaR)

De acuerdo con lo mencionado por Johnson (2002), el cálculo tradicional del VaR asume que los Spreads bid-ask son estables en el tiempo, de modo que, se puede realizar los cálculos indistintamente con los precios de cierre, o precios medios de compra/venta de los activos (Mid-price). Sin embargo, existen investigaciones que demuestran que los Spreads efectivos no son estables en el tiempo, y menos para activos que enfrentan una liquidez limitada (mercados emergentes). En este sentido, esta sección presenta la metodología de valoración de riesgo (VaR) propuesta por Bangia et al. (1998), el cual internaliza el componente del riesgo por liquidez exógena manifestada a través de las altas fluctuaciones de los Spreads bid-ask de las acciones.

Bangia et al. (1998) incorporan el riesgo de liquidez a través de las variaciones en precios, para lo cual, definen P_t como el Mid-price de un activo en el momento t y $r_t = Ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ el retorno logarítmico del precio.

Tomando como horizonte 1 día, se asume que los retornos son normales y que el peor precio que puede tomar el activo con un nivel de confianza de un 99% es:

$$P_{(1-\alpha)} = P_t * e^{[E(r_t) - 2.33 * \sigma_t]} \quad (1)$$

Donde: $E(r_t)$ y σ_t vienen a ser los dos primeros momentos estadísticos de la distribución de retornos de un activo, y el componente $2.33 * \sigma_t$ se deriva de la hipótesis de normalidad. Sin pérdida de generalidad, se asume que el valor esperado de los retornos diarios, $E(r_t)$, es cero. En consecuencia, el VaR paramétrico estándar (en adelante P-VaR) será:

$$P - VaR = P_t [1 - e^{[-2.33 * \sigma_t]}] \quad (2)$$

Con fines de simplificación, se procede a asumir normalidad en la distribución, pero, como se verá más adelante, el método no dependerá de manera crucial del supuesto de la normalidad.

Ajuste por riesgo por liquidez.- Hasta este punto, el VaR sólo ha incorporado la volatilidad de la rentabilidad del precio, sin embargo, lo que buscamos contemplar es la captura de otros eventos inusuales. Con este fin, se define el costo de la liquidez exógena (CLE)¹⁰ de la siguiente manera:

$$CLE = \frac{1}{2} [P_t (\bar{S}_r + a * \tilde{\sigma}_s)] \quad (3)$$

¹⁰ Bangia et al. (1998) usan la notación "COL" para referirse al Costo de Liquidez Exógena. Con fines prácticos, en el presente trabajo se le considera como "CLE".

Donde, P_t es el precio medio del activo en el periodo t , \bar{S}_r es el promedio muestral del Spread relativo, a es el factor de escala que permite lograr una cobertura del 99% de probabilidad, y $\tilde{\sigma}_s$ es la desviación estándar del Spread relativo en el periodo t .

La ecuación del Coeficiente de Ajuste por Liquidez (CLE) nos muestra que mientras mayor sea el valor del coeficiente de ajuste “a”, mayor será el grado de alejamiento de los Spreads respecto a una distribución normal, por lo que, mayor será la exposición al riesgo de liquidez de los activos. Asimismo, las altas fluctuaciones de los precios bid-ask, manifestados por diferenciales más amplios en los Spreads, implicarían también un mayor riesgo de liquidez.

Los autores, conscientes de la distribución no normal que presentan los Spreads en mercados emergentes, decidieron usar métodos alternativos a los gaussianos para aproximar el valor del factor de escala “a”. En este sentido, encuentran que el rango del factor de escala “a” está entre 2,0 y 4,5 conforme a sus análisis empíricos realizados.

Por otro lado, el CLE tiene como componente al promedio muestral del Spread relativo (\bar{S}_r) el cual proviene del Spread relativo $S_{r,t}$, generada de la siguiente expresión:

$$S_{r,t} = \frac{(Ask_t - Bid_t)}{\left[\frac{(Ask_t + Bid_t)}{2} \right]}$$

Donde, Ask_t es el mínimo precio de venta del instrumento, y Bid_t es el máximo precio de compra del instrumento. De esta forma se tiene que el Spread relativo ($S_{r,t}$) es el diferencial entre el precio de compra y venta, pero calculado como una proporción del valor promedio transado (Mid-Price).

En la práctica es muy común categorizar el grado de liquidez de un instrumento por el Spread existente entre los precios de compra y venta debido a factores o características propias al mercado. En la medida que el Spread sea bajo estaremos frente a un activo de alto grado de liquidez.

Por lo anterior, se define nuevamente el peor precio que puede tomar el activo con un nivel de confianza del 99% (P'), considerando, esta vez, además de las fluctuaciones por el riesgo de mercado (1), las fluctuaciones en los precios de transacción debido a incertidumbres en los factores de liquidez (CLE) (3):

$$P' = P_t * e^{[-2.33*\sigma_t]} - \frac{1}{2} [P_t(\bar{S}_r + a * \tilde{\sigma}_s)] \quad (4)$$

Finalmente, tendríamos el VaR paramétrico del activo ajustado por riesgo de liquidez ($Ladj - VaR$) que incorpora ambos percentiles de 99%:

$$Ladj - VaR = P_t * [1 - e^{[-2.33*\sigma_t]}] + \frac{1}{2} [P_t((\bar{S}_r + a * \tilde{\sigma}_s))] \quad (5)$$

Ajuste por colas anchas.- Adicionalmente, es probable observar que la distribución de los retornos de los activos presenten desviaciones significativas de normalidad; frente a ello, señalan que el uso de la desviación estándar puede subestimar el riesgo, por lo que, proponen usar un factor de corrección (θ) para mitigar el problema de no normalidad:

$$P - VaR = P_t * [1 - e^{-2.33*\theta*\sigma_t}]$$

Este factor de corrección (θ), a su vez, está dada por la siguiente relación: $\theta = 1 + \phi * Ln\left(\frac{K}{3}\right)$. En la cual, “k” viene a ser la curtosis de los retornos, el cual busca capturar el efecto de las distribuciones con Leptocurtosis o colas anchas de los retornos; mientras que “ ϕ ” es una constante cuyo valor depende de la probabilidad de la cola (1%, 2.5%, etc.), el cual ayuda a ponderar los niveles de confianza con las que se trabaja. Para VaR con colas de 1% de probabilidad, el valor de ϕ es 0.4 según el estudio empírico realizado por Bangia et al. (1998).

Cuando estemos frente de una distribución normal, el factor de corrección será $\theta = 1$, y cuando las distribuciones presentan Leptocurtosis o colas anchas, este factor de corrección será mayor que 1 ($\theta > 1$). En este sentido, todas las desviaciones de las distribuciones de retornos serán recogidas por los niveles de curtosis, y se manifestarán con un mayor factor de corrección (θ).

Finalmente, el L-VaR propuesto por Bangia et al. (1998), considerando esta corrección en la distribución de los retornos quedaría de la siguiente manera:

$$Ladj - VaR = P_t * [1 - e^{-2.33*\theta*\sigma_t}] + \frac{1}{2} [P_t(\bar{S}_r + a * \tilde{\sigma}_s)] \quad (6)$$

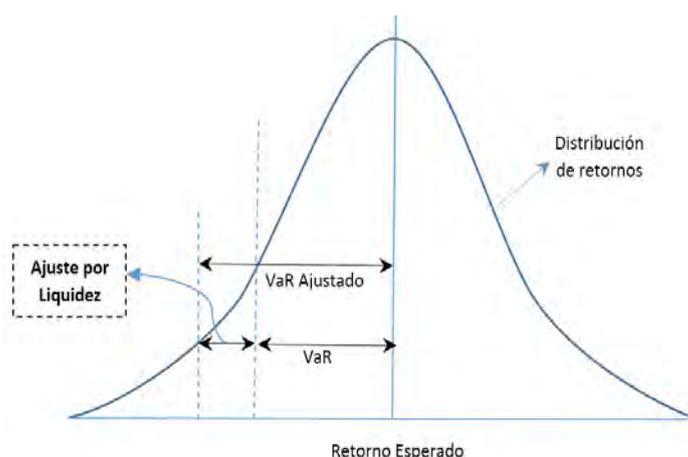
Con fines de aplicar la expresión (6), usaremos el VaR paramétrico habitual en la parte del riesgo de mercado puro, y re-expresaremos la parte de la volatilidad de los retornos como para toda una cartera de acciones; en este sentido, la ecuación (6) quedaría de la siguiente manera¹¹:

$$Ladj - VaR = P_t * Z_\alpha * \theta * \sqrt{w' \Sigma w} * \sqrt{h} + \frac{1}{2} [P_t(\bar{S}_r + a * \tilde{\sigma}_s)] \quad (7)$$

Johnson (2002) muestra gráficamente como están relacionados la medida de riesgo de mercado VaR tradicional (asumiendo normalidad en los Spreads bid-ask) y el VaR ajustado por Liquidez (considerando las fluctuaciones en los Spreads bid-ask). Ver la siguiente ilustración.

¹¹ “W” indica los pesos relativos de cada acción en la cartera, “h” indica el horizonte del VaR y “Z α ” el valor crítico dado. Todo ello guarda relación con lo mencionado en la unidad 4.2.4.2 y 4.2.4.3

Ilustración 9. VaR Tradicional y VaR Ajustado por Liquidez



Fuente: Johnson (2002).

5.2.1 Modelo VaR vs Modelo L-VaR

A continuación se presenta una tabla que resume las diferencias de los 2 modelos presentados para la estimación del riesgo de mercado relativo (%) al cual están expuestas las carteras de acciones.

Tabla 2. Diferencias de los Modelos VaR y L-VaR

	VaR	L-VaR
	$P_t * Z_a * \sqrt{W' \Sigma W} * \sqrt{h}$	$P_t * Z_a * \theta * \sqrt{W' \Sigma W} * \sqrt{h} + \frac{1}{2} [P_t (\bar{S} + a * \sqrt{W' \Sigma_s W})]$ <div style="display: flex; justify-content: space-around; margin-top: 10px;"> <div style="text-align: center;"> <p>Componente de Mercado (VaR)</p> </div> <div style="text-align: center;"> <p>Componente de Liquidez (CLE)</p> </div> </div>
Ventajas	<ul style="list-style-type: none"> * Sencillez para la estimación de la pérdida esperada de portafolios. * Concepto intuitivo y facilidad de interpretación de los resultados. 	<ul style="list-style-type: none"> * Captura el efecto de las volatilidades de los Spreads bid-ask de las acciones en la medición del L-VaR. * Captura las colas anchas de las distribuciones no normales de los retornos de las acciones. * Permite descomponer el riesgo total de una cartera en 2: (i) Costo por riesgo de mercado puro, y (ii) Costo por riesgo de liquidez.
Desventajas	<ul style="list-style-type: none"> * Asume que las volatilidades de los Spreads son constantes en el tiempo. * Asume distribución conjunta normal de los retornos de las carteras. * Tendencia al sesgo de la estimación del riesgo de mercado de carteras de acciones. * Ignora el efecto del riesgo de liquidez presente sobre todo en acciones de economías emergentes. 	<ul style="list-style-type: none"> * Dificultades en la obtención de los niveles Spreads bid-ask de las acciones muy ilíquidas. * Necesidad de estimación de algunos parámetros nuevos.

Fuente: Elaboración Propia.

La tabla N° 2 muestra de manera resumida que la principal diferencia entre los modelos VaR y L-VaR son, precisamente, los 2 ajustes realizados al VaR convencional:

- El ajuste por colas anchas de los retornos de las acciones debido a la no normalidad de los retornos, el cual es capturado por el factor de corrección θ que está en función al nivel de curtosis de los retornos ($\theta > 1$ en distribuciones leptocúrticas).
- El ajuste por la incertidumbre al riesgo de liquidez exógena de las acciones (CLE), el cual es capturado por el nivel de fluctuación de los Spreads.

En este sentido, la metodología L-VaR presentará ciertas ventajas respecto al modelo VaR convencional, sobre todo cuando el retorno de las acciones se aleje significativamente de la distribución normal y cuando registren altas volatilidades de los Spreads, dos características usuales en mercados bursátiles emergentes como el peruano y chileno.

5.3 Volatilidad Riskmetrics

La metodología Riskmetrics, para la predicción de la volatilidad, usa el modelo de Promedio Móvil Exponencialmente Ponderado (EWMA), por sus siglas en inglés, para su obtención de las volatilidades, covarianzas y correlaciones. En este sentido, Vilariño (2016) señala: que “EWMA es una media móvil ponderada con pesos que son potencias decrecientes de un factor constante, que asigna más peso a las observaciones más recientes” (p. 66).

La metodología¹² define la varianza condicional para $t+1$, dado el conjunto informacional hasta t ($\sigma_{t+1/t}^2$) mediante la siguiente relación:

$$\sigma_{t+1/t}^2 = \lambda \sigma_{t/t-1}^2 + (1 - \lambda)R_t^2$$

Donde $\sigma_{t/t-1}^2$ es la predicción de la volatilidad para t , dado el conjunto informacional a $t-1$, y R_t^2 es el retorno al cuadrado, y λ es el parámetro de suavizamiento. En este sentido, la predicción de la volatilidad condicional en $t+1$ es un promedio ponderado de la volatilidad predicha en t y la volatilidad real en t (dado por el R_t^2 el cual actúa como una proxy de la volatilidad real del periodo t). Mediante la sustitución hacia atrás del modelo podemos llegar a la siguiente expresión:

$$\sigma_{t+1/t}^2 = (1 - \lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i R_{t-1}^2$$

Donde la predicción de la volatilidad es una función de los cuadrados de las rentabilidades históricas ponderadas exponencialmente por un factor variable que decrece con la antigüedad de la

¹² La metodología Riskmetrics asume que la media de los retornos está alrededor de cero para un horizonte de tiempo de corto plazo, por lo que, para efectos de la varianza se considera despreciable.

observación. Aunque en principio, el parámetro de suavizamiento λ puede ser estimado por algún método de optimización, el enfoque Riskmetrics fija este valor en $\lambda = 0.94$ para predicciones diarias.

El modelo Riskmetrics puede ser visto como un caso especial de los modelos GARCH, específicamente es un IGARCH(1,1), donde la ecuación de la media está dada por:

$$R_t = \varepsilon_t = \sigma_t Z_t, \text{ con } Z_t \sim iid N(0,1)$$

Y la ecuación de la varianza condicional está dada por:

$$\sigma_{t+1}^2 = \gamma + \alpha \sigma_t^2 + \beta R_t^2$$

Donde $\alpha = \lambda$, $\beta = 1 - \lambda$ (note que $\alpha + \beta = 1$) y $\gamma = 0$. Para que la varianza de largo plazo o no condicional (σ) exista es importante que $\alpha + \beta < 1$, en tal caso $\sigma = \frac{\gamma}{1 - \alpha - \beta}$. En este sentido, considerando que $\alpha + \beta = 1$, el modelo Riskmetrics ignora el hecho de que la varianza de largo plazo tiende a ser relativamente estable a través del tiempo.

Para la estimación de las covarianzas y los coeficientes de correlación de los retornos se sugiere realizar el mismo procedimiento desarrollado anteriormente. De esta forma, la expresión de la covarianza condicional a la información en t , entre las rentabilidades de 2 activos en el horizonte de una unidad resulta en la siguiente expresión:

$$\sigma_{12,t+1/t} = \lambda \sigma_{12,t/t-1} + (1 - \lambda) R_{1,t} R_{2,t}$$

6 DATOS

6.1 Origen de los datos

La evaluación de los determinantes de los Spread bid-Ask del mercado bursátil peruano, el cual comprende la primera parte del presente trabajo, usa los datos históricos de las acciones transadas en la Bolsa de Valores de Lima (BVL); estos datos corresponden a los precios bid de las acciones (órdenes de compra), los precios ask de las acciones (órdenes de venta), Spread bid-ask de las acciones, volumen de las transacciones y los precios de cierre de las acciones; todos ellos provenientes de la plataforma Bloomberg para una frecuencia diaria y un rango comprendido entre los años 2005.01 y 2017.12. La evaluación se realiza a las acciones más líquidas y menos líquidas del S&P/BVL Perú General Index del 2015, para lo cual, se ordenaron al conjunto de acciones en dos carteras de acciones (Cartera líquida (C1) y Cartera ilíquida (C2))¹³, ambas carteras se

¹³ Conforman la Cartera líquida (C1): Volcab, Alicor, BBVA, Lusur y GyM; mientras que la Cartera ilíquida (C2): Milpo, Aceros Arequipa, Scotia, Telefónica y Casa Grande. El criterio para conformar la cartera líquida se basó en que las acciones presenten un número mayor a 2,000 operaciones por día y una frecuencia de negociación superior al 90% durante el año 2015; mientras que para la cartera ilíquida se basó en que las acciones presenten niveles por debajo de estos umbrales considerados. La data se obtuvo del informe bursátil anual 2015 de la BVL-Estadísticas de renta variable.

construyeron, de tal forma que las acciones representen a cada uno de los 5 sectores de la actividad económica, según la clasificación de sectores dada por la BVL.

