

UN ANALISIS DE LA VOLATILIDAD DEL BONO SOBERANO CHILENO*

CHRISTIAN A. JOHNSON**

Banco Central de Chile

Abstract

International capital market integration together with increasing international volatility requires an accurate evaluation of the potential losses that portfolio managers may face as a result of international turbulence. Assets with high liquidity standards can be evaluated by the traditional Value at Risk approach (VaR), however, this statistic underestimates the true value of the potential losses when the instrument is not liquid. This paper applies the methodology of liquidity adjusted VaR to the Chilean sovereign bond by incorporating bid-ask spread fluctuations when evaluating a portfolio risk.

I. Introducción

La evaluación cada vez más precisa del nivel de riesgo que enfrenta un portafolio de inversión es materia que preocupa a los inversionistas institucionales. La alternativa actualmente utilizada se conoce como *Value at Risk*¹ (VaR), y considera que los activos en cuestión tienen una liquidez estable en el tiempo, la cual está reflejada en un *spread bid-ask* relativamente estable en el tiempo. Esta

* Se agradece a Marcelo Reyes el envío de parte de los datos utilizados en el estudio y a los valiosos comentarios expresados por dos árbitros de la revista. Las opiniones expresadas en el documento no corresponden necesariamente a la visión del Banco Central de Chile ni a miembros de su Consejo.

** División de Estudios. Email: cjohnson@bcentral.cl.

es la situación que se observa para activos como los papeles *benchmark* del tesoro americano, las acciones del Dow Jones y las operaciones de cambio de monedas que involucran al dólar americano, al Euro y al Yen japonés.

Sin embargo, los portafolios de inversión poseen activos de diferentes características, asociadas a sus grados de liquidez, duración de su transacción, duración del instrumento, moneda o simplemente son instrumentos originados en distintos países. Esta diversidad quita relevancia al cálculo que se efectúa normalmente para definir la posición de riesgo de un fondo de inversión. La pregunta que surge es si los tenedores de estos activos en un ambiente de turbulencia internacional, como el presentado en 1997-98 con las crisis asiática y rusa, y enfrentados a la necesidad de resistir restricciones de liquidez en sus respectivas carteras, se ven obligados a aceptar diferenciales *bid-ask* superiores a los que se evidencian en un ambiente financiero estable.

Este documento presenta un análisis del efecto que existe sobre la valoración del riesgo de un activo cuando este presenta cierto grado de iliquidez denominada exógena (entendiendo por éste a aquel que es independiente del volumen transado en el mercado), la cual se manifiesta a través de fuertes fluctuaciones en los *spreads* ofrecidos por las contrapartes. Para esto se toma información histórica referida al papel soberano chileno de madurez de 10 años, emitido el 28 de abril de 1999, y que sirve principalmente como referencia que tiene el mercado de la evaluación del desempeño de la economía chilena.

Considerando la poca presencia que tiene este activo en el ámbito internacional, y su consecuente poca liquidez, es posible derivar un cálculo del coeficiente de riesgo por el cual debiera ajustarse este tipo de activos, al momento de evaluar la posición global de riesgo de un portafolio. Siguiendo la metodología propuesta por Bangia *et al.* (1999), se encuentra que el ajuste requerido para el papel soberano chileno corresponde aproximadamente al 10%, de manera que cualquier cálculo tradicional del VaR subestima su verdadero valor.

Es así como esta metodología tiene la virtud de proponer un mecanismo de ajuste de rápida implementación al cálculo de VaR tradicional, incorporando aspectos de volatilidades de los *spreads* observables en el mercado, que el VaR tradicional ni siquiera cuestiona. Esto facilita la evaluación del riesgo de instrumentos (o carteras) que carecen de un grado de liquidez asociado a un patrón de *spreads* relativamente estable en el tiempo. Una de las principales limitaciones que posee la metodología propuesta es que no incorpora aspectos de iliquidez asociados a volúmenes o montos transados, lo cual si bien teóricamente es efectuado por Jarrow y Subramanian (1997) y (1999), no es posible de ser aplicado empíricamente debido a la falta de información de volúmenes transados asociados a *spreads*. Este tipo de iliquidez es denominado endógeno, pues está asociado al volumen transado, información histórica que no está disponible para el papel soberano chileno².

El artículo se organiza en tres secciones después de esta introducción. La primera presenta las metodologías de cálculo para el VaR y el coeficiente de ajuste por liquidez, para lo cual se procede a estimar un proceso econométrico para la desviación estándar de los retornos, de manera de generar un intervalo histórico para el margen

de volatilidad aceptada. La segunda sección presenta el cálculo de los parámetros requeridos para definir el coeficiente de ajuste del factor de riesgo, enfocando la atención en el papel soberano chileno. Por último se presentan las conclusiones.