Con la finalidad de aplicar las metodologías establecidas en la sección del marco metodológico, se realizó la homogenización de la frecuencia de datos de todas las variables provenientes de la fuente inicial (plataforma Bloomberg), ello implicó la eliminación de los datos que no se contaba con la cotización de la variable en el sistema. Luego se procedió a realizar algunas transformaciones lineales entre las variables para obtener el Mid-price, Spread absoluto, Spread relativo, retorno y volatilidad de las variables, y finalmente sus formas logarítmicas.

Para la segunda parte de la investigación, evaluación del efecto de los Spreads sobre la medición del riesgo de mercado, se aplicó la metodología de Bangia et al. (1998) a carteras administradas por el Sistema Privado de Pensiones (SPP) al mes de diciembre del 2015. Concretamente, pertenecen al fondo de pensiones tipo 3 de las AFP's peruanas y al fondo de pensiones tipo A de las AFP's chilenas, ambos fondos son similares por presentar mayor composición de instrumentos de renta variable (acciones) que los fondos alternativos. La información referente a los valores que componen estos fondos de pensiones fueron obtenidas de la página web de las entidades supervisoras correspondientes (Superintendencia de Banca y Seguros (SBS-Perú) y Superintendencia de Pensiones (SP-Chile)). En este sentido, las series históricas de las variables bursátiles asociadas al modelo (precios bid, precios ask, spreads de las acciones y volumen), fueron extraídas de la plataforma Bloomberg para una frecuencia diaria entre los años 2010.01 y 2015.12. Se considera con fines de comparación a los fondos chilenos porque son los que presentan mayor disponibilidad de información que los otros países vecinos.

6.2 Descripción de los datos

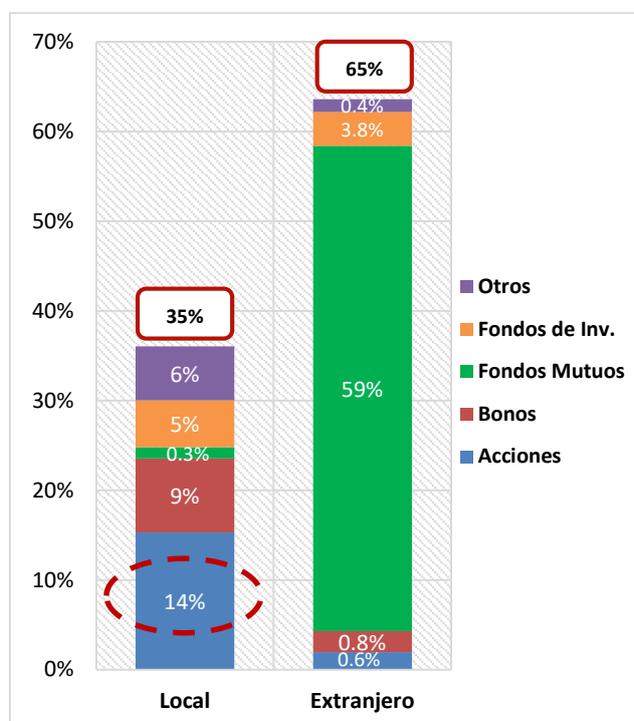
La data histórica de los Spreads bid-ask obtenidos del mercado bursátil peruano para analizar los determinantes del Spread (2005-2016) se caracterizaron por presentar patrones de clustering, o concentración de volatilidades tanto en los valores más líquidos como en los valores menos líquidos, es decir, que los periodos de alta (baja) volatilidad fueron seguidos por otros periodos de alta (baja) volatilidad, y estos patrones fueron más evidentes en los periodos caracterizados por los mayores acontecimientos inciertos ocurridos en el ámbito internacional con la crisis financiera del 2008 (Spread relativo máximo alcanzado en acciones líquidas: 10%, y en acciones menos líquidas: 15%), la crisis de deuda de países europeos y la situación de deterioro económico presentado por EEUU y China (Spread relativo máximo alcanzado en acciones líquidas: 10%, y en acciones menos líquidas: 12%); y en al ámbito local con los 2 últimos procesos electorales y con la revisión de la clasificación de la bolsa peruana como mercado emergente por el MSCI (Spread relativo máximo alcanzado en acciones líquidas y menos líquidas alrededor del 8%). En esta línea, la evolución del Spread durante estos años guardó relación con los principales indicadores bursátiles de la bolsa

(S&P/BVL Perú Gen y el MSCI Perú All Index), reflejando así una correspondencia negativa con los volúmenes de negociación y precios; y directa con la evolución de las volatilidades de los retornos. En este sentido, el grupo de acciones más líquidas (C1), conformadas para el presente análisis, presentó una capitalización promedio histórico que ascendió a 8,324 MM S/., un promedio de volumen de negociación de 1,170 mil acciones por día y un nivel máximo de Spread que alcanzó 10.7% del precio de la acción; mientras que el grupo de acciones menos líquidas (C2) presentó una capitalización promedio histórico que ascendió a 7,581 MM S/., un promedio de volumen de negociación de 218 mil acciones por día y un nivel máximo de Spread que superó el 15.2% del precio de la acción, (Ver tabla N° 15 de anexos). En el apartado de los anexos se presentan los estadísticos descriptivos de las acciones consideradas según carteras y empresas evaluadas: Tablas N° 15 y N° 16, respectivamente.

Por otro lado, en cuanto a la base de datos usados para la evaluación de los efectos del Spread de las acciones sobre el VaR, se tiene que la cartera administrada por el fondo de pensiones tipo 3 del SPP peruano a diciembre del 2015 ascendió al monto de 6,272 MM US\$, el cual representó 17% del total del sistema administrado. El panel A de la tabla N° 3 muestra que el 35% de las inversiones del Fondo tipo 3 estuvo concentrado en activos locales, mientras que el 65% en activos extranjeros. Esta segunda parte del trabajo se enfoca específicamente en el análisis de las inversiones locales, concretamente en instrumentos de renta variable locales (14%, equivalente a 895.7% MM US\$), en este sentido, el panel B de la tabla N°3 muestra la distribución sectorial de estas inversiones:

Tabla 3.- Fondo de Pensiones tipo 3 peruano según destino, e inversión del fondo tipo 3 en acciones locales (A diciembre del 2015)

A) Fondo Total tipo 3 peruano, según destino (%)



B) Inversión del Fondo tipo 3 exclusivamente en acciones locales, según sector

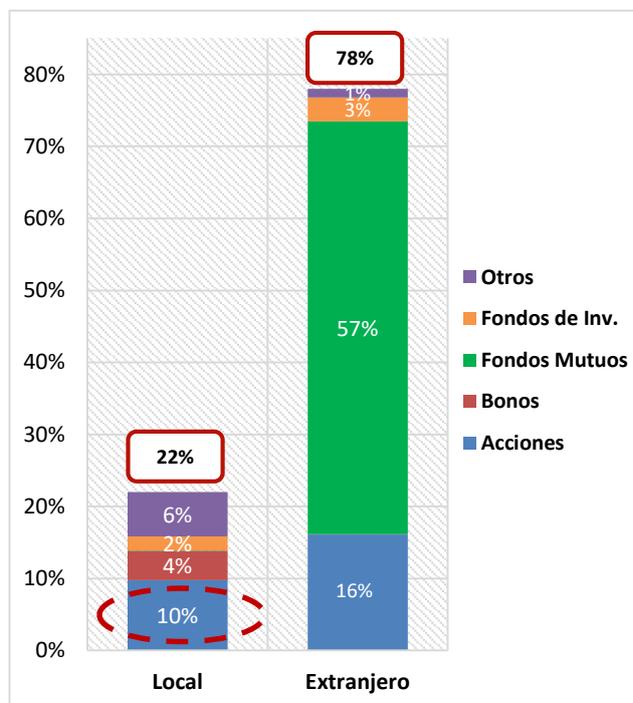
Sector	Fondo 3 Inv. Local (MM US\$)	Diciembre 2015
Eléctrico	258.3	28,8%
Construcción	69.4	7,8%
Servicios	147.1	16,4%
Industrial	335.0	37,4%
Minería	85.9	9,6%
TOTAL	895.7	100%

Fuente: SBS – Perú - Elaboración propia.

Asimismo, la cartera administrada por el fondo de pensiones tipo A del SPP chileno a diciembre del 2015 ascendió al monto de 25,634 MM US\$, el cual representó 17% del total del sistema administrado. El panel A de la tabla N° 4 muestra que el 22% de las inversiones del Fondo tipo A estuvo concentrado en activos locales, mientras que el 78% en activos extranjeros. De la misma forma que en el caso anterior, el presente trabajo se enfoca específicamente en el análisis de las inversiones locales, concretamente en instrumentos de renta variable locales (10%, equivalente a 2,503% MM US\$), en este sentido, el panel B de la tabla N° 4 muestra la distribución sectorial de estas inversiones.

Tabla 4.- Fondo de Pensiones tipo A chileno según destino, e inversión del fondo tipo A en acciones locales (A diciembre del 2015)

A) Fondo Total tipo A chileno, según destino (%)



B) Inversión del Fondo tipo A exclusivamente en acciones locales, según sector

Sector	Fondo A Inv. Local (MM US\$)	Diciembre 2015
Eléctrico	1,108	44%
Telecomunicaciones	76	3%
Servicios	981	39%
Industrial	69	3%
Recursos Naturales	269	11%
TOTAL	2,503	100%

Fuente: Superintendencia de Pensiones (SP) – Chile - Elaboración propia.

La cartera de inversiones del Fondo tipo 3 peruano al 31 de diciembre del 2015, específicamente las de Inversiones locales, comprenden en total en 21 acciones, de los cuales 5 acciones no contaban con suficiente información de precios para el rango de análisis considerado, por lo que, la data histórica considerada para la evaluación comprende a 16 acciones. De la misma forma, la cartera de inversiones del Fondo A chileno se encontraba invertida en 64 empresas, de las cuales 15 no contaban con suficiente información, por lo que, se consideraron 49 acciones. En este sentido, la muestra abarca cerca del 80% de las acciones de las carteras de los fondos administrados. En el apartado de los anexos se presentan estadísticos descriptivos de algunas de las acciones de ambas carteras, ver tabla N° 17.

6.3 Procedimiento empírico

El análisis empírico de la investigación inicia con la evaluación de las relaciones dinámicas entre los Spreads bid-ask y sus determinantes bursátiles para el mercado peruano, para lo cual se usan los datos del Spread relativo Bid-Ask, volatilidad de los retornos, volumen promedio diario de las transacciones y precio de cierre de las acciones que forman parte del índice S&P/BVL Perú General

(5 acciones más líquidas y las 5 acciones menos líquidas). La evaluación consiste, primero, en un diagnóstico econométrico de las series temporales para identificar las órdenes de integración de las series y garantizar el cumplimiento de las exigencias del modelo seleccionado (Modelo ARDL); luego se procede con la formulación del modelo ARDL y la estimación de la longitud óptima de los rezagos a través de los criterios de información AIC, BIC y HQ; luego se realiza el test de cointegración (Pruebas de límites) para confirmar la relación de cointegración; y finalmente se estima el modelo MCE, para encontrar los efectos dinámicos de las variables bursátiles sobre el Spread de las acciones tanto en el corto y largo plazo, lo que ayudará a comprender el mecanismo de transmisión de estos determinantes bursátiles sobre la evolución de los costos de negociación (Spread). Se complementa la evaluación con el diagnóstico econométrico del modelo ARDL (Autocorrelación, normalidad y estabilidad del modelo).

Se procede con la segunda parte de la investigación, el cual consiste en evaluar los efectos del Spread Bid-Ask en la medición del riesgo de mercado (VaR) en carteras de acciones. Con este propósito se usan los datos extraídos de los precios bid, precios ask, Spreads Bid-Ask, número de acciones negociadas, precio de mercado (Mid-price) diario de las acciones y volatilidad de los retornos de los valores que componen los fondos de pensiones peruanas (Fondo tipo 3) y chilenas (Fondo tipo A). En primer lugar se realiza la medición del riesgo de mercado con la metodología VaR paramétrico convencional en las 2 carteras seleccionadas, usando como metodología de volatilidad Riskmetrics; luego, se procede a estimar la metodología Value at Risk ajustado por riesgo de liquidez (L-VaR) propuesta por Bangia et al. (1998), el cual consiste en estimar el Costo de Liquidez Exógena (CLE) de las 2 carteras de acciones debido a la exposición al riesgo de liquidez por las características propias del mercado (Spreads Bid-Ask); y luego se agrega este resultado al componente del riesgo de mercado. En este sentido, la medida total del riesgo de mercado estará compuesto, por un lado, por los riesgos propios de mercado, y por otro lado, por los riesgos de liquidez. Finalmente se realiza la evaluación del desempeño predictivo de los 2 modelos estimados usando el Test de proporción de fallas de Kupiec (1995) para determinar el modelo con el menor número de excesos de pérdidas estimadas.

En la siguiente sección, se presentan los resultados de los 2 procedimientos metodológicos explicados en este apartado con el fin de testear las hipótesis planteadas y responder las preguntas de la investigación.

7 RESULTADOS EMPÍRICOS

Los resultados se muestran de acuerdo a la ordenación descrita inicialmente: Análisis empírico de la relación entre los Spread bid-ask y las variables del mercado bursátil, y finalmente, la evaluación del efecto del Spread en la medición del riesgo de mercado.

7.1 Análisis empírico de la relación entre los Spreads bid-ask y las variables bursátiles de las acciones

En la presente sección se describe el proceso econométrico del modelo ARDL para analizar empíricamente la relación dinámica entre los Spreads y las variables bursátiles del mercado. El análisis se realiza teniendo presente que la relación entre las variables ha venido cambiando en el tiempo, y que la forma funcional específica del modelo es desconocida. En este sentido, el análisis empírico se basa en pruebas de raíz unitaria y cointegración a fin de identificar la especificación del modelo (determinación de rezagos); y finalmente, la estimación del Modelo de Corrección de Error (MCE) a fin evaluar la dinámica entre las variables evaluadas. Concretamente seguiremos los procedimientos establecidos en la sección (5.1.1) para llevar a cabo la estimación del modelo ARDL.