II. Value at Risk y Ajuste por Liquidez Exógena

Esta sección presenta la metodología de valoración de riesgo, o *Value at Risk* (VaR), y explica el ajuste necesario de este estimador con el fin de conseguir una evaluación más precisa de la pérdida potencial de valor que un portafolio o activo presenta en eventos en que la liquidez de este activo o cartera se vea perturbada. Esto se vería representado a través de un incremento en los márgenes de precios de compra y venta (*Bid-Ask spreads*) en el mercado. En este sentido Huang y Stoll (1997) realizan una descomposición de los *spreads* para un conjunto de 20 acciones de alta presencia bursátil, utilizando información de *spreads* del NYSE, y encuentran que tanto el ajuste a los precios absolutos como al *spread bid-ask* se ve incrementado en la medida que el volumen transado se incrementa. Según el estudio, uno de los componentes relevantes del *spread bid-ask* se refiere al concepto de liquidez (endógena). Este se presentaría en la medida que un agente deje de ser tomador de precio al momento de vender sus posiciones, influyendo negativamente en el precio según el monto deseado a vender. En la medida que se presenten eventos de requerimientos de liquidez, el inversionista se verá obligado a evaluar el *trade-off* de vender los activos inmediatamente, asumiendo un costo de venta, o implementar un ejercicio de venta secuencial de manera de minimizar este costo, influyendo así marginalmente en el precio del papel, pero incurriendo en el costo de la iliquidez que gatilló la decisión de venta.

Subramanian y Jarrow (1999) mencionan que la existencia del riesgo de liquidez se puede deber a la existencia de información asimétrica o por motivos de inventario³, e introducen un concepto denominado *descuento por liquidez*. 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 fundamentos a que el precio de liquidación difiera del precio de mercado (la diferencia se denomina *descuento por liquidez*). Los autores presentan una metodología de cálculo que permitiría ajustar el VaR tradicional por este concepto de descuento. Sin embargo, las variables requeridas para su cálculo no están disponibles para la mayoría de los activos que presentarían estas características, y en especial para el mercado de papeles soberanos chilenos, lo cual hace muy difícil su implementación práctica (ver Bangia *et al.*, 1999). Las siguientes secciones desarrollan la metodología adoptada para la medición del descuento por liquidez.

2.1 Value at Risk

Es común suponer que los retornos de activos obedecen a una distribución simétrica y con un grado de dispersión que los hace asimilables a una distribución

normal. Sin embargo, la evidencia empírica tiende a rechazar tal supuesto, presentándose grados de leptokurtosis y asimetría evidentes, los cuales hacen muy probable el rechazo de la cómoda normalidad de los retornos. A pesar de la evidencia, se sigue suponiendo que éstos provienen de una distribución normal, y los indicadores de riesgo como el VaR (al menos en su versión más simple) se construyen basados en tal supuesto.

Una alternativa consiste en implementar la teoría de valores extremos a las colas de las distribuciones. Esta teoría consiste en estimar lo más fielmente posible la verdadera distribución extrema de los retornos de un activo, permitiendo una evaluación correcta de la exacta probabilidad de ocurrencia de pérdida de valor de un activo o portafolio, la cual claramente se ve subestimada al utilizar factores provenientes de distribuciones normales o *t* de *student*. Si bien existen bondades claras en su implementación, el procedimiento computacional requerido hace difícil el cálculo frecuente de tales probabilidades, lo que le quita fuerza al método desde un punto de vista de implementación⁴.

Conceptualmente, el VaR entrega la mínima pérdida potencial que un activo o portafolio presentará con determinado nivel de probabilidad durante un horizonte predeterminado de tiempo. Usualmente se menciona este evento considerando un 5% de significancia, lo que significa que una de cada veinte veces el activo en cuestión perderá de su valor a lo menos el factor VaR calculado.