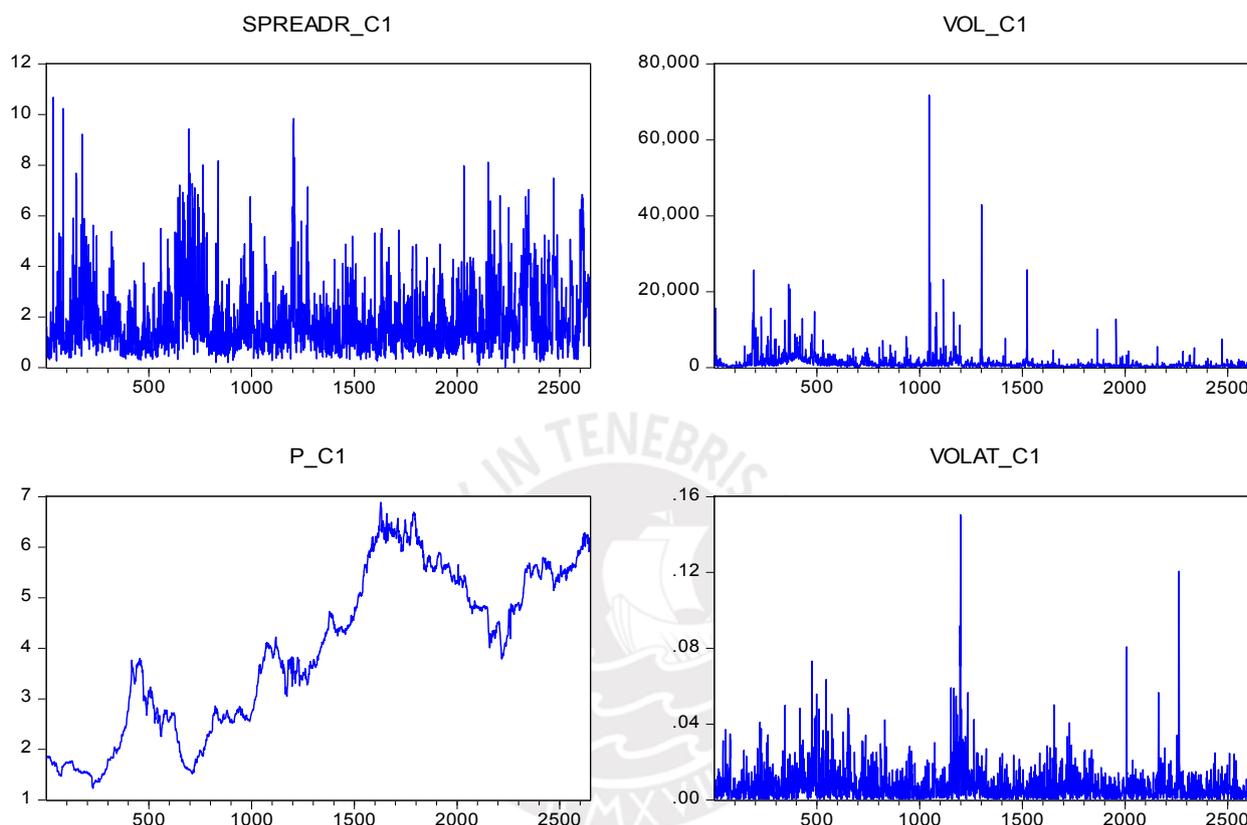
7.1.1 Análisis de Raíz Unitaria de las series

Normalmente, cuando se realiza el test de raíz unitaria de una serie, es posible que el término de perturbación de la regresión principal de la prueba (ε_t) esté influenciada por la presencia de autocorrelación, violando de esta manera el supuesto de ruido blanco e invalidando los contrastes de Dickey & Fuller–DF (1979)¹⁴; cuando se presenta esta situación, la distribución asintótica del test DF se encuentra contaminada por la presencia de parámetros molestos (nuisance): La varianza de corto plazo (σ_ε^2) y varianza de largo plazo (σ^2) de la perturbación (ε_t), convirtiéndolo en una distribución no estándar por ser funciones de procesos brownianos (procesos Wiener). Frente a esta situación, existen 2 procedimientos de corrección en el término de perturbación, que precisamente son los test que aplicaremos: Corrección paramétrica (Augmented Dickey & Fuller (1981), Test ADF) y la Corrección no paramétrica (Phillips & Perron (1988), Test PP). La corrección del test ADF es paramétrico debido a que corrige la correlación serial de orden elevado añadiendo más retardos de la diferencia de la serie en el modelo, mientras que la corrección que usa el test PP es no paramétrico debido a que utiliza una estimación del espectro del término (ε_t) en la frecuencia cero que es robusta para una forma no conocida de heterocedasticidad y autocorrelación; esta estimación utiliza la corrección conocida como Newey & West para la heterocedasticidad y autocorrelación. Por otro lado, ambos test tienen la misma distribución asintótica tabulada por Mackinnon (1991) y varían según los componentes determinísticos que se especifica en el modelo, por lo que se usan los mismos valores críticos para ambas pruebas.

¹⁴ Versión inicial del test de raíz unitaria de DF.

Se aplicaron los test de raíz unitaria ADF y PP al conjunto de variables bursátiles que representan a las carteras de acciones líquidas e ilíquidas en evaluación¹⁵. Estas variables comprenden a los Spreads bid-ask (%), volumen de negociación (Miles de acciones), precios (S/.) y volatilidad de los retornos (unds.). El análisis se realiza sobre las series en niveles, en diferencias, y tomando en cuenta los posibles componentes determinísticos de las series. Ver ilustración N° 10 y 11.

Ilustración 10.- Evolución de las variables de la cartera líquida (Ene.2005-Dic.2017)

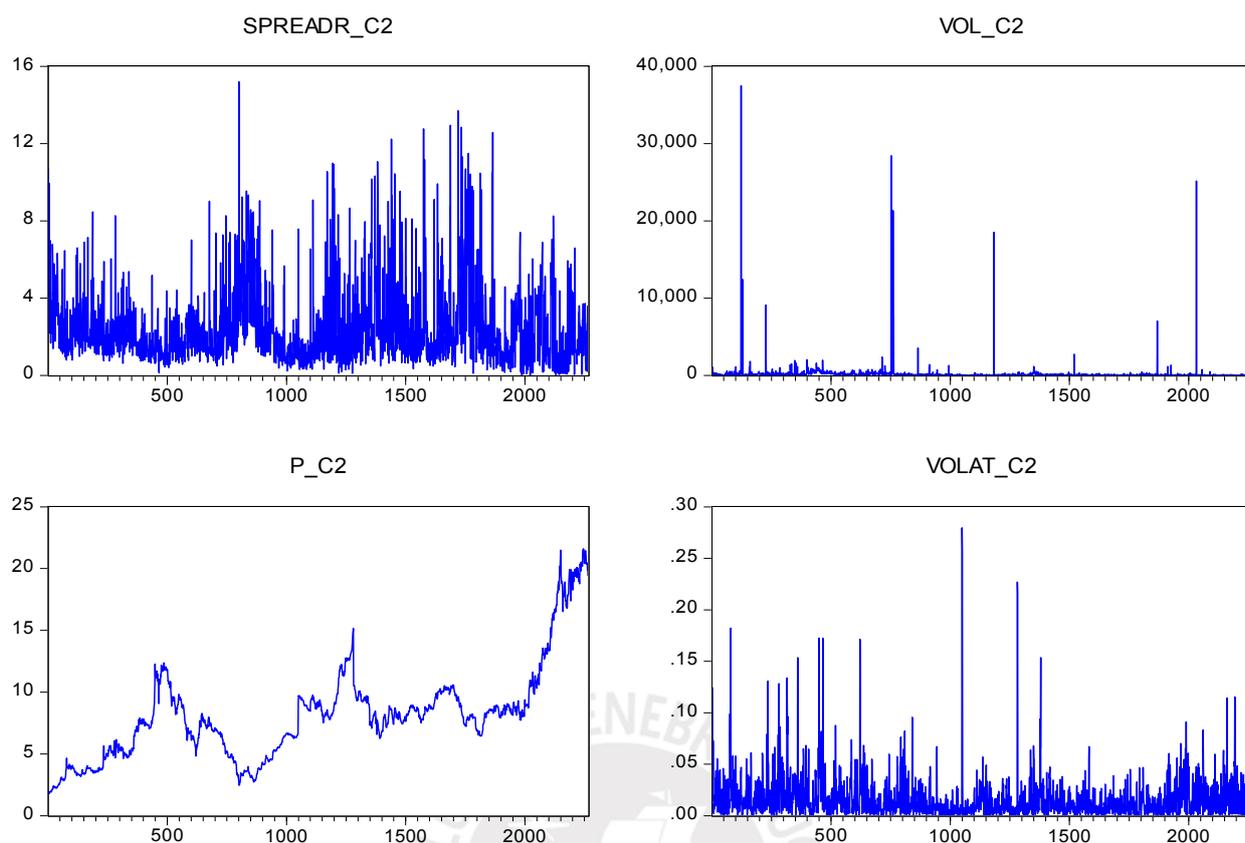


Fuente: Bloomberg – Elaboración propia.

Como se observa la ilustración anterior, la serie de los precios muestra un componente tendencial más claro que el resto de las variables y una menor variabilidad, mientras que las series del spread, volumen y volatilidad están mayormente caracterizadas por presentar agrupamiento de volatilidad, reversión a la media y persistencia. Las características de las variables para la cartera ilíquida son similares a la cartera líquida tal como se observa en la siguiente ilustración, y se tendrán en cuenta en los componentes determinísticos de los modelos usados para las pruebas de raíz unitaria.

¹⁵ Se aplicó también el test de raíz unitaria de Zivot & Andrews (Eviews 9.5), para la serie específica que resultó $I(1)$ en la tabla N° 4, dado que, los test de raíz unitaria usadas pueden presentar sesgos al no rechazo de la H_0 de raíz unitaria, y por tanto, decir que las series son $I(1)$, cuando en realidad son estacionarias pero con cambio estructural. En esta ocasión, los resultados del test Zivot & Andrews confirman los resultados obtenidos por los test ADF y PP.

Ilustración 11.- Evolución de las variables de la cartera líquida (Ene.2005-Dic.2017)



Fuente: Bloomberg – Elaboración propia.

Los resultados de ambos test de raíz unitaria se muestran en la tabla N° 5. Estos resultados indican que, de todas las variables en niveles (cartera líquida e ilíquida), la única que no es posible rechazar la H_0 de raíz unitaria, es la del precio de las acciones, sin embargo, en primeras diferencias todas las variables rechazan la H_0 al 5% de nivel de significancia. Por lo tanto, las series de precios de las acciones pueden ser tratados como procesos estacionarios en primeras diferencias $I(1)$, mientras que las series: volatilidad de los retornos, volumen y Spread bid-ask de las acciones como series estacionarios en media $I(0)$.

Tabla 5. Test de Raíz Unitaria ADF y PP

Variables	Compon. Determinístico	Niveles			Diferencias			Orden de Integración
		Test ADF	Test de PP	Val. Crític.	Test ADF	Test de PP	Val. Crític.	
		t-Estadíst.	t-Estadíst.		t-Estadíst.	t-Estadíst.		
Panel 1: Cartera Líquida (C1)								
Spread	Cte	-12.587*	-49.253*	-3,412	-24.791*	-977.115*	-1,941	I(0)
Volumen	Cte	-13.661*	-53.014*	-2,863	-21.107*	-743.148*	-1,941	I(0)
Precio	Cte y tend.	-1.906	-1.869	-3,412	-46.266*	-46.260*	-1,941	I(1)
Volatilidad	Cte	-21.390*	-36.628*	-2,863	-20.529*	-345.030*	-1,941	I(0)
Panel 2: Cartera Ilíquida (C2)								
Spread	Cte	-9.971*	-49.854*	-3,412	-22.892*	-359.005*	-1,941	I(0)
Volumen	Cte	-13.372*	-45.435*	-2,863	-28.626*	-452.625*	-1,941	I(0)
Precio	Cte y tend.	-1.662	-1.452	-3,412	-44.735*	-44.656*	-1,941	I(1)
Volatilidad	Cte	-21.608*	-31.188*	-2,863	-21.379*	-471.311*	-1,941	I(0)

Notas: (1) La especificación de los componentes determinísticos de la tabla es sólo para la prueba en niveles; dado que la prueba en diferencias no asume ningún componente determinístico en ninguna de las variables.

(2) Los símbolos "*" denotan rechazo de la hipótesis nula (Ho) de raíz unitaria al 5% del nivel de significancia.

(3) Los valores críticos (v.c.) del Test ADF y PP usados para la evaluación de las series en diferencias, son las que corresponden al caso sin componente determinístico.

(4) La determinación de la longitud óptima de la regresión auxiliar que se usa para la prueba está basada en los criterios AIC.

De acuerdo a los resultados de las pruebas de raíz unitaria de las variables, se concluye que las series cumplen con las sugerencias del modelo ARDL (series: I(0) y I(1)) para el análisis de cointegración y dinámica entre las variables.

7.1.2 Estimación del Modelo ARDL

El Spread bid-ask de las acciones de la cartera líquida (C1) e Ilíquida (C2) se modela como una función de los siguientes factores:

$$Lspread\ bid_ask_t = f(LVol_t, LP_t, LVolat_t, Dum_FM)$$

Donde:

Lspread bid_ask_t: Logaritmo del Spread relativo de las acciones (P.ask – P.bit)/Mid Price.

LVol_t: Logaritmo del Volumen de las negociaciones de las acciones.

LP_t: Logaritmo del Precio de cierre de las acciones.

LVolat_t: Logaritmo de la Volatilidad de los retornos de las acciones.

Dum_FM: Dummy que captura el efecto de la entrada de los Formadores de Mercado (Market maker) en los Costos de negociación implícitos (Spreads). La variable Dum_FM toma valores de 1 a partir de la fecha de entrada de market makers al mercado bursátil peruano: 9/10/14 (BTG Pactual Perú SAB fue el primer formado de mercado en entrar al mercado bursátil peruano. Fue contratado por la empresa Hudbay Mineral INC. para negociar como mínimo 500 acciones por día en el mercado).

t: Periodo de estudio, el cual comprende entre el 2005.01 y 2017.12

Adicionalmente, se consideran Dummies explicativas para el tratamiento de los Outliers (datos atípicos) presentados en la serie evaluada, estas adoptan el valor 1 en el periodo que se produce la observación anómala, y toman el valor de cero para el resto de periodo muestral.

7.1.2.1 Modelo ARDL para la cartera Líquida (C1)

De acuerdo al procedimiento establecido en la sección (5.1.1), se formula y estima el modelo $ARDL(p, q_1, \dots, q_k)$ para el Spread bid-ask de la cartera líquida, la cual presenta 2,648 observaciones de frecuencias diarias para los periodos comprendidas entre 2005.01 y 2017.12. La especificación dinámica del modelo ARDL a estimar se obtuvo una vez determinado el número de rezagos óptimos de acuerdo al criterio de información de Akaike (AIC), ver ilustración N° 14 en los anexos. El modelo seleccionado resultó un $ARDL(10,0,1,0)$, el cual implica que el Spreads bid-ask es influenciado dinámicamente (regresores dinámicos) por los primeros 10 rezagos de la propia variable Spread y por 1 rezago del precio de las acciones; y contemporáneamente por el volumen y la volatilidad de los retornos (regresores estáticos). Con fines de facilitar la explicación de los resultados de la estimación se consideraron las variables en logaritmos; además, se introdujeron variables dummy para outliers a las siguientes variables: Oct09Dum, May15Dum, Feb16Dum y May16Dum, y finalmente, dada la trayectoria histórica del Spread de la cartera líquida, se consideró una tendencia determinística como regresor del modelo. La estimación del Modelo ARDL se llevó a cabo con mínimos cuadrados ordinarios (OLS), y para hacer frente a los problemas de heterocedasticidad los estimadores fueron corregidos por matrices de covarianzas de White. Ver tabla N° 6.

Tabla 6. Estimación del Modelo ARDL(10,0,1,0) para la Cartera Líquida – C1

Dynamic Parameter	Coefficient*	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ρ_1	0.20264*	0.021359	9.487222	0.0000
ρ_2	0.08264*	0.020760	3.980901	0.0001
ρ_3	0.08871*	0.020928	4.239243	0.0000
ρ_4	0.09270*	0.020573	4.506195	0.0000
ρ_5	0.06046*	0.018705	3.232639	0.0012
ρ_6	0.013295	0.019558	0.679773	0.4967
ρ_7	0.028070	0.020086	1.397488	0.1624
ρ_8	-0.017958	0.020493	-0.876274	0.3810
ρ_9	0.011474	0.019542	0.587159	0.5571
ρ_{10}	0.05164*	0.019296	2.676641	0.0075
θ_0	0.0205**	0.012516	1.643373	0.1000
δ_0	-3.42804*	0.944531	-3.629361	0.0003
δ_1	3.07995*	0.941400	3.271671	0.0011
ω_0	0.02839*	0.010007	2.837301	0.0046

β_1	-0.03024*	0.048886	-0.618766	0.0536
β_2	-2.30267*	0.045123	-51.03143	0.0000
β_3	-1.85538*	0.046284	-40.08697	0.0000
β_4	-4.39243*	0.039857	-110.2043	0.0000
C	0.31630*	0.119136	2.655022	0.0080
ω	0.00023*	5.62E-05	4.253141	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.240884	S.D. dependent var	0.682538	
S.E. of regression	0.598378	Akaike info criterion	1.818361	
Prob(F-statistic)	0.000000	Durbin-Watson stat	1.997200	

Nota: “**” Indica significancia al 5%, y “***” al 10%.