La ecuación que permite generar un estimador de VaR considera la volatilidad de los retornos estimada (ya sea de un activo particular o de un portafolio) en el momento *t* ($\hat{\sigma}_t$), el factor de la distribución normal estandarizada que deja un porcentaje predefinido a la izquierda de la distribución (ϕ), y el horizonte de predicción o cálculo del VaR (Δt):

$$V\hat{a}R = \phi \cdot \sqrt{\hat{\sigma}_t^2 \cdot \Delta t} \quad (1)$$

El factor ϕ se obtiene de la tabla normal estandarizada⁵, si es que se considera válido que la distribución que representa a los retornos proviene de una función de distribución de este tipo. Adicionalmente, es común el cálculo del VaR para un horizonte de tiempo corto (día, semana o mes), considerando una volatilidad promedio calculada sobre la base de la data histórica que sea representativa del ambiente de volatilidad a proyectar⁶. Sin embargo, es común que los precios de activos presenten cierta correlación histórica de los retornos, sobre todo en momentos de alta volatilidad de los mercados, con lo cual el asumir una volatilidad histórica promedio deja de ser válido. Como solución a este problema se utilizan modelos econométricos que permiten considerar una volatilidad condicionada en la información reciente, de manera de representar más fielmente un proceso futuro para la volatilidad. Alternativamente a los métodos de simulación histórica (o delta normal) mencionados, existen los métodos de simulaciones de Monte Carlo. Estos últimos son intensivos en el uso de recursos computacionales y entregan los mismos resultados en términos de cálculo de factores de riesgo, en la medida que no se disponga de portafolios con activos de retornos asimétricos

(derivados). Claramente este método supera en exactitud a los procedimientos alternativos, sin embargo, para el activo a analizar en este trabajo es suficiente considerar métodos como el delta-normal, pues permite manipular la matriz de varianzas y covarianzas con metodologías econométricas que permitirían representar fielmente los procesos de volatilidad histórica.

Econométricamente, la proyección de la volatilidad se efectúa por medio de la estimación de un modelo autorregresivo de heteroscedasticidad condicionada (GARCH), utilizando el método de máximo verosimilitud⁷, cuya representación estándar está dada por el siguiente sistema:

$$r_t = \alpha + \xi_t \quad (2)$$

$$\xi_t \rightarrow N(0, \sigma_t^2) \quad (3)$$

$$\hat{\sigma}_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot \hat{\sigma}_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j \cdot r_{t-j}^2 \quad (4)$$

donde r_t representa el retorno del activo, cuya función generadora de datos está dada por una distribución normal, con valor esperado α y varianza σ_t^2 , heredada de la distribución del error o factor estocástico heteroscedástico ξ_t .

Una vez estimada la volatilidad se procede a calcular el estimador de VaR atendiendo al porcentaje de significancia asociado al factor ϕ escogido. De esta manera se crea un intervalo dependiente del momento t , alimentado por volatilidades y retornos pasados, margen al que pertenecerán los retornos actuales históricos del activo con un 90 ó 98% de las veces, dependiendo de si ϕ toma un valor de 1,645 ó 2,325, respectivamente, y de si los supuestos del modelo son los correctos.

2.2 Ajuste por liquidez exógena

El cálculo tradicional del VaR supone que el *spread bid-ask* es básicamente estable en el tiempo, de manera que es posible efectuar los cálculos indistintamente con los valores de cierre, o valores medios de compra y/o venta del instrumento en cuestión. Sin embargo, los *spreads* efectivos no son estables para activos que enfrentan una liquidez limitada (ver Huang y Stoll, 1997), como es la de los papeles soberanos de algunos países emergentes⁸, entre los cuales se encuentra la nota soberana chilena. Es así como los cálculos tradicionales del VaR quedarán subestimados debido a que, al momento de requerir la liquidación del activo, el mercado no esté dispuesto a ofrecer el precio deseado por el instrumento en el lapso de tiempo requerido, debiendo afrontar un menor ingreso por concepto de venta del activo.

La relevancia de una eventual subestimación se puede extrapolar al análisis del riesgo de un sistema financiero como un todo. Bangia *et al.* (1998, 1999) revelan que las regulaciones del Bank of International Settlements (BIS) subesti-

man el riesgo de portafolios al considerar estimaciones no ajustadas por volatilidad. Aquellas instituciones que poseen elevadas proporciones de activos provenientes de economías emergentes, subestimarán su real probabilidad de riesgo.

Es posible representar gráficamente el concepto de ajuste por liquidez al potenciar el VaR calculado tradicionalmente por un factor que será función del comportamiento del *spread bid-ask* del instrumento analizado.

Este coeficiente de ajuste por liquidez⁹ es función directa del *spread* que se puede conseguir en el mercado al momento de decidir la venta de un activo.

La siguiente figura muestra como la trayectoria del *spread* relativo para el papel chileno (definido éste como la diferencia entre el precio *Bid* y *Ask*, con relación al promedio de ambos precios¹⁰) fluctúa de manera importante¹¹, tomando desde valores cercanos a 0,1% a valores superiores al 10% del valor promedio transado. Esta inestabilidad necesariamente debe ser considerada desde el punto de vista de un administrador de portafolio, el cual desea evaluar su riesgo potencial incorporando, además de los factores tradicionales de riesgo de tasas (precios), el concepto de riesgo por liquidez.