Uno de los principales propósitos para llevar a cabo el modelo ARDL es realizar la Prueba Límites (Bounds Test) que permite determinar la existencia de cointegración entre las variables, pero antes de hacer dicha prueba es necesario realizar el diagnóstico del modelo ARDL para asegurar que las perturbaciones estén bien comportadas. El panel A de la tabla N° 18 (anexos) muestra los resultados del test de autocorrelación LM para los residuos del modelo ARDL(10,0,1,0) estimado para la cartera líquida (C1). La prueba se realizó para diferentes números de rezagos (de 1 a 6) al 95% de confianza, y muestra que los residuos del modelo no presentan un problema significativo de correlación serial al no rechazar la hipótesis nula (H_0) de no autocorrelación serial entre los errores; asimismo, el correlograma de los residuos mostrados en el panel A de la tabla N° 19 respaldan la no presencia del problema de autocorrelación residual. Por otro lado, el panel A de la tabla N° 20 muestra los resultados del test de normalidad de Jarque Bera aplicados a los residuos del modelo ARDL de la cartera líquida (C1). Los resultados del test para un nivel de confianza del 95% muestran un p-value mayor al 5%, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos. Finalmente, el panel A de la ilustración N° 15 muestra el contraste gráfico de estabilidad CUSUM del modelo ARDL para evaluar la estabilidad de los parámetros. La evolución de la suma acumulada de los residuos normalizados (w_t) no cambian de manera sistemática, es decir, no salen de las bandas de confianza, indicando que los parámetros del modelo presentan cierta estabilidad en el periodo de análisis, indicando que no se rechaza la hipótesis nula (H_0 : Estabilidad Paramétrica).

Se procede a realizar la Prueba de Límites (Bounds Test) sobre los parámetros δ_k del modelo de regresión ARDL modificado, el mismo que fue descrito en la ecuación (2) de la sección 5.1. El resultado de las pruebas límite se presentan en la tabla N° 21 de los anexos, y muestra que para la cartera líquida (C1), considerando un nivel de confianza del 95%, el estadístico F (32.23) claramente supera el límite superior del valor crítico (5.07) tabulado por Pesaran et al. (2001), entonces se rechaza H_0 de no relación de largo plazo entre la variable endógena y los regresores, y se concluye que las variables bursátiles contienen información en el largo plazo que permite predecir el comportamiento de los Spreads bid-ask.

Dado la existencia de la relación de cointegración, se formula el MCE del modelo ARDL para estimar los efectos dinámicos de corto plazo, el coeficiente de ajuste del Spread ante desvíos de corto plazo de las variables bursátiles que lo explican y la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables. El MCE planteado sigue la expresión (3) de la sección 5.1.1 donde se plantea un modelo en diferencias, el cual presenta 9 rezagos de la variable dependiente al lado derecho de la ecuación como variables dinámicas, además de las variables estáticas o contemporáneas. Los resultados del modelo estimado se presentan en la tabla N° 7, y muestra que el coeficiente de ajuste medio estimado es -0.386, el cual es negativo y significativo al 5% de significancia, apoyando la existencia de cointegración anteriormente encontrada y permitiendo concluir que, para el conjunto de acciones líquidas de la BVL, cerca del 39% de los desequilibrios del Spread bid-ask ocurridos en el día anterior de negociación son corregidos en la sesión de hoy. Además, se encontró que la variable Precio es el que más aporta en el ajuste del Spread de las acciones más líquidas de la BVL. Asimismo, la mayoría de los coeficientes de los regresores dinámicos estimados son significativos al 5% de significancia.

En la parte inferior de la tabla N° 7 se aprecia la relación de equilibrio de largo plazo entre el Spread y sus determinantes bursátiles (cartera Líquida). Estos coeficientes de largo plazo tienen el signo teórico esperado para el precio, volatilidad de los retornos y para los formadores de mercado, y al mismo tiempo son significativos al 5% de nivel de significancia. Por otro lado, el volumen posee el signo esperado de acuerdo a lo que mencionan algunos autores, y su significancia individual no es tan clara para el periodo evaluado, aunque, el Test de significancia conjunta de Wald para los parámetros estimados muestra una significancia al 5% (Ver tabla N° 22 de los anexos).

Tabla 7. Estimación del Modelo de Corrección de Error (MCE) para la cartera Líquida - C1

Especificación del Modelo:

$$D(Lspreadr_{C1_t}) = \sum_{i=1}^9 \rho_i D(Lspread_{C1_{t-i}}) + \theta_0 D(Lvol_{C1_t}) + \delta_0 D(Lp_{C1_t}) + \omega_0 D(Lvolat_{C1_t}) + \beta_1 D(Dum_FM) + \beta_2 D(Oct09Dum) + \beta_3 D(May15Dum) + \beta_4 D(Feb16Dum) + \varphi D(Trend_t) + \alpha CointEq_{t-1} + v_t$$

Cointegrating Form

Parameter	Coefficient*	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ρ_1	-0.41106*	0.036689	-11.203805	0.0000
ρ_2	-0.32841*	0.036571	-8.980196	0.0000
ρ_3	-0.23970*	0.035666	-6.720698	0.0000
ρ_4	-0.14699*	0.034060	-4.315693	0.0000
ρ_5	-0.08652*	0.032939	-2.626933	0.0087
ρ_6	-0.07323*	0.031299	-2.339829	0.0194
ρ_7	-0.045164	0.028978	-1.558575	0.1192
ρ_8	-0.06312*	0.024076	-2.621732	0.0088
ρ_9	-0.05164*	0.019296	-2.676641	0.0075
θ_0	0.0205**	0.012516	1.643373	0.1000
δ_0	-3.42804*	0.944531	-3.629361	0.0003
ω_0	0.02839*	0.010007	2.837301	0.0046
β_1	-0.03024*	0.048886	-0.618766	0.0536
β_2	-2.30267*	0.045123	-51.031428	0.0000
β_3	-1.85538*	0.046284	-40.086974	0.0000
β_4	-4.39243*	0.039857	-110.204266	0.0000
φ	0.00023*	0.000056	4.253141	0.0000
α	-0.38629*	0.034672	-11.141405	0.0000

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient*	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LVOL_C1	0.053245	0.033061	1.610525	0.1074
LP_C1	-0.90110*	0.163245	-5.519908	0.0000
LVOLAT_C1	0.07350*	0.026131	2.812755	0.0049
DUM_FM	-0.0783**	0.125918	-0.621873	0.0534
OCT09DUM	-5.96084*	0.560551	-10.633891	0.0000
MAY15DUM	-4.80297*	0.436758	-10.996871	0.0000
FEB16DUM	-11.3705*	1.012421	-11.231051	0.0000
C	0.81881*	0.293389	2.790886	0.0053
@TREND	0.00061*	0.000136	4.549109	0.0000

Nota: “*” Indica significancia al 5%, y “**” al 10%.

7.1.2.2 Modelo ARDL para la cartera Ilíquida (C2)

En cuanto a la cartera de **acciones menos líquidas** de la BVL, la tabla N° 8 muestra el modelo $ARDL(p, q_1, \dots, q_k)$ para el Spread bid-ask, la cual presenta 2,267 observaciones de frecuencias diarias (2005.01 - 2017.12). La especificación dinámica del modelo ARDL a estimar se obtuvo con los criterios (AIC), ver ilustración N° 14 en los anexos. El modelo seleccionado resultó en un $ARDL(12,1,1,1)$, en la cual se introdujeron a variables dummy para outliers a las siguientes

variables: Mar14Dum, Oct15Dum, Nov15Dum, Feb16Dum, Ago17Dum y Oct17Dum, finalmente, la estimación se llevó a cabo con mínimos cuadrados ordinarios (OLS) con errores corregidos por la matriz de covarianzas de White.

Tabla 8. Estimación del Modelo ARDL(12,1,1,1) para la Cartera Líquida – C2

Especificación del Modelo:

$$Lspreadr_{C2_t} = \sum_{i=1}^{12} \rho_i Lspreadr_{C2_{t-i}} + \theta_0 Lvol_{C2_t} + \theta_1 Lvol_{C2_{t-1}} + \delta_0 Lp_{C2_t} + \delta_1 Lp_{C2_{t-1}} + \omega_0 Lvolat_{C2_t} + \omega_1 Lvolat_{C2_{t-1}} + \beta_1 DumFM + \beta_2 Mar14Dum + \beta_3 Oct15Dum + \beta_4 Nov15Dum + \beta_5 Feb16Dum + \beta_6 Ago17Dum + \beta_7 Oct17Dum + C + \varepsilon_t$$

Dynamic Parameter	Coefficient*	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ρ_1	0.21651*	0.028398	7.623989	0.0000
ρ_2	0.08350*	0.024515	3.406270	0.0007
ρ_3	0.020427	0.026554	0.769265	0.4418
ρ_4	0.09746*	0.027971	3.484430	0.0005
ρ_5	0.003541	0.022259	0.159072	0.8736
ρ_6	0.06677*	0.023685	2.819266	0.0049
ρ_7	0.036393	0.022492	1.618061	0.1058
ρ_8	0.07207*	0.025633	2.811639	0.0050
ρ_9	0.022559	0.028896	0.780719	0.4351
ρ_{10}	0.033243	0.029124	1.141445	0.2538
ρ_{11}	0.011284	0.028077	0.401896	0.6878
ρ_{12}	0.0387**	0.022296	1.736053	0.0827
θ_0	0.005072	0.017891	0.283493	0.7768
θ_1	-0.025098	0.016236	-1.545862	0.1223
δ_0	-1.29209*	0.604197	-2.138537	0.0326
δ_1	1.1680**	0.603782	1.934505	0.0532
ω_0	0.03962*	0.011853	3.342826	0.0008
ω_1	-0.0179**	0.010866	-1.655978	0.0979
β_1	-0.02814*	0.060900	-0.462163	0.0644
β_2	-2.95193*	0.115294	-25.60347	0.0000
β_3	-4.32261*	0.112283	-38.49754	0.0000
β_4	-3.57822*	0.197894	-18.08155	0.0000
β_5	-5.90085*	0.104027	-56.72405	0.0000
β_6	-3.61809*	0.086798	-41.68393	0.0000
β_7	-3.39274*	0.082903	-40.92401	0.0000
C	0.62641*	0.156249	4.009079	0.0001
R-squared	0.304636	S.D. dependent var		0.838186
S.E. of regression	0.702859	Akaike info criterion		2.144142
Prob(F-statistic)	0.000000	Durbin-Watson stat		1.994175

Nota: "*" Indica significancia al 5%, y "***" al 10%.

Se realizó el diagnóstico del modelo ARDL para asegurar que las perturbaciones estén bien comportadas. El panel B de la tabla N° 18 (anexos) muestra los resultados del test de autocorrelación LM para los residuos del modelo ARDL(12,1,1,1). La prueba se realizó para diferentes números de rezagos (de 1 a 6) al 95% de confianza, y muestra que los residuos del modelo no presentan un problema significativo de correlación serial al no rechazar la hipótesis nula

(Ho) de no autocorrelación serial entre los errores; asimismo, el correlograma de los residuos del panel B de la tabla N° 19 respaldan la no presencia de autocorrelación residual. Por otro lado, el panel B de la tabla N° 20 presenta los resultados del test de normalidad de Jarque Bera para un nivel de confianza del 95% y muestra un rechazo de la hipótesis nula de normalidad de los residuos. Se decide continuar con el procedimiento teniendo en cuenta el problema de normalidad presentado ya que a menudo se suele dar en las investigaciones. Finalmente, El panel B de la ilustración N° 15 presenta el contraste gráfico de estabilidad CUSUM del modelo ARDL para evaluar la estabilidad de los parámetros del modelo, del test se concluye que los parámetros presentan cierta estabilidad en el periodo de análisis por lo que no se rechaza la hipótesis nula (Ho: Estabilidad Paramétrica).

Se procede con la Prueba de Límites (Bounds Test) sobre los parámetros δ_k del modelo de regresión ARDL modificado. El resultado se presentan en la tabla N° 21 de los anexos, y muestra que para la cartera ilíquida (C2), considerando un nivel de confianza del 95%, el estadístico F (17.03) claramente supera el límite superior del valor crítico (4.35), tabulado por Pesaran et al. (2001), entonces se rechaza Ho de no relación de largo plazo entre la variable endógena y los regresores, y se concluye, también para las carteras ilíquidas, que las variables bursátiles contienen información en el largo plazo que permite predecir el comportamiento de los Spreads bid-ask.

Dado la existencia de la relación de cointegración, se estima el modelo MCE el cual se presenta en la tabla N° 9, y muestra que el coeficiente de ajuste medio estimado es -0.297, el cual es negativo y significativo al 5% de significancia, lo que apoya la existencia de cointegración anteriormente encontrada y además permite concluir que para el conjunto de acciones ilíquidas de la BVL, menos del 30% de los desequilibrios del Spread bid-ask ocurridos en el día anterior de negociación son corregidos en la sesión de hoy. Se encontró que la variable Precio es el que más aporta en el ajuste del Spread de las acciones menos líquidas de la BVL. Asimismo, la mayoría de los coeficientes de los regresores dinámicos estimados son significativos al 5% de significancia.

De la misma forma que en el caso anterior, en la parte inferior de la tabla N° 9 se aprecia la relación de equilibrio de largo plazo entre el Spread y sus determinantes bursátiles (cartera Ilíquida). Estos coeficientes de largo plazo tienen el signo teórico esperado para todas las variables: precio, volatilidad de los retornos, volumen y para los formadores de mercado. De todos ellos, la variable volumen de negociación no presenta una significancia tan clara para el periodo evaluado, sin embargo, el Test de significancia conjunta de Wald para los parámetros estimados muestra una significancia al 5% (Ver tabla N° 22 de los anexos).

Tabla 9. Estimación del Modelo de Corrección de Error (MCE) para la cartera Ilíquida - C2

Especificación del Modelo:

$$D(Lspreadr_{C2_t}) = \sum_{i=1}^{11} \rho_i D(Lspread_{C2_{t-i}}) + \theta_0 D(Lvol_{C2_t}) + \delta_0 D(LP_{C2_t}) + \omega_0 D(Lvolat_{C2_t}) + \beta_1 D(Dum_{FM}) + \beta_2 D(Mar14Dum) + \beta_3 D(Oct15Dum) + \beta_4 D(Nov15Dum) + \beta_5 D(Feb16Dum) + \beta_6 D(Ago17Dum) + \beta_7 D(Oct17Dum) + \alpha CointEq_{t-1} + v_t$$

Cointegrating Form

Parameter	Coefficient*	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ρ_1	-0.48596*	0.047820	-10.162490	0.0000
ρ_2	-0.40246*	0.048469	-8.303546	0.0000
ρ_3	-0.38203*	0.043316	-8.819806	0.0000
ρ_4	-0.28457*	0.040253	-7.069589	0.0000
ρ_5	-0.28103*	0.041206	-6.820240	0.0000
ρ_6	-0.21425*	0.044089	-4.859677	0.0000
ρ_7	-0.17786*	0.045570	-3.903134	0.0001
ρ_8	-0.10579*	0.044607	-2.371703	0.0178
ρ_9	-0.08323*	0.035346	-2.354844	0.0186
ρ_{10}	-0.049992	0.030950	-1.615246	0.1064
ρ_{11}	-0.0387**	0.022296	-1.736053	0.0827
θ_0	0.005072	0.017891	0.283493	0.7768
δ_0	-1.29209*	0.604197	-2.138537	0.0326
ω_0	0.03962*	0.011853	3.342826	0.0008
β_1	-0.02814*	0.060900	-0.462163	0.0644
β_2	-2.95193*	0.115294	-25.603468	0.0000
β_3	-4.32261*	0.112283	-38.497544	0.0000
β_4	-3.57822*	0.197894	-18.081552	0.0000
β_5	-5.90085*	0.104027	-56.724048	0.0000
β_6	-3.61809*	0.086798	-41.683932	0.0000
β_7	-3.39274*	0.082903	-40.924006	0.0000
α	-0.29752*	0.039542	-7.524290	0.0000

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient*	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LVOL_C2	-0.067310	0.055508	-1.212623	0.2254
LP_C2	-0.41703*	0.115020	-3.625783	0.0003
LVOLAT_C2	0.0726**	0.043159	1.684444	0.0922
DUM_FM	-0.0946**	0.203330	-0.465257	0.0641
MAR14DUM	-9.92170*	1.430367	-6.936476	0.0000
OCT15DUM	-14.52869*	1.981898	-7.330701	0.0000
NOV15DUM	-12.02674*	1.812519	-6.635374	0.0000
FEB16DUM	-19.83328*	2.631463	-7.536981	0.0000
AGO17DUM	-12.16075*	1.723684	-7.055096	0.0000
OCT17DUM	-11.40330*	1.660429	-6.867684	0.0000
C	2.10543*	0.418695	5.028576	0.0000

Nota: “*” Indica significancia al 5%, y “**” al 10%.

7.1.2.3 Análisis de resultados

De los resultados encontrados en la evaluación de los Spreads del conjunto de acciones líquidas e ilíquidas de la BVL, estas son consistentes con la teoría de la microestructura de los mercados, al evidenciar que los Spread bid-ask están positivamente relacionados con la volatilidad de los retornos de las acciones, negativamente con el precio de las acciones y los formadores de mercado, y de manera diferenciada con el volumen de las transacciones.

La correlación positiva del Spread con la volatilidad de los retornos está en línea con los resultados de Menyah & Paudyal (1996) y Stoll (1978), y el mecanismo de transmisión está principalmente explicado por el componente del costo de mantenimiento de inventario (CMI) de los Spreads; dado que a mayor volatilidad de los retornos, el proveedor de liquidez asumirá un mayor riesgo de inventario, ante variaciones adversas del precio, por lo que compensará este riesgo solicitando un mayor Spread (cuando salga a comprar acciones ofrecerá un precio bid más bajo, y cuando salga a vender ofrecerá un precio ask más alto).

Por otro lado, la correlación diferenciada del Spread con el tamaño de negociación es consistente con Menyah & Paudyal (1996) y Benston & Hagerman (1974), y el mecanismo de transmisión aquí está principalmente explicado, para el caso de las acciones menos líquidas, por el componente del costo de procesamiento de órdenes (CPO) de los Spreads, dado que a mayores volúmenes de transacción los inversionistas pagarán un costo por acción negociado menor (Spread); mientras que para el caso de las acciones más líquidas de la BVL, está principalmente explicado por el componente del costo de selección adversa (CSA) del Spread, ya que, dada la cantidad alta de negociación que se presenta diariamente, los Dealers aplicarán primas adicionales sobre los Spreads ante los riesgos que implican negociar con traders mejor informados.

Asimismo, la correlación negativa del Spread con el precio de la acción es consistente también con Menyah & Paudyal (1996), y el mecanismo de transmisión aquí está más explicado por el componente del costo de mantenimiento de inventario (CMI) de los Spreads; si hay fundamentos para que los precios de las acciones mejoren, se espera que el activo tenga mayor aceptación por parte de compradores, y que ello suponga para el Dealer menor riesgo de inventario por cambios adversos en los precios, lo que le llevaría finalmente a reducir niveles de Spreads.

Finalmente, la correlación negativa del Spread con los formadores de mercado (market maker) es consistente también con Menyah & Paudyal (1996), y el mecanismo de transmisión aquí suele estar explicado específicamente por el componente del costo de procesamiento de órdenes (CPO) y el componente del costo de manejo de inventarios (CMI) de los Spreads. El mecanismo del CMI se presenta cuando un market maker tiene a más de una empresa como su cliente, ya que los formadores de mercado reducirán los riesgos asociados al manejo de inventarios (fuente del CMI) como consecuencia de gestionar carteras de activos mucho más diversificados; mientras que el

mecanismo del CPO se presenta cuando este mismo market maker enfrente costos marginales mínimos por atender a las nuevas empresas con la misma infraestructura tecnológica de negociación electrónica que atiende a la primera (fuente del CPO). Adicionalmente, y este punto es precisamente lo que no se observa en el mercado bursátil peruano, cuando una empresa tiene a más de un formador de mercado para su acción, estos market makers se verán obligados a realizar propuestas diarias de compra y venta a precios bid-ask mucho más competitivas a fin de cumplir con las cantidades mínimas establecidas por el contrato, permitiendo así a generar menores niveles de Spreads.

En este sentido, se encontró que, tanto en el corto y largo plazo los volúmenes, precio, volatilidad de los retornos y formadores de mercado contienen información relevante para predecir los Spreads bid-ask de las acciones. Asimismo, se encontró que los Spreads de las acciones de la BVL tienden a regresar a sus niveles de equilibrio de largo plazo, luego de sufrir desvíos causados por choques, entre 3 a 4 sesiones de negociación (casi 1 semana). Los resultados obtenidos están en línea con los resultados encontrados por Menyah & Paudyal (1996) aplicados para la bolsa de Londres (LSE) y Lin (1991) para la bolsa de EEUU (Nasdaq) cuyos ajustes alcanzan en promedio hasta el 88%, es decir, a sus mercados le toma poco más de 1 día para que sus Spreads se normalicen, gracias a su condición de mercados financieros desarrollados.

7.2 Evaluación del efecto de los costos de negociación bursátil (Spread) sobre la medición del riesgo de mercado (VaR)

Para evaluar el efecto de las fluctuaciones de los Spreads o costos de negociación sobre la medición del riesgo de mercado de los Fondos tipo 3 peruano y tipo A chileno a la fecha de corte 30 de diciembre del 2015¹⁶, se estima primero el valor en riesgo (VaR) sin ajuste, es decir el VaR paramétrico convencional, luego se procede con a la estimación del valor en riesgo ajustado por liquidez (L-VaR) propuesto por Bangia et al. (1998) a fin de apreciar las magnitudes del Costo de Liquidez Exógena (CLE) en ambas carteras de inversión como consecuencia de la iliquidez mostrada por sus mercados.

La tabla N° 10 presenta la medición del riesgo de mercado del Fondo tipo 3 peruano y el Fondo tipo A chileno para el 30 de diciembre del 2015. La cartera de acciones locales del Fondo 3 peruano y Fondo A chileno, los cuales son objeto de estudio, ascendieron al monto de 623.3 MM US\$ y 1,879 MM US\$, respectivamente (a diciembre del 2015).

¹⁶ El Fondo tipo 3 peruano evaluado (Cartera de acciones locales) comprende casi el 70% (623.3 MM US\$) del Fondo original (895.7 MM US\$) debido a que en el proceso de recolección de datos 6 acciones no presentaron suficiente información histórica como para considerarlos en la BD del trabajo; mientras que el Fondo tipo A chileno comprende sólo el 75% (1,878.6 MM US\$) del Fondo original (2,503 MM US\$) por el mismo problema.

En este sentido, la máxima pérdida esperada (VaR) a un día para un nivel del 95% de confianza y bajo condiciones normales de mercado, usando la metodología de volatilidad Riskmetrics para los retornos de las acciones, es de 64,86 MM US\$, el cual comprende el 10.4% del fondo administrado; es decir, que el fondo tiene una probabilidad del 5% de perder más de 64,86 MM US\$ en la siguiente sesión de negociación. Por otro lado, el VaR a 1 día del Fondo A chileno es de 29,13 MM US\$, el cual comprende el 1.6% del fondo administrado. A continuación, se presenta la tabla que resume el resultado del VaR:

Tabla 10. Value at Risk (VaR) Convencional

Descripción	Unidades	Fondo 3 (Perú)	Fondo A (Chile)
Valor de Cartera (Pt)	(MM US\$)	623,3	1.879
Valor crítico al 5% de significancia (Z_α)	Uds.	-1,64	-1,64
Volatilidad de la cartera de los retornos ($\sqrt{W'\Sigma W}$)	Uds.	0,063	0,009
Horizonte temporal (h)	Días	1	1
Valor en Riesgo - VaR (MM US\$):	$P_t * Z_\alpha * \sqrt{W'\Sigma W} * \sqrt{h}$	64,86	29,13
Valor en Riesgo Relativo - VaR (%):		10,4%	1,6%

Notas: (1) Cálculo del VaR a 1 día (h=1). (2) La volatilidad del fondo se obtuvo con la metodología de Riskmetrics. Fuente: Eviews Program, Elaboración Propia.

El resultado del VaR obtenido guarda relación con las fluctuaciones de los retornos de las acciones de ambos fondos, donde las volatilidades de los retornos del fondo peruano presentaron una mayor variabilidad frente a su par chileno durante el periodo de análisis, razón por la que la cartera peruana estuvo más expuesta a variaciones del precio de las acciones.

Por otro lado, la tabla N° 11 muestra la estimación del VaR que contempla, adicionalmente, el costo por riesgo de liquidez de los instrumentos, los cuales son incorporados a través de las fluctuaciones de los costos de negociación (Spreads). En este sentido, el VaR total está formado por 2 componentes: Componente debido a la incertidumbre en los retornos, y el componente debido a la incertidumbre del riesgo de liquidez (costo de liquidación). El riesgo total (L-VaR) del Fondo tipo 3 peruano asciende a 147.2 MM US\$, alcanzando el 23.6% del valor del Fondo peruano. De este riesgo expuesto, la fuente del riesgo de mercado puro fue medido tomando en cuenta la no-normalidad de la distribución de los retornos, estos fueron contemplados a través del factor de ajuste de colas anchas (Θ) recogidas por el nivel de curtosis de cada una de las acciones del fondo; este componente comprendió 112.8 MM US\$ que representa el 18.1% del valor del fondo peruano. Por otro lado, la fuente del Costo de liquidez exógena (CLE), el cual consideró al Spread y la volatilidad de los Spreads, comprendió 34.4 MM US\$ representando el 5.5% del valor del fondo peruano.

Mientras que para el Fondo tipo A chileno el riesgo total (L-VaR) asciende a 79.9 MM US\$, alcanzando el 4.3% del valor del fondo chileno. De este riesgo expuesto, la fuente del riesgo de mercado puro comprendió 43.4 MM US\$ que representa el 2.3% del valor del fondo. Por otro lado, la fuente del costo de liquidez exógena (CLE) comprendió 36.5 MM US\$ que representa el 1.9% del valor del fondo chileno. A continuación, se presenta la tabla que resume el resultado del L-VaR:

Tabla 11. Value at Risk ajustado por riesgo de liquidez (L-VaR) – (Bangia et al. 1998)

Descripción	Unidades	Fondo 3 (Perú)	%	Fondo A (Chile)	%
Valor de Cartera (Pt)	(MM US\$)	623,3		1.878,6	
Valor crítico al 5% de significancia (Z_α)	Uds.	-1,64		-1,64	
Volatilidad de la cartera de los retornos ($\sqrt{W'\Sigma W}$)	Uds.	0,063		0,009	
Horizonte temporal (h)	Días	1		1	
Factor de ajuste de Colas (Θ)	Uds.	1,74		1,49	
Promedio muestral del Spread (\bar{S})	%	0,022		0,011	
Parámetro de escala (a)	Uds.	2,0		2,0	
Volatilidad de la cartera de los Spreads ($\sqrt{W'\Sigma_s W}$)	Uds.	0,044		0,014	
Componente de Mercado (VaR): $P_t * Z_\alpha * \theta * \sqrt{W'\Sigma W} * \sqrt{h}$		112,8	18,1%	43,4	2,3%
Componente de Liquidez (CLE): $\frac{1}{2} [P_t (\bar{S} + a * \sqrt{W'\Sigma_s W})]$		34,4	5,5%	36,5	1,9%
Total L-VaR (MM US\$)		147,2	23,6%	79,9	4,3%

Notas: (1) "W" es el vector de pesos de las acciones que conforman los fondos evaluados. (2) Cálculo del VaR a 1 día (h=1). Fuente: Eviews Program, Elaboración Propia.

A manera de resumen se presenta la siguiente tabla que muestra los 2 modelos utilizados para la estimación del riesgo de mercado relativo al cual están expuestos los Fondos peruanos y chilenos:

Tabla 12. Resumen de resultados de modelos VaR (%) y L-VaR (%)

	Metodología	Fondo 3 (Perú)	Fondo A (Chile)
VaR	$P_t * Z_\alpha * \sqrt{W'\Sigma W} * \sqrt{h}$	10,4%	1,6%
L-VaR	$P_t * Z_\alpha * \theta * \sqrt{W'\Sigma W} * \sqrt{h} + \frac{1}{2} [P_t (\bar{S} + a * \sqrt{W'\Sigma_s W})]$	23,6%	4,3%
	Componente de Mercado (VaR): $P_t * Z_\alpha * \theta * \sqrt{W'\Sigma W} * \sqrt{h}$	18,1%	2,3%
	Componente de Liquidez (CLE): $\frac{1}{2} [P_t (\bar{S} + a * \sqrt{W'\Sigma_s W})]$	5,5%	1,9%

Notas: (1) Se presentan los resultados del Valor en Riesgo Relativo (%). (2) Ambos modelos se estimaron usando la metodología de volatilidad Riskmetrics tanto para los retornos de las acciones como para los Spreads bid-ask. Fuente: Eviews Program, Elaboración Propia.

La tabla de resumen permite mostrar la descomposición del riesgo total de las carteras gracias a los 2 ajustes realizados al VaR convencional:

- El ajuste por colas anchas de los retornos de las acciones debido a la no normalidad de los retornos, el cual es capturado por el factor de corrección θ que está en función al nivel de curtosis de los retornos ($\theta > 1$ en distribuciones leptocúrticas).
- El ajuste por la incertidumbre al riesgo de liquidez exógena de las acciones (CLE), el cual es capturado por el nivel de fluctuación de los Spreads.

De los resultados mostrados en las tablas anteriores se desprende que el VaR convencional, en ambos fondos, sesgó la estimación del riesgo de mercado al cual estuvieron expuestos los Fondos, al subestimar las pérdidas esperadas que experimentarían para la siguiente sesión del día. Específicamente, el Fondo tipo 3 peruano presentó un componente de riesgo de liquidez mayor (5.5% del Fondo 3) respecto al Fondo tipo A chileno (1.9% del Fondo A), es decir la iliquidez del mercado bursátil peruano castiga 2.8 veces más el costo de liquidez del mercado bursátil chileno, dando a entender que la eficiencia del mercado bursátil peruano, medido por los costos de negociación bursátil implícitos (Spreads bid-ask) de las acciones, es menor que la del mercado bursátil chileno.

Para la evaluación de la frecuencia del sesgo de los modelos VaR y L-VaR en el periodo de análisis, será necesario realizar el backtesting de los modelos y de esta manera evaluar estadísticamente sus desempeños predictivos.

7.3 Backtesting

Con fines de evaluar la capacidad predictiva de los modelos VaR y L-VaR se realiza el análisis del backtesting para ambos modelos durante el periodo del rango de análisis considerado. La prueba del Backtesting permite comparar el VaR estimado del modelo con las pérdidas observadas dentro de un horizonte de tiempo determinado. Con este fin, el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (el "Comité") desarrolló un marco teórico que permite, una vez encontrado los excesos de pérdidas reales, la determinación del requerimiento de capital por riesgo de mercado de los fondos administrados, es decir, la determinación de la magnitud del capital regulatorio. En esta línea, el Comité asigna el capital regulatorio de acuerdo al número de violaciones en los modelos de riesgo de mercado de las instituciones sobre el curso de un año de negociación (250 días) y para una cobertura del 99% de confianza. Luego la institución es asignada un color regulatorio en función al método de las 3 zonas con un correspondiente multiplicador de capital (Ver tabla N° 13). Al respecto, el Comité, a través de las normas de requerimiento mínimos de capital por riesgo de mercado (2016), señala: "La zona verde corresponde a resultados del backtesting que no muestran problema alguno con la calidad o precisión del modelo del banco. A la zona amarilla pertenecen los resultados

que no plantea preocupación en este sentido, pero que no conducen tampoco a una conclusión definitiva. La zona roja corresponde a resultados que casi con toda certeza indican problemas con el modelo de riesgo del banco” (p.80).

Tabla 13. Tabla del multiplicador del capital

# de Excesos en 250 días	Zonas	Factor Multiplicador	Probab. Acumul.
0	Zona verde	1.5	8.11%
1		1.5	28.58%
2		1.5	54.32%
3		1.5	75.81%
4		1.5	89.22%
5	Zona Amarilla	1.70	95.88%
6		1.76	98.63%
7		1.83	99.6%
8		1.88	99.89%
9		1.92	99.97%
10 o más	Zona Roja	2	99.99%

Nota:(1) Los límites que aparecen en el cuadro se basan en una muestra de 250 observaciones. La probabilidad acumulada es simplemente la probabilidad de obtener un número determinado de excepciones, o menos, en la muestra cuando el nivel de cobertura real sea del 99%. Por ejemplo, la probabilidad acumulada para cuatro excepciones es la probabilidad de obtener entre cero y cuatro excepciones.