La base fue construida considerando precios para los días en que hubo cotización (de un total de 166 días entre agosto de 1999 y marzo de 2000, se cotizó una punta en 63 días, mientras que ambas puntas *bid* y *ask* se cotizaron solamente 32 días), los que representaron menos de un 50% de presencia de mercado para la firma que proporcionó la información de precios. Esta es una señal indicativa de la poca presencia del instrumento, lo que potencia la necesidad de corregir la volatilidad de los retornos por un componente de liquidez¹².

FIGURA 2.1

DIAGRAMA COMPARATIVO DEL VaR VERSUS EL VaR AJUSTADO POR LIQUIDEZ

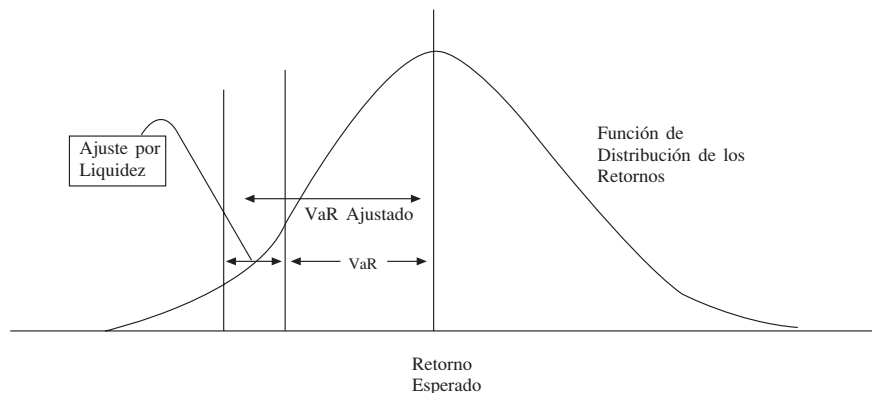
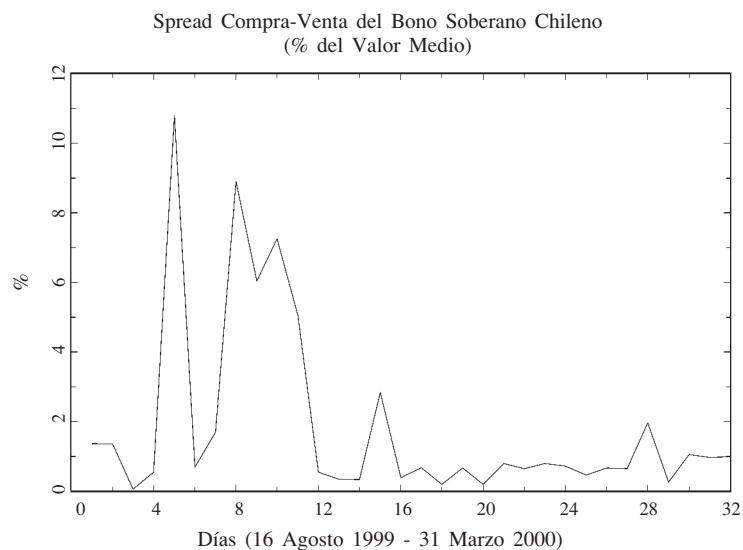


FIGURA 2.2

SPREAD BID-OFFER DEL PAPEL SOBERANO CHILENO



Con este objetivo, definimos al componente de riesgo por iliquidez siguiendo la conceptualización adoptada por Bangia *et al.* (1998, 1999), que representan una versión simplificada e implementable del modelo de Jarrow y Subramanian (1997, 1999). Estos últimos modelan el ajuste *endógeno* por liquidez, entendiéndose por éste al que se obtiene de incorporar volúmenes de activos transados en momentos de requerir financiamiento. Es así como no sería lo mismo enfrentar la venta de algún activo ilíquido en un monto marginal para los volúmenes usualmente transados del instrumento versus el participar en el mercado con volúmenes que superan con creces los estándares normales de transacción del instrumento. Existiría un punto sobre el cual ya el nivel de iliquidez por motivos de monto de transacción se incrementa, evidenciándose un aumento de los *spreads bid-ask* del instrumento. Sin embargo, la aplicabilidad de la metodología de cálculo del grado de iliquidez endógeno exige una base de datos de montos transados que difícilmente está disponible¹³, lo cual le quita validez práctica y potencia empírica al modelo propuesto por Jarrow y Subramanian. Es así como, dejando de lado aspectos volumétricos o de iliquidez endógena, se adopta la metodología propuesta por Bangia *et al.* (1998, 1999), la cual se enfoca en el componente de iliquidez *exógeno*, entendiéndose por éste a aquel que es independiente de los volúmenes transados.