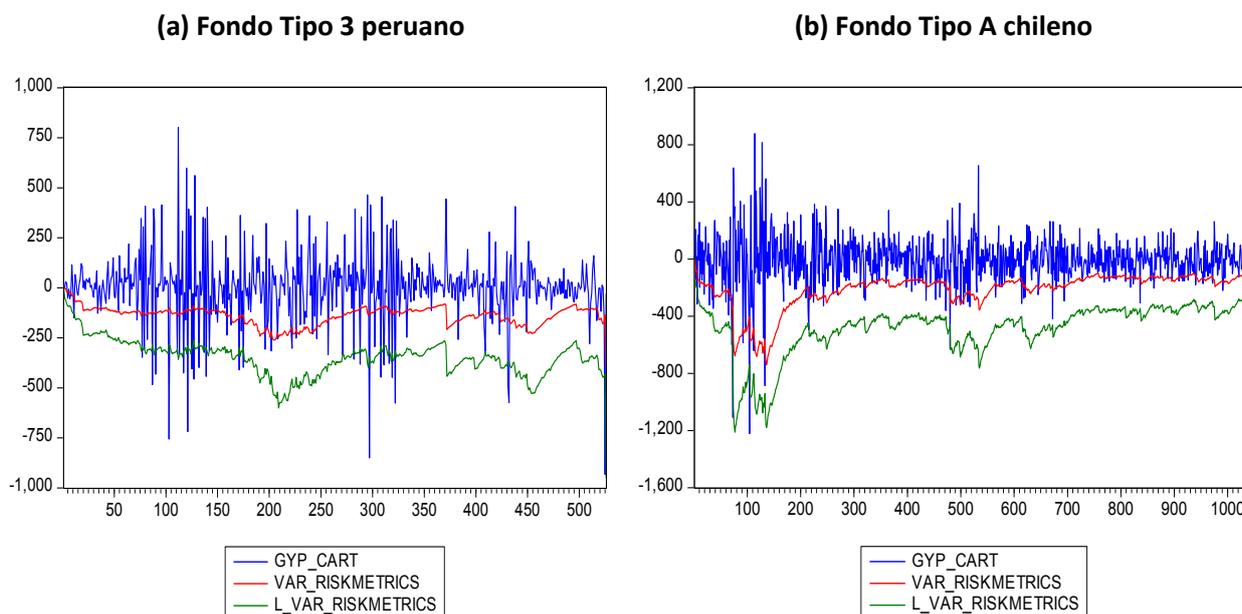
Fuente: Comité de Supervisión Bancaria de Basilea, Enero de 2016.

La sobreestimación de los modelos produce pocas violaciones, esto indica ineficiencia del uso del capital, por otro lado, la subestimación genera un alto número de violaciones que hace que la regulación del Comité lo penalice con cargos de capital. En este sentido, la gestión de riesgo de los fondos administrados se rige por los principios de Basilea II, el cual establece la tabla que determina los multiplicadores para requerimiento de capital que deberán de hacer según el número de excesos reportados como resultado de las pruebas retrospectivas del modelo.

La ilustración N° 12 muestra los resultados del backtesting del modelo convencional (VaR) y el modelo con ajuste de liquidez (L-VaR) al 99% de confianza para ambos portafolios durante los periodos de enero 2010 y diciembre del 2015. El panel a) corresponde al Fondo de pensiones tipo 3 peruano y muestra a través de la línea azul la evolución de las ganancias y pérdidas experimentadas por las variaciones del precio de las acciones que conforman el fondo debido a incertidumbres en los retornos futuros. La línea roja muestra las estimaciones de las máximas pérdidas esperadas (VaR estandar) del fondo peruano para un nivel de confianza del 99% y usando como volatilidad del portafolio la volatilidad de Riskmetrics propuesta por JP Morgan (1996). Finalmente, la línea verde muestra las estimaciones de las máximas pérdidas esperadas (L-VaR) contemplando los costos de liquidación (Spreads) de las acciones debido a la incertidumbre por el riesgo de liquidez y usando un factor de ajuste por colas anchas debido a la no normalidad en la distribución de los retornos. Por otro lado, el panel b), corresponde al Fondo de pensiones tipo A chileno al cual se hizo la misma evaluación en la medición del riesgo de mercado.

Ilustración 12. Backtesting de los modelos VaR y L-VaR

(Frecuencia: Diaria, 2010.01 - 2015.12)



Notas: (1) Se usó la metodología del VaR paramétrico como base tanto para el modelo VaR sin ajuste, como para el L-VaR que contempla las fluctuaciones de los costos de negociación (Spreads).

(2) La volatilidad de los fondos evaluados fue obtenida usando la metodología de volatilidad de Riskmetrics, para un $\Lambda = 0.94$.

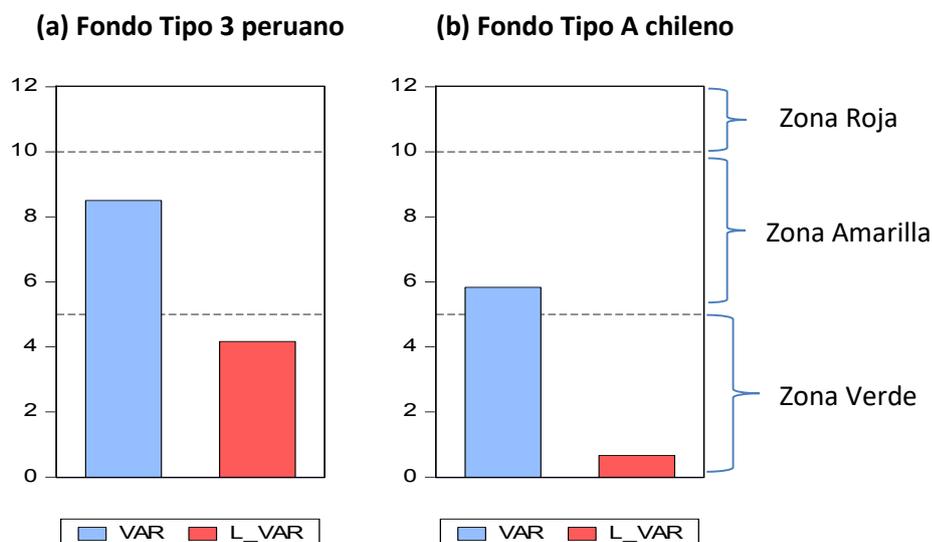
Fuente: Eviews Program

En ambos casos se aprecia que la metodología VaR no fue un buen cuantificador del riesgo en situaciones de estrés de los mercados financieros, por otro lado, la metodología L-VaR permitió capturar mejor el exceso de pérdidas sufridas por los modelos VaR convencionales debido a que el modelo contempló las posibles pérdidas por variaciones en los retornos y las posibles pérdidas por la exposición a la iliquidez del mercado (dado por los Spreads bid-ask de las acciones).

Sin embargo, las ganancias que se obtienen con el modelo L-VaR se reducen para mercados bursátiles desarrollados, ya que, las ventajas de infraestructura eficientes para la negociación de los valores mobiliarios, la mayor participación de los inversionistas, la mayor diversificación de valores y la mayor competencia entre los formadores de mercado ayudan a tener menores niveles de costos de negociación bursátil, mejores condiciones de liquidez para los participantes del mercado y por ende mejores condiciones para gestionar los riesgos financieros de las carteras.

A continuación, se presenta la siguiente ilustración que resume el número promedio de violaciones del backtesting (excesos de pérdidas) en 250 días de negociación que registraron los fondos con las 2 metodologías evaluadas: VaR y L-VaR.

Ilustración 13. Resumen del número de excesos de pérdidas de los modelos VaR y L-VaR



Notas: (1) El eje x indica el número de excesos de pérdidas de los modelos evaluados respecto a las pérdidas observadas de los fondos.
Fuente: Eviews Program

Del resultado mostrado en las 2 últimas ilustraciones, se desprende que, el número de excepciones encontrado para el fondo peruano de acuerdo a la metodología VaR convencional fue de 9 excepciones en el curso de 1 año, y que de acuerdo al método de las 3 zonas del Comité le corresponde un requerimiento de capital por riesgo de mercado asociado al factor multiplicador de la zona amarilla (1.92); mientras que, en el caso de la metodología L-VaR, se presentó 4 excepciones en el mismo periodo, correspondiéndole un requerimiento de capital por riesgo de mercado asociado al factor multiplicador de la zona verde (1.5). Este resultado permite mostrar que la metodología VaR suele subestimar las pérdidas esperadas de los portafolios, este sesgo es mayor en mercados con mayor exposición ante el riesgo de liquidez, por lo que, el uso de la metodología L-VaR permitiría reducir el sesgo de las estimaciones y traer consigo una mejor práctica de la gestión de los riesgos.

Con respecto al fondo chileno, los resultados de la metodología VaR convencional muestran que el número de excepciones presentadas por esta metodología fue de 6 veces en el curso de 1 año, ello corresponde a un requerimiento de capital por riesgo de mercado asociado al factor multiplicador de la zona amarilla (1.76); mientras que, la metodología L-VaR presentó 1 excepción en el mismo periodo de evaluación, correspondiéndole un requerimiento de capital por riesgo de mercado asociado al factor multiplicador de la zona verde (1.5). Este resultado permite mostrar que la metodología VaR, en el caso chileno, también suele subestimar las pérdidas esperadas de los portafolios, este sesgo es relativamente menor y se observa a través del número de excesos

reportado por el VaR, que para la tabla del Comité terminó ubicado en la parte inferior de la zona amarilla, por lo que, llevar a la zona verde no implica gran variación del factor multiplicador.

Los resultados comprendidos en la zona amarilla podrían corresponder tanto a modelos precisos como imprecisos, aunque Basilea sugiere a los supervisores presuponer que el modelo es impreciso, por lo que sugieren revisar el modelo. Ante ello, se vio que el modelo L-VaR permitió capturar la mayoría de las fluctuaciones de las pérdidas observadas de los fondos lo que llevó al número de excesos a la zona verde de la tabla del Comité correspondiente a un menor factor multiplicador ($k=1.5$), pero que, no necesariamente implicará menores cargos de capital a los gestores del portafolio, ya que, el uso de la metodología L-VaR, el cual contempló el ajuste por colas anchas de los retornos y ajuste por costos de liquidez de las acciones, implicará mayores estimaciones de pérdidas esperadas (VaR), llevando de esta manera a mayores cargos de capital de acuerdo al criterio propuesto por Basilea sobre los modelos internos para el requerimiento de capital por riesgo de mercado en las instituciones: $Max\left(k\frac{1}{60}\sum_{i=1}^{60} VaR_{t-i}, VaR_{t-1}\right)$, el cual indica que estará dado por el mayor valor entre el último VaR y 3 veces el promedio de los últimos 60 días ($K=3$).

Si bien, la metodología L-VaR implica, al final, mayores cargos de capital para los gestores de fondos, se justifica su uso en línea de los cambios que viene proponiendo Basilea para una adecuada capitalización de las instituciones y reducción del riesgo sistémico. Así mismo, las buenas prácticas de gestión de riesgos en los fondos son aún más necesarias en mercados emergentes caracterizados por altas volatilidades de los activos y mayores exposiciones a riesgos de liquidez (Spreads), dado que se pone en riesgo las pensiones futuras de muchos aportantes.

7.3.1 Contraste del modelo (Test de Kupiec - 1995)

La utilidad de los modelos VaR radica en su capacidad de predecir el riesgo razonablemente bien, por este motivo, es necesario que los modelos vayan acompañados de alguna herramienta que contraste si el modelo es apropiado o no. A continuación, se precisa una de las metodologías de contraste propuestas por Kupiec (1995)¹⁷, el cual está basada en el número de excesos de pérdidas producidos durante el periodo de mantención de la cartera.

Test de la Frecuencia de Excesos: Respecto al test, Ruiz, Stupariu y Vilariño (2015) mencionan que: “Un exceso se produce cuando las pérdidas de la cartera en un día determinado exceden al VaR estimado para el mismo día” (p. 33). El test de Kupiec generaliza esta idea considerando el número de excesos ocurridos durante un horizonte de tiempo determinado.

¹⁷ Tests diseñados por Kupiec: i) Test de la frecuencia de excesos, y ii) Test del tiempo hasta que se produce el primer exceso.

En este sentido, Kupiec (1995), desarrolló una metodología de contraste basado en un modelo binominal en la que los resultados observados de las pérdidas de la cartera, para cada día, puede superar (fracaso) o no superar (éxito) la cifra estimada por el VaR. La variable aleatoria número de fracasos (x) sería una variable Bernouilli, sin embargo, considerando el número de veces que ocurre fracaso en un horizonte de “ T ” días, hace que la variable “ x ” termine caracterizando un modelo Binomial $B(T, P^*)$, en la que “ T ” representa el horizonte de tiempo evaluado, y “ P^* ” la probabilidad de fracasar según el modelo (Para un VaR al 99% de nivel de confianza, $P^*=1\%$).

Vilariño (2016) señala que testear el modelo equivale a contrastar hipótesis nula (H_0) de cobertura correcta, es decir:

$H_0: P = P^*$ (*Probabilidad del exceso es igual a la probabilidad con la que se ha construido el VaR*)

El estadístico de prueba para contrastar la hipótesis nula está dado por la razón de verosimilitud (RV), cuya distribución, bajo la hipótesis nula, converge a una chi-cuadrada con 1 grado de libertad:

$$RV = -2Ln \frac{(1 - P^*)^{n-x} * (P^*)^x}{\left(1 - \frac{x}{n}\right)^{n-x} * \left(\frac{x}{n}\right)^x}$$

Donde:

P^* : *Probabilidad con la que se ha generado el VaR.*

n^* : *Número de días de la muestra.*

x^* : *Número de excesos que se ha observado en lo n días.*

Para un VaR calculado con un nivel de confianza, por ejemplo, del 95%, será apropiado encontrar que los excesos superen al VaR estimado por el modelo hasta un 5% de las veces. En la práctica, incluso, podrían ser permisibles aquellos que estén alrededor de los 6% o 7%, dado que sus causas podrían ser atribuidos a determinados factores; sin embargo, para casos iguales al 10% o más de las veces se sugiere realizar la revisión del modelo estimado.

La tabla N°14 presenta el Test de la frecuencia de excesos de los modelos evaluados anteriormente: Modelo VaR y L-VaR. Las pruebas se realizan para los niveles de significancia del 5% y 1% y se obtienen como resultado niveles de RV mayores a los valores críticos de la Chi-cuadrada (5% y 1%) para los modelos VaR convencionales de ambos tipos de fondos (peruano y chileno) por lo que se rechaza la hipótesis nula (H_0) y se concluye que la probabilidad con la que se calcula el VaR (P^*) difiere de la probabilidad con la que se producen las pérdidas extremas de la cartera (P). Por otro lado, en los modelos L-VaR se obtienen niveles de RV menores a los valores críticos de la Chi-cuadrada (En fondos chileno al 1%, y en el fondo peruano al 5%), por lo que no se rechaza la

hipótesis nula (H_0) y se concluye que la probabilidad con la que se calcula el L-VaR (P^*) no difiere de la probabilidad con la que se producen las pérdidas extremas de la cartera (P).

Tabla 14. Resumen del Test de la frecuencia de excesos de Kupiec:

Modelos VaR y L-VaR					
Nivel de Significancia	Valor Crítico Chi2(1-α,1)	Ratio Verosimilitud (RV)			
		Fondo 3 peruano		Fondo A chileno	
		VaR	L-VaR	VaR	L-VaR
5%	3.841	53.59*	0.84	36.27*	69.0*
1%	6.635	144.37*	39.21*	35.91*	5.31

Nota: (1) “*” Indica rechazo de la Hipótesis nula.

(2) Hipótesis nula (H_0): $P = P^*$ (Probabilidad con la que se dan las pérdidas reales de la cartera= probabilidad con la que se calcula el modelo).

Fuente: Eviews Program. Elaboración Propia

8 CONCLUSIONES

Entre los primeros resultados, el modelo ARDL encuentra evidencia empírica para el mercado bursátil peruano que el volumen, precio, volatilidad de retornos y los formadores de mercado (market maker) tienen contenido informacional que permite explicar las fluctuaciones de los Spreads de las acciones en el corto y largo plazo.

Para carteras de acciones líquidas y menos líquidas de la BVL se encuentra que la volatilidad de los retornos influye positivamente sobre los Spreads de las acciones, mientras que el precio de las acciones y los formadores de mercado influyen negativamente; por otro lado, los volúmenes de negociación de las acciones influyen de manera diferenciada: Positivamente en carteras de acciones líquidas, pero negativamente en cartera de acciones ilíquidas. Todas estas variables bursátiles influyen a través de las principales fuentes de variación de los Spreads: Costo de procesamiento de órdenes (CPO), costo de manejo de inventarios (CMI) y el costo de selección adversa (CSA).

Asimismo, el Modelo de Corrección de Errores (MCE) muestra que los Spreads de las acciones menos líquidas de la BVL, tienen un periodo promedio de ajuste lento de casi 4 días de negociación (respecto a Menyah & Paudyal (1996) aplicado a la bolsa de Londres, de 1 día aprox.) para su restablecimiento debido a choques bursátiles temporales presentados en el mercado; este ajuste lento es explicado, en parte, por la escasa presencia de market makers en el mercado bursátil peruano al no garantizar flujos de transacción mucho más continua de los valores.