El concepto básico sobre el cual se efectúan los análisis se conoce como *spread relativo* (ρ_t) y se genera a partir de la siguiente expresión:

$$\rho_t = \frac{(Bid_t - Ask_t)}{\left[\frac{Bid_t + Ask_t}{2} \right]} \quad (5)$$

donde *Ask* se refiere al precio de venta y *Bid* al precio de compra de un instrumento, es decir, el diferencial entre el precio de compra y el precio de venta, calculado como una proporción del valor promedio de compra y venta transado.

Es usual categorizar el grado de liquidez de un instrumento en función del diferencial existente entre los precios de venta y compra (“las puntas”), el cual puede ser reflejo de diversos factores, ya sean fundamentales (aspectos macrofinancieros del emisor) y/o técnicos (ruido de mercado reflejado en soportes, resistencias, volatilidad, estocásticos, etc.). En la medida que este *spread* sea mínimo, se estaría en presencia de un activo con un alto grado de liquidez, por ejemplo, un papel nominal del tesoro americano. Es así como el indicador de *spread* relativo permite generar un índice comparable entre distintos instrumentos que se transan en diferentes denominaciones o escalas¹⁴.

A partir del *spread* relativo ρ_t se genera el coeficiente de ajuste por liquidez como:

$$\delta_t = 0,5 \cdot p_t \cdot (\bar{\rho} + \theta \cdot \tilde{\sigma}_t) \quad (6)$$

donde p_t define al precio medio del activo en el período t , $\bar{\rho}$ es el promedio muestral del *spread* relativo, $\tilde{\sigma}_t$ la desviación estándar del *spread* relativo en el período t , y θ corresponde al factor de ajuste que produce típicamente el 99% de cobertura del proceso para los *spreads*.

La valoración del riesgo sobre la base de precios medios explica el ajuste necesario por el factor de liquidez expresado en la ecuación (6). De existir un *spread* estable equivalente a $\bar{\rho} = \rho_0$ con una desviación estándar nula ($\tilde{\sigma}_t = 0$), entonces el factor de ajuste correspondería a la mitad del *spread* relativo, lo cual define finalmente que el precio considerado para el análisis del riesgo es el de venta.

Es empíricamente poco factible encontrar distribuciones normales para los *spreads*¹⁵, lo cual inhabilita a la tabla de distribución normal para aportar valores al factor θ . Es así como se sigue la proposición de Bangia *et al.* (1998, 1999), simulando con factores de ajuste θ entre 2 y 5, reportándose en la siguiente sección el ajuste para un coeficiente de $\theta = 5$. Bangia *et al.* (1998) describen una metodología para escoger este factor de ajuste. Empíricamente encuentran que existe una relación entre el coeficiente de kurtosis y este factor de ajuste que obedece a la relación:

$$\theta = 2,33 \cdot \left[1,0 + \psi \cdot \ln\left(\frac{\kappa}{3}\right) \right] \quad (7)$$

donde si la serie de *spread* proviene de una normal, entonces el factor de ajuste será 1, pues la kurtosis representada por κ es 3. El parámetro ψ empíricamente lo estimaron en 0,4.

A diferencia del modelo propuesto por Bangia *et al.* (1998), el coeficiente de ajuste propuesto en este artículo no sólo cambia por modificaciones en el precio *spot* del instrumento, sino que también por cambios en la volatilidad (GARCH). Es así como en nuestro modelo $\tilde{\sigma}_t$ se obtiene de la estimación efectuada por máxima verosimilitud en lugar de aplicar la fórmula de desviación estándar constante a toda la serie de *spread* relativo¹⁶.

2.3. Portafolio con múltiples activos

Esta metodología es de mayor utilidad al considerar un portafolio con múltiples activos, puesto que se consideraría una eventual correlación entre los factores de iliquidez que potenciarían aún más la subestimación del riesgo del portafolio.

Sea un portafolio de N activos, cada uno de los cuales posee un VaR_n que permite formar una matriz diagonal con sus respectivos VaRs denominada V. Si los retornos de estos N activos poseen una matriz de correlación C, y el vector columna de ponderadores de estos activos en el portafolio es ω , entonces el VaR del portafolio estará definido por:

$$\text{VaR}_p = \sqrt{\omega' \cdot V \cdot C \cdot V \cdot \omega} \cdot \sqrt{\Delta t} \quad (8)$$

Luego, para considerar el factor de *spread* variable, modificamos el cálculo del VaR de los activos individuales por el factor de iliquidez, de manera que la matriz diagonal original V se transforma en $\tilde{V} = V + \Omega$, donde Ω representa la matriz diagonal de elementos de iliquidez δ_n asociados a cada activo n que conforma la cartera bajo análisis.

De esta manera el VaR ajustado consideraría el VaR tradicional y las correlaciones y desviaciones aumentadas producto del aumento de los *spreads* en un subconjunto de los activos analizados:

$$\begin{aligned} \tilde{\text{VaR}}_p &= \sqrt{\text{VaR}_p^2 + 2 \cdot \omega' \cdot V \cdot C \cdot \Omega \cdot V \cdot \omega + \omega' \cdot V \cdot \Omega \cdot C \cdot \Omega \cdot V \cdot \omega} \\ \tilde{\text{VaR}}_p &\geq \text{VaR}_p \end{aligned} \quad (8')$$

Es así como la subestimación del VaR presente al no considerar el ajuste por *spreads* volátiles, es función de la matriz diagonal Ω .

La siguiente sección aplica la metodología propuesta al papel soberano chileno, utilizando datos diarios dentro del período que va del 16 de agosto de 1999 al 31 de marzo del 2000.

III. Estimación y LA-VaR

Utilizando datos históricos diarios de precios para el papel soberano chileno para aproximadamente siete meses (ver Figura 3.1), se procedió a la estimación econométrica de la volatilidad¹⁷. La metodología consistió en evaluar los siguientes modelos alternativos (ver siguiente tabla), escogiéndose el modelo GARCH(2,1) como el representativo para la simulación de volatilidades históricas, obedeciendo al criterio estándar del estadístico de Akaike¹⁸ mínimo.

TABLA 1

ESTIMACION GARCHs PARA SPREAD BONO SOBERANO

Parámetro	GARCH(1,0)	GARCH(1,1)	GARCH(2,1)	GARCH(2,2)
Constante	0,518254	0,328887	0,414736	0,338062
ARCH(1)	0,425940	0,451377	0,346312	0,348609
ARCH(2)		0,215423	0,286705	-0,037856
GARCH(1)			-0,031651	0,545774
GARCH(2)				-0,186009
Akaike	2,456273	2,398450	2,381796	2,389570

Los *spreads* se obtuvieron de 32 días de 63 cotizaciones con lo cual se pudieron calcular los estadísticos relevantes para la obtención del coeficiente de ajuste por iliquidez δ .

La siguiente tabla resume los estadísticos asociados al papel chileno considerando los días de presencia (en los cuales hubo precios *bid* y *ask*) en el mercado, considerando un coeficiente de ajuste θ igual a 5.

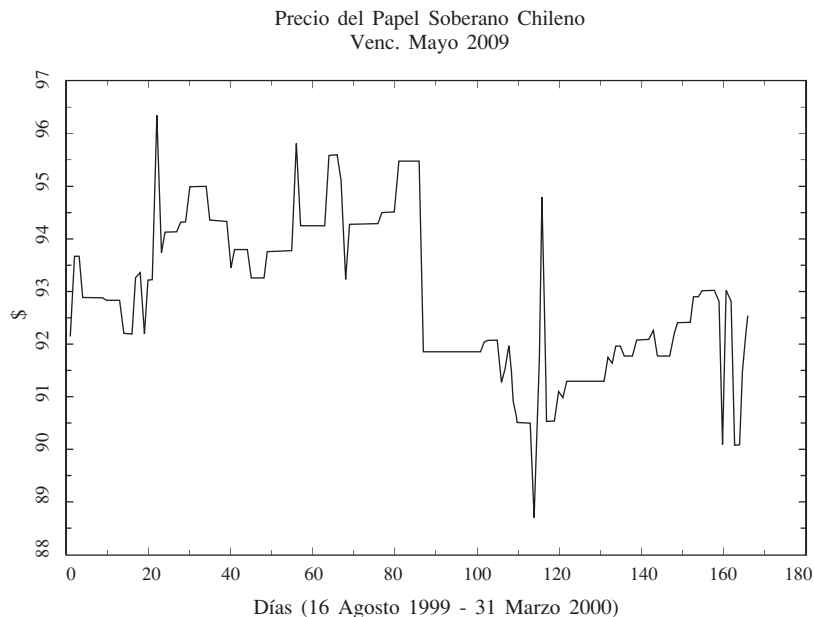
TABLA 2

ESTADISTICOS

Estadístico	Valor
p_t	92,51
\bar{p}	0,01872
$\tilde{\sigma}$	0,02698
<i>VaR</i>	0,65742
δ	0,07134
<i>LA-VaR</i>	0,72876
% <i>LA</i>	9,79