Los resultados de la segunda parte del trabajo muestran que, en mercados con poca presencia de market makers, la volatilidad de los Spreads de las acciones genera un componente adicional mayor de Costo de Liquidez Exógena (CLE) en la medición del riesgo mercado de carteras de acciones de mercados emergentes, en este sentido, ignorar esta volatilidad (VaR tradicional) conlleva a subestimar la medición el riesgo de mercado al cual están expuesto las carteras de inversión. La metodología L-VaR, propuesta por Bangia et al. (1998), evidencia para la cartera de acciones locales del Fondo 3 peruano un componente de Costo de liquidez Exógena (CLE) mayor (5.5% del Fondo 3) respecto a su par chileno (1.9% del Fondo A), es decir la iliquidez del mercado bursátil peruano castiga 2.8 veces el costo de liquidez relativo del mercado bursátil chileno, dando a entender que la eficiencia del mercado bursátil peruano, medido por los costos de negociación implícitos de las acciones, son menores que la del mercado bursátil chileno.

Finalmente, se encuentra que la metodología ajustada L-VaR mejora la capacidad predictiva del riesgo total de las carteras de acciones en términos de Backtesting y pruebas de contraste de Kupiec (1995), al presentar un menor número de excesos de pérdidas estimadas respecto al modelo convencional, y estando dentro de los límites establecidos por la tabla del multiplicador del capital del Comité referente a la regulación del riesgo de mercado. Si bien, este resultado supone mayores cargos de capital para los gestores de fondos, se justifica en línea de los cambios que viene proponiendo Basilea para la adecuada capitalización de las instituciones y reducción del riesgo sistémico.

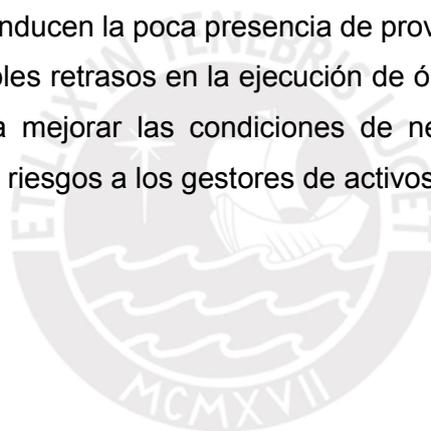
9 RECOMENDACIONES

De los resultados obtenidos y la literatura revisada se plantean las siguientes recomendaciones:

- Diseñar políticas de incentivos para pequeñas y medianas empresas que cotizan en la BVL a fin de alentar la tenencia de formadores de mercado (market makers) para sus valores, y de esta forma promover flujos de transacción más continua, reducción de costos de negociación implícitos (Spreads) para inversores, mejoras en la capacidad de respuesta del mercado ante choques bursátiles y aumentos de eficiencia y liquidez del mercado bursátil peruano.
- Facilitar la entrada de los formadores de mercado e implementar políticas de incentivos para alentar que estas sociedades sean formadores de mercado de más de un valor o empresa, con propósitos de reducir los riesgos asociados a los costos de procesamiento de órdenes (CPO) y los costos de manejo de inventario (CMI) que enfrentan los market makers tanto en carteras líquidas y menos líquidas de la BVL.

- Facilitar avances y mejoras a las plataformas de negociación electrónica de la BVL y a los mecanismos de provisión oportuna de la información sobre los hechos de importancia de las empresas a fin de promover transparencia y confiabilidad para los inversores y mitigar los costos de selección adversa (CSA) presentes en los Spreads de los formadores de mercado.
- Promover normas que exijan incorporar volatilidades de Spreads bid-ask de las acciones dentro de las metodologías de riesgo de mercado de las instituciones (modelos internos para requerimientos de capital por riesgos de mercado y liquidez), a fin de contemplar los riesgos de liquidez que asumen los gestores de portafolios al invertir en acciones de mercados emergentes, y de esta manera contribuir con las mejoras en las prácticas de la gestión de riesgo de mercado.

Las investigaciones futuras deberían encaminarse a examinar características de la liquidez endógena del mercado, ello supondría un mayor esfuerzo debido a la necesidad de la información con frecuencia intra-diaria necesaria para su desarrollo, no obstante, mejoraría la estimación del riesgo total de las carteras de inversión. Asimismo, deberían encaminarse a explicar las razones que conducen la poca presencia de proveedores de liquidez en el mercado bursátil peruano y los posibles retrasos en la ejecución de órdenes, a partir del cual se deriven medidas que conduzcan a mejorar las condiciones de negociación del mercado y brindar herramientas de gestión de riesgos a los gestores de activos.



REFERENCIAS

- [1] Amihud, Y. & Mendelson, H. (1980). "Dealership market: Market making with inventory". *Journal of Financial Economics* 8, pp. 31–53.
- [2] Bangia, A., Diebold, F., Schuermann, T. y Stroughair, J. (1998). "Modeling Liquidity Risk with Implications for Traditional Market Risk Measurement and Management". Working Paper, Wharton School, University of Pennsylvania.
- [3] Baker K. & Filbeck G. (2015). "Investment Risk Management". Oxford University press 2015.
- [4] Benston, G. & Hagerman, R. (1974). "Determinants of bid-ask spread in the over-the-counter market". *Journal of Financial Economics* 1, pp. 353-364.
- [5] Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*", 31, pp. 309–328.
- [6] Copeland, T. E., & Stoll, H., (1990). "Trading Markets," In Dennis E. Logue (cd.), *Handbook of Modern Finance*, 2th ed., Warren, Gorham & Lamont, Boston.
- [7] Copeland, T. & Galai, D. (1983). "Information effects on the bid-ask spread". *Journal of Finance* 38, pp. 1457-1469.
- [8] Comité de Supervisión Bancaria de Basilea. (enero, 2016). "Requerimientos mínimos de capital por riesgo de mercado". Bank for International Settlements (BIS). Recuperado de: <http://www.asbaweb.org/E-News/enews-44/Docs/banksup/06ESPbanksup.pdf>.
- [9] Cuneo, L., Wagner, W., (1975). "Reducing the cost of stock trading". *Financial Analysts Journal* 26, pp. 35-44.
- [10] Damodaran, A. (2006). "Damodaran on Valuation". New York: Wiley.
- [11] Demsetz, H. (1968), "The cost of transacting", *Quarterly Journal of Economics*, 82, pp. 33-53.
- [12] De Lara, H. A. (2005). "Medición y Control de riesgos financieros". 3a ed. México D.F: Limusa, 2005.
- [13] D'Hondt, C., & Giraud, R. (2008). "Transaction Cost Analysis A-Z A step towards best execution in the Post-MiFID Landscape". An EDHEC Risk and Asset Management Research Centre Publication.
- [14] Dowd, K. (2005). "Measuring Market risk". (2th ed.). Chischester, Inglaterra: John Wiley & Sons.

- [15] Easley, D. & O'Hara, M. (1992). "Time and the process of security price adjustment". *Journal of Finance* 47, pp. 577–606.
- [16] Emna, R & Chokri, M. (2014). "Measuring Liquidity Risk in an Emerging Market: Liquidity Adjusted Value at Risk Approach for High Frequency Data". *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol. 4, No. 1, pp.40-53.
- [17] Garman, M. (1976), "Market microstructure", *Journal of Financial Economics* 3, pp. 257-275.
- [18] Giles, D. (19 de junio del 2013). ARDL Models – Part II Bounds Test. [Blog post]. *Econometrics Beat*. Recuperado de: <http://davegiles.blogspot.pe/2013/06/ardl-models-part-ii-bounds-tests.html>
- [19] Glosten, R., & Harris, L., (1988), "Estimating the Components of the Bid-Ask Spread," *Journal of Financial Economics*, 21, 123-142.
- [20] Glosten, L. & Milgrom, P. (1985). "Bid, Ask, and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders". *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 71–100.
- [21] Gregoriou, A., Ioannidis, C. & Skerratt, L. (2005). "Information Asymmetry and the Bid-Ask Spread: Evidence from the UK". *Journal of Business Finance & Accounting*, 32, pp. 1801-1826.
- [22] Harris, M. & Raviv, A. (1993). "Differences of Opinion Make a Horse Race". *Review of Financial Studies*, 6, pp. 473-506.
- [23] Huang, R., & Stoll, H. (1997). "The components of the bid-ask spread: a general approach". *Review of Financial Studies* 10, pp.995-1034.
- [24] Hull, J. (2012). "Risk Management and Financial Institutions". 3th ed. Jhon Wiley & Sons.
- [25] Jarrow, R. y Subramanian (1997) "Mopping up Liquidity". *Risk Magazine* 10 (12), pp. 170-173.
- [26] Jarrow, R. y Subramanian (1999) "Liquidity Discount". Manuscrito, Cornell University, Julio.
- [27] Jorion, P. (2001). "Financial Risk Manager Handbook". (2th ed.). New Jersey: Wiley & Sons, Inc. pp, 247-389.
- [28] Johnson, C., 2002. "Value at Risk: Teoría y Aplicaciones". Documento de Trabajo N°136, Banco Central de Chile.
- [29] JP Morgan Bank (1996). "Risk Metrics - Technical Document". Discussion paper.
- [30] Kapingura, F. & Ikhide, S. (2015). "Macroeconomic Determinants of Liquidity of the Bond Market in Africa: Case Study of South Africa". *Journal of Economics and Behavioral Studies*, Vol. 7(3), pp. 88-103.

- [31] Kupiec, P. H. (1995). "Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models". The Journal of Derivatives, 3(2), 73-84. Recuperado de: <http://doi.org/10.3905/jod.1995.407942>.
- [32] Lamothe P. y Vásquez F. (2012). "Valor en Riesgo ajustado por riesgo de liquidez, propuesta de aplicación a cartera de acciones chilenas". Análisis Financiero, N° 118.2012. pp. 66-81.
- [33] Lee, C., Mucklow, B. & Ready, M. (1993). "Spreads, Depths, and the Impact of Earnings Information: An Intraday Analysis". Review of Financial Studies, Vol. 6, pp. 345-374.
- [34] Markowitz, H. M. (1995). "Portfolio Selection". Journal of Finance. N°. 47. American Finance Association pp. 1259-1258.
- [35] Menyah, K. & Paudyal, K. (1996). "The determinants and dynamics of bid-ask spreads on the London stock exchange", Journal of Financial Research, Vol. XIX (3), pp. 377-394.
- [36] Morales, L. y Soto, C. (2008). "Riesgo de Mercado y Riesgo de Liquidez en el mercado de capitales venezolano: Una aplicación del VaR ajustado por liquidez". Trabajo de Investigación.
- [37] Rojas, B. (2015). "Modelo de Valor en Riesgo Ajustado por Liquidez: Aplicación al Mercado de Renta Variable Colombiano". Categoría Postgrado.
- [38] Ruiz, J., Stupariu, P. y Vilariño, Angel. (2015). "Modelos VaR para calcular el capital mínimo regulatorio por riesgo de mercado". (p. 33). Papeles de Europa. Vol. 28, Num. 1(2015). Madrid, España.
- [39] Russell, J., Tsay, R. & Zhang, M. (2007). "Determinants of bid and ask quotes and implications to the cost of trading." Working paper. Chicago: Graduate School of Business, University of Chicago.
- [40] Stoll, H., (1989). "Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests". Journal of Finance, 44, pp. 115-134.
- [41] Stoll, H. (1978). "The supply of dealer services in security markets". Journal of Finance 33, pp.1133-1151.
- [42] Vásquez, J. (2010). "Riesgo de liquidez y valoración de activos en el mercado bursátil chileno". Tesis Doctoral, pp. 204-230, Universidad Autónoma de Madrid (UAM).
- [43] Vilariño, A. (2016). "Riesgos de mercado, fundamentos, modelos y aplicaciones". (pp. 40-214) Madrid, España: Garceta.

ANEXOS

Tabla 15. Estadísticos descriptivos de Carteras líquidas e ilíquidas de la BVL

(Periodo: 2005.01 – 2017.12) – Primera Muestra del trabajo

Variables	Unidad	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv.	Skewnes	Kurtosis
Panel A: Cartera Líquida (C1)								
Spread	%	1.87	1.47	10.68	0.02	1.39	1.93	7.98
Volumen	Miles de acc.	1,170	573	71,783	6.0	2,476	13.4	301
Precio	S/.	3.95	4.02	6.88	1.23	1.58	-0.08	1.68
Volatilidad	Unid.	0.01	0.005	0.15	0.00	0.01	4.39	40.96
Cap. Mcdo	MM S/.	8,324	8,812	15,616	1,804	2,786	-0.52	3.24
Panel B: Cartera Ilíquida (C2)								
Spread	%	2.43	1.82	15.20	0.03	2.04	2.06	8.09
Volumen	Miles de acc.	218	75	37,467	2	1,347	20	442
Precio	S/.	8.21	7.99	21.60	1.80	3.88	1.26	5.06
Volatilidad	Unid.	0.01	0.01	0.28	0.00	0.02	4.42	37.11
Cap. Mcdo	MM S/.	7,581	7,028	22,899	2,381	3,742	1.3	4.71

Notas: (1) El tamaño de la muestra de la Cartera líquida (C1) es de 2,648 observaciones, y de la Cartera Ilíquida (C2) es de 2,267 observaciones, ambas carteras comprendidas entre el rango de periodo 2005.01 - 2017.12, y para una frecuencia diaria.

(2) C1 está conformada por las 5 acciones más líquidas del Índice S&P/BVL Perú General del 2015, y la C2 por las 5 acciones menos líquidas del mismo índice.

(3) Las variables Spread, volumen, precio y volatilidad de las carteras C1 y C2 han sido obtenidos a través de la ponderación por el nivel de capitalización bursátil de cada una de las empresas dentro de las carteras.

Fuente: Bloomberg - Elaboración Propia.

Tabla 16. Estadísticos Descriptivos de las Carteras líquidas e ilíquidas según empresas

(Periodo: 2005.01 – 2017.12) – Primera Muestra del trabajo

Empresas	Spread (%)				Volumen (Miles de acciones)				Precio (S/.)			
	Media	Máx.	Mín.	Desv.	Media	Máx.	Mín.	Desv.	Media	Máx.	Mín.	Desv.
Panel A: Cartera Líquida (C1)												
Volcab	2.1%	28.6%	0.0%	3.4%	3,755	279,331	11	9,364	1.44	4.42	0.17	0.88
Alicor	2.4%	22.2%	0.0%	2.8%	356	32,098	0.3	1,083	5.38	10.75	1.31	2.66
Continental	2.2%	24.6%	0.0%	3.1%	530	29,282	0.9	1,388	2.43	4.50	0.49	0.90
Lusur	2.0%	22.2%	0.0%	2.7%	92	18,974	0.3	585	7.43	13.15	2.80	2.83
GyM	3.9%	88.3%	0.0%	7.4%	429	49,852	0.5	1,416	5.24	12.79	0.33	3.33
Panel B: Cartera Ilíquida (C2)												
Milpo	2.4%	31.9%	0.0%	3.1%	899	265,065	0.7	8,932	3.43	6.13	0.55	1.43
Aceros Arequip	2.5%	25.8%	0.0%	3.0%	443	18,960	0.8	660	1.22	2.74	0.26	0.66
Scotia	2.8%	24.4%	0.0%	3.2%	68	101,458	0.1	2,132	14.91	34.51	3.92	5.92
Telefónica	4.7%	33.9%	0.0%	4.3%	28	981	0.8	50.3	2.60	5.50	1.35	0.67
Casa-Grande	2.6%	36.5%	0.0%	3.4%	93	48,204	0.3	1,088	8.40	18.90	1.04	4.26

Notas: (1) Datos con frecuencia diaria del conjunto de empresas que conforman cada cartera (C1 y C2) considerada para la evaluación de la 1ra parte del trabajo (Determinantes bursátiles del Spreads).

Fuente: Bloomberg - Elaboración Propia.

Tabla 17. Estadísticos descriptivos de acciones que conforman los Fondos de Pensiones tipo 3 y tipo A de AFP's peruanas y chilenas, respectivamente.