FIGURA 3.1

TRAYECTORIA DEL PRECIO DEL PAPEL SOBERANO CHILENO



El último precio reportado para el papel soberano corresponde a 92,51. Del análisis histórico el *spread* relativo promedio alcanzó aproximadamente al 2%, con una desviación estándar del 2,7%, lo cual entregaba un factor de ajuste por concepto de liquidez o descuento por liquidez de 0,07%, con un mínimo de 0,069% y un máximo de 0,074%, y un VaR para un día de los retornos del 0,66%, con un mínimo de 0,58% y un máximo de 0,9%, representando el factor de ajuste por liquidez casi un 10% del VaR ajustado total¹⁹. Este porcentaje se puede comparar al 19% y 9% encontrado por Bangia *et al.* (1998 y 1999) para el *Baht* tailandés en el período antes y después de la época de la crisis asiática en 1997. Al comparar estos resultados con relación a la volatilidad del Yen japonés, cuyo VaR ajustado alcanzó a 2,1% y 1,5% para los mismos períodos pre y postcrisis, es posible ver que durante períodos de alta inestabilidad economías que presentan activos de menor liquidez pueden ver potenciados los efectos adversos sobre su riqueza o precios de sus activos. Esto último se debe a que el mercado les va a exigir un premio adicional por este concepto de iliquidez, de manera que el “efecto cantidad” mencionado por Jarrow y Subramanian (1999) se hace evidente.

Este efecto, de alta volatilidad en los retornos del papel soberano, queda en evidencia al observar la trayectoria que ha tomado el precio desde agosto del año 1999. En la Figura 3.1 se observa el precio del papel soberano que vence en

mayo del 2009 en dólares americanos, notándose un alto porcentaje de días en que no hubo actividad requerida para el papel soberano (103 días de un total de 166). Solamente un tercio de los días hábiles se valoró el activo, lo que tampoco significa que haya sido transado. Esta baja presencia influye directamente en la baja volatilidad de los retornos que entrega el activo, si se compara con algún otro papel de mercados emergentes como el brasileño o el argentino. Estos últimos han evidenciado una alta inestabilidad, producto de la crisis fiscal por la que está pasando argentina, y la cual ha tratado de resolver el actual ministro de economía Cavallo. La relativa estabilidad del papel chileno resalta frente a las volatilidades de papeles como los mencionados anteriormente.

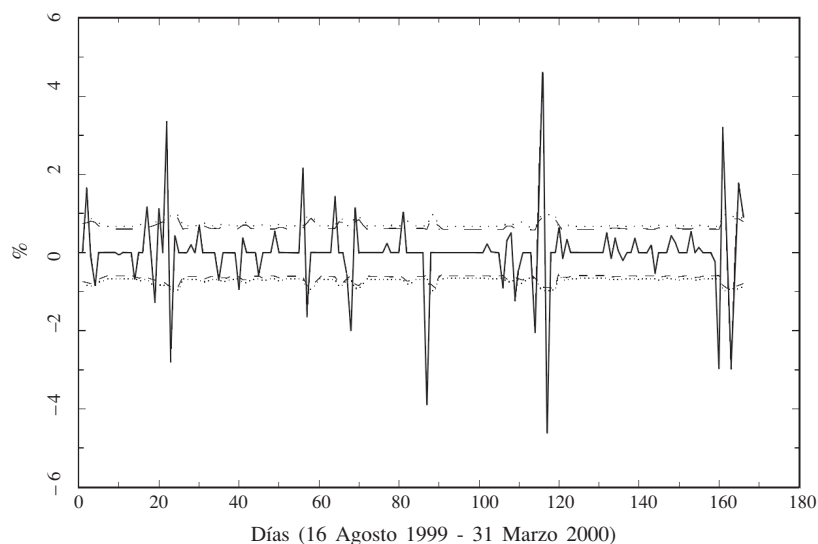
Considerando el ajuste del 10% necesario para valorar correctamente el riesgo del activo, incluyendo el componente de descuento por liquidez, es posible definir un intervalo dentro del cual los retornos del activo debieran fluctuar con un alto nivel de probabilidad. Esta trayectoria se representa en la Figura 3.2, y es posible evidenciar el incremento del margen, producto del ajuste por liquidez del 10%.

En períodos de alta inestabilidad de los retornos el valor de la volatilidad simulada se ve incrementado, de manera que el margen de volatilidad de los retornos permitido, obtenido a través del VaR tradicional y el VaR ajustado, se ve también aumentado.

FIGURA 3.2

INTERVALO DE VOLATILIDAD PARA LOS RETORNOS DIARIOS
DEL PAPEL SOBERANO EN CHILE

Retornos Diarios Bono Soberano Chileno
Value at Risk y Componente de Ajuste por Liquidez



La relevancia de este ajuste queda de manifiesto en la medida que valoramos la posición total de papeles soberanos existente en el mercado. Actualmente el monto nominal de esta colocación es de 500 millones de dólares, los cuales valorados a un precio de 92,51 nos dejan en un valor de mercado de 462,55 millones de dólares. El VaR a un día correspondiente alcanza al 0,66%, es decir, aproximadamente 3 millones de dólares, y si incluimos el coeficiente de ajuste por descuento de liquidez, el cual corresponde a 0,07%, es decir, 325 mil dólares aproximadamente, finalizamos con un VaR total ajustado de 3,3 millones de dólares.

IV. Conclusiones

Este artículo presenta una metodología que permite ajustar la medida de riesgo tradicional de *Value at Risk* (VaR) por un factor que toma en consideración la alta volatilidad de los *spreads* en el momento de liquidar una posición, aspecto que repercute en los montos finalmente obtenidos como producto de la venta de un instrumento ilíquido. Sin incorporar conceptos asociados a la iliquidez producto de volúmenes transados (metodología de Jarrow y Subramanian, 1997 y 1999), este artículo analiza la iliquidez exógena (Bangia *et al.* (1999)), es decir, aquella que es producto de factores no asociados al volumen transado. La metodología construye un factor de ajuste que se obtiene del análisis histórico de los diferenciales de precios de compra y venta (*spreads*), a través del uso de metodologías de proyección de volatilidades econométricas (modelos de series de tiempo GARCH) de manera de corregir las medidas tradicionales de VaR por este factor de volatilidad de *spreads*.

Esta metodología se aplica a los datos históricos del papel soberano chileno, con lo cual se encuentra que el cálculo tradicional del VaR para los retornos debiera ser incrementado en aproximadamente un 10% (o sensibilizando las simulaciones en a lo menos un 7%) de manera de considerar la poca presencia y la inestabilidad existente en activos de estas características.

Es así como para la posición completa del papel chileno, la cual alcanza a 463 millones de dólares, el VaR a un día alcanzaría a 3 millones de dólares, de manera que el VaR ajustado por concepto de liquidez se incrementa a 3,3 millones de dólares, es decir, 300 mil dólares adicionales por concepto de liquidación eventual del activo.

Dada la creciente incorporación de activos en los portafolios de países emergentes que tienen la característica de ser relativamente poco líquidos, en comparación a los instrumentos soberanos de países desarrollados, es fundamental disponer de una herramienta que permita ajustar sus medidas de riesgo por factores que van más allá de aspectos puramente financieros. Por ello, se hace imprescindible ajustar por conceptos asociados a factores de liquidez de las emisiones. Este concepto eliminaría la subestimación del riesgo de instituciones financieras que poseen activos de mercados emergentes. Estas instituciones a pesar de que cumplen con las condiciones del BIS en términos de monitorear sus riesgos, subestiman las reservas de capital requeridas para hacer frente a eventuales inestabilidades financieras internacionales, como las recién vividas durante los últimos años.

Notas

- ¹ Para una discusión del tema, revisar Johnson (2000).
² El sistema *Bloomberg* entrega información de quién posee actualmente el activo, definiendo su posición actual y el monto (y dirección) de su última venta o compra. Esta información no está disponible históricamente y tampoco tiene asociado un precio de transacción.
³ Revisar Glosten y Milgrom (1985), y Grossman y Miller (1988).
⁴ Para una revisión de la teoría de valores extremos, ver Hill (1975).
⁵ La tabla de la distribución normal estandarizada entrega los siguientes valores para los factores de ajuste:

Porcentaje	10%	5%	1%	0,5%
Factor ϕ	1,282	1,645	2,325	2,575

- ⁶ Generalmente se toma la desviación estándar insesgada de los datos de retornos de toda la muestra, suponiendo que es un buen indicador de la volatilidad futura.
⁷ Si bien existe una diversidad de modelos de heteroscedasticidad condicionada (ver Henstschel, 1995), este estudio centra su atención