(Periodo: 2010.01 - 2015.12) – Segunda Muestra del trabajo

Empresa/Sticker	Mid Price (US\$)			Spread (%)			Volatilidad de los retornos			Volatilidad de los Spreads		
	Media	Máy.	Mín.	Media	Máy.	Mín.	Media	Máy.	Mín.	Media	Máy.	Mín.
Panel A: Fondo de Pensión Tipo 3 (Perú)												
BBVA	1,089	1,460	0,748	1,6%	25,5%	0,0%	0,021	0,138	0,000	0,011	0,153	0,000
Scotia	6,951	8,967	4,756	2,7%	16,2%	0,0%	0,025	0,136	0,000	0,018	0,106	0,000
Pacasmayo	2,175	3,032	1,090	2,3%	35,4%	0,0%	0,026	0,229	0,000	0,016	0,250	0,000
Ferreyros	0,646	0,949	0,400	1,4%	15,6%	0,0%	0,025	0,159	0,000	0,009	0,108	0,000
Milpo	1,405	2,060	0,342	2,1%	32,5%	0,0%	0,025	0,258	0,000	0,015	0,224	0,000
Edegel	0,601	1,028	0,352	2,8%	30,8%	0,0%	0,023	0,233	0,000	0,018	0,209	0,000
(...)												
IFS	30,288	41,500	20,300	1,8%	16,0%	0,0%	0,020	0,132	0,000	0,012	0,100	0,000
Panel B: Fondo de Pensión Tipo A (Chile)												
Aesgener	0,558	0,723	0,409	1,1%	8,8%	0,0%	0,013	0,248	0,000	0,006	0,058	0,000
Falabella	8,621	12,024	5,331	0,7%	16,4%	0,0%	0,013	0,417	0,000	0,004	0,115	0,000
Gasco	2,647	4,039	1,615	2,4%	23,9%	0,0%	0,016	0,244	0,000	0,013	0,169	0,000
SM	0,305	0,416	0,120	0,9%	17,1%	0,0%	0,013	0,477	0,000	0,005	0,120	0,000
Sonda	2,464	3,634	1,459	0,9%	15,4%	0,0%	0,013	0,345	0,000	0,006	0,109	0,000
CM	3,302	5,483	2,033	0,9%	12,1%	0,0%	0,013	0,305	0,000	0,005	0,081	0,000
(...)												
Orob	0,009	0,022	0,002	6,3%	125%	0,0%	0,038	1,649	0,000	0,033	0,848	0,000

Notas: (1) El tamaño de la data histórica del Fondo 3 peruano es de 526 observaciones, y del Fondo A chileno es de 1,165; ambos fondos comprendidos entre el rango del periodo 2010.01 - 2015.12.

(2) Por un tema de disponibilidad de espacio sólo se presentan en este cuadro algunas de las acciones evaluadas (inversiones en acciones locales de cada fondo).

Fuente: Bloomberg - Elaboración Propia.

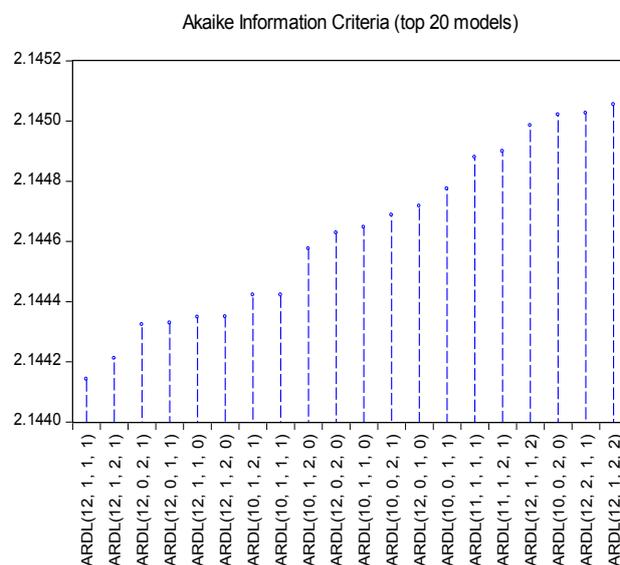
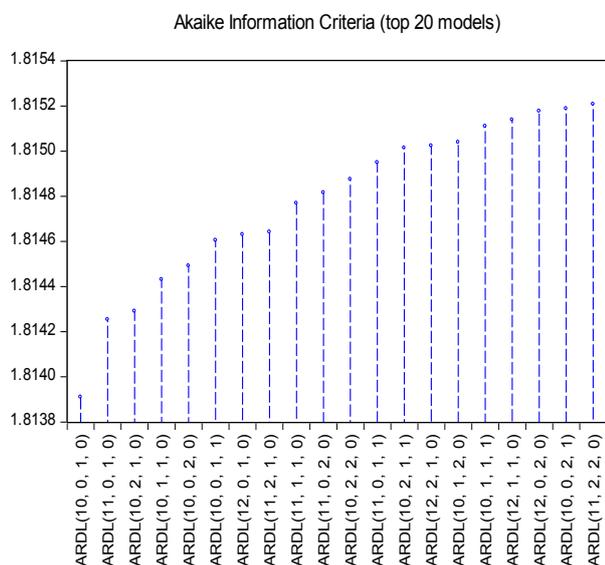
Ilustración 14. Criterios de Información de Akaike (CIA) de los Modelos ARDL estimados

A) Cartera Líquida (C1)

B) Cartera Ilíquida (C2)

Modelo seleccionado: ARDL(10,0,1,0)

Modelo seleccionado: ARDL(12,1,1,1)



Notas: La selección del modelo a estimar en cada cartera obedece el criterio Akaike, y la selección específica del modelo en cada caso se realiza sobre un conjunto de los 20 mejores modelos evaluados.

**Tabla 18. Test de Autocorrelación LM de los residuos del Model ARDL
(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)**

Panel A (Cartera Líquida - C1)

Rezago	Estadístico LM	P-Value
LM(1)	0.716657	0.3972
LM(2)	1.458553	0.4823
LM(3)	1.473986	0.6883
LM(4)	2.316393	0.6778
LM(5)	3.902558	0.5635
LM(6)	4.139068	0.6579

Panel B (Cartera Ilíquida - C2)

Rezago	Estadístico LM	P-Value
LM(1)	0.227037	0.6337
LM(2)	0.551576	0.7590
LM(3)	3.947787	0.2672
LM(4)	6.109651	0.1911
LM(5)	8.621721	0.1251
LM(6)	9.097508	0.1682

Nota: Ho: No existe correlación serial hasta el orden "p"

Tabla 19. Autocorrelograma de los Residuos del Modelo ARDL

Panel A (Cartera Líquida – C1)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.001	0.001	0.0037	0.952
		2	-0.003	-0.003	0.0297	0.985
		3	-0.003	-0.003	0.0475	0.997
		4	-0.005	-0.005	0.1216	0.998
		5	-0.004	-0.004	0.1731	0.999
		6	-0.003	-0.003	0.1968	1.000
		7	-0.011	-0.011	0.4988	0.999
		8	0.003	0.003	0.5247	1.000
		9	-0.006	-0.006	0.6286	1.000
		10	0.000	0.000	0.6289	1.000
		11	0.012	0.011	0.9877	1.000
		12	0.018	0.018	1.8833	1.000
		13	-0.030	-0.030	4.2379	0.988
		14	0.020	0.021	5.3389	0.981
		15	0.002	0.002	5.3461	0.989
		16	-0.002	-0.002	5.3563	0.994
		17	0.010	0.010	5.6232	0.995
		18	-0.012	-0.012	6.0265	0.996
		19	-0.009	-0.009	6.2516	0.997
		20	0.001	0.001	6.2544	0.999
		21	0.025	0.026	7.9065	0.996
		22	0.014	0.014	8.4534	0.996
		23	0.010	0.009	8.6999	0.997
		24	-0.019	-0.018	9.6303	0.996

Panel B (Cartera Ilíquida – C2)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.003	0.003	0.0169	0.897
		2	0.004	0.004	0.0528	0.974
		3	-0.011	-0.011	0.3490	0.951
		4	-0.011	-0.011	0.6197	0.961
		5	0.009	0.009	0.7965	0.977
		6	0.006	0.006	0.8757	0.990
		7	-0.011	-0.011	1.1511	0.992
		8	-0.020	-0.020	2.0336	0.980
		9	0.002	0.003	2.0435	0.991
		10	-0.021	-0.021	3.0252	0.981
		11	-0.015	-0.016	3.5315	0.982
		12	-0.029	-0.029	5.4588	0.941
		13	0.052	0.053	11.667	0.555
		14	-0.022	-0.023	12.731	0.548
		15	-0.012	-0.013	13.039	0.599
		16	0.013	0.014	13.408	0.643
		17	0.032	0.033	15.714	0.544
		18	0.023	0.020	16.918	0.529
		19	0.006	0.004	16.995	0.590
		20	0.013	0.014	17.362	0.629
		21	-0.021	-0.019	18.401	0.624
		22	0.054	0.051	24.951	0.299
		23	0.022	0.023	26.072	0.297
		24	0.015	0.015	26.572	0.325

Nota: (1): El Correlograma de residuos de los Modelos ARDL estimados para ambos modelos muestra la no existencia del problema de correlación serial significativa en los residuos.

Tabla 20. Test de Normalidad de los residuos del Modelo ARDL

Panel A (Cartera Líquida C1)				Panel B (Cartera Ilíquida C2)			
Skewness	Kurtosis	Estadístico JB	P-Value	Skewness	Kurtosis	Estadístico JB	P-Value
-0.070334	3.15819	4.92559	0.08519	-0.155622	4.22758	150.694	0.0000
Nota: Ho: Normalidad de los residuos				Nota: Ho: Normalidad de los residuos			

Tabla 21. Test de Cointegración de L.P. de la Cartera líquida (C1) y Cartera ilíquida (C2)

ARDL Bounds Test

Test Statistic	Cartera Líquida (C1)		Cartera Ilíquida (C2)	
	Value	k	Value	k
F-statistic	32.23213	3	17.03216	3
Critical Value Bounds				
Significance	I0 Bound	I1 Bound	I0 Bound	I1 Bound
10%	3.47	4.45	2.72	3.77
5%	4.01	5.07	3.23	4.35
2.5%	4.52	5.62	3.69	4.89
1%	5.17	6.36	4.29	5.61

Notas: (1) Ho: No existe relación de largo plazo entre las variables.

(2) K: Indica el número de variables explicativas.

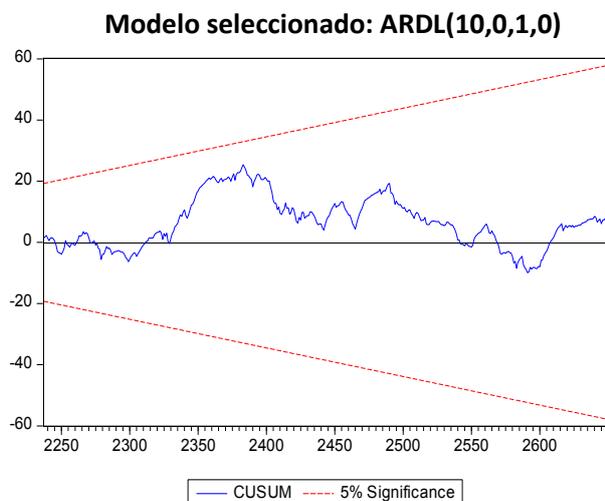
(3) Los v.c. del test fueron construidos para los rangos "si todas las variables fueran I(0), y si todas las variables fueran I(1)". Tabulados por Pesaran et al. (2001).

Tabla 22. Test de Wald para los parámetros estimados del Modelo ARDL

Panel A (Cartera Líquida C1)				Panel B (Cartera Ilíquida C2)			
Wald Test: Equation: ARDL_C1				Wald Test: Equation: ARDL_C2			
Test Statistic	Value	df	Probability	Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	45.1629	(15, 2617)	0.000	F-statistic	37.3855	(19, 2229)	0.000
Chi-square	677.444	15	0.000	Chi-square	710.325	19	0.000
Ho: C(1)=C(2)= =C(15)=0				Ho: C(1)=C(2)= ... =C(19)=0			

Ilustración 15. Test de CUSUM de los Modelos ARDL estimados

A) Cartera Líquida (C1)



B) Cartera Ilíquida (C2)

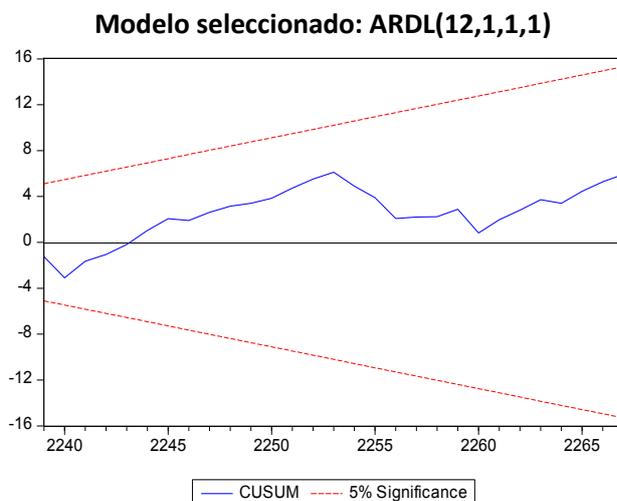


Tabla 23. Acciones del Fondo tipo 3 peruano – Dic. 2015*

Nº	Empresas	MM US\$	Pesos (%)
1	CONTINENTAL	55.91	9,0%
2	SCOTIABANK	6.37	1,0%
3	ALICORP S.A.	129.83	20,8%
4	PACASMAYO S.A.A	70.94	11,4%
5	UNACEM S.A.A.	65.36	10,5%
6	FERREYCORP	30.63	4,9%
7	G & M S.A.	23.96	3,8%
8	ATACOCHA	1.26	0,2%
9	EL BROCAL	0.11	0,0%
10	MILPO	23.14	3,7%
11	MINSUR	32.73	5,3%
12	VOLCAN	26.28	4,2%
13	CREDICORP	20.60	3,3%
14	INTERGROUP	38.11	6,1%
15	EDEGEL S.A.	86.52	13,9%
16	LUZ DEL SUR	11.59	1,9%
TOTAL FONDO		623,34	100%

* Cartera correspondiente a las Inversiones en acciones locales.

Tabla 24. Acciones del Fondo tipo A chileno – Dic. 2015*

Nº	Empresas	MM US\$	Pesos (%)	Nº	Empresas	MM US\$	Pesos (%)
1	AESGENER	206.04	11,0%	18	LAS CONDES	0.14	0,0%
2	COLBUN	221	11,8%	19	MARINSA	1.42	0,1%
3	ECL	95.99	5,1%	20	NORTEGRAN	4.61	0,2%
4	EDELMAG	0.66	0,0%	21	NUEVAPOLAR	0.71	0,0%
5	ALMENDRAL	20.94	1,1%	22	ORO BLANCO	13.29	0,7%
6	ENTEL	54.7	2,9%	23	PARAUCO	17.43	0,9%
7	AGUAS-A	4.49	0,2%	24	RIPLEY	19.8	1,1%
8	BANMEDICA	13.26	0,7%	25	SECURITY	1.33	0,1%
9	BANVIDA	0.69	0,0%	26	SK	32.94	1,8%
10	BCI	33.53	1,8%	27	SM-CHILE B	11.37	0,6%
11	BSANTANDER	79.16	4,2%	28	SONDA	77.14	4,1%
12	CENCOSUD	240.83	12,8%	29	SOQUICOM	0.22	0,0%
13	CHILE	88	4,7%	30	VAPORES	9.49	0,5%
14	FALABELLA	134.15	7,1%	31	ANDINA-A	10.74	0,6%
15	GASCO	0.5	0,0%	32	ANDINA-B	3.87	0,2%
16	IAM	1.52	0,1%	33	BESALCO	2.67	0,1%
17	LAN	164.33	8,7%	34	CCU	2.04	0,1%

Nº	Empresas	MM US\$	Pesos (%)
35	CEMENTOS	2.86	0,2%
36	CONCHATORO	6.54	0,3%
37	CRISTALES	11.47	0,6%
38	EMBONOR-B	4.62	0,2%
39	FORUS	3.9	0,2%
40	FOSFOROS	0.37	0,0%
41	QUINENCO	9.82	0,5%
42	SALFACORP	3.87	0,2%
43	VOLCAN	0.42	0,0%
44	ANTARCHILE	29.94	1,6%
45	CAP	1.09	0,1%
46	CMPC	79.76	4,2%
47	COLOSO	0.18	0,0%
48	COPEC	151.02	8,0%
49	MASISA	3.74	0,2%
TOTAL FONDO		1,878.6	100%

* Cartera correspondiente a las Inversiones en acciones locales chilenas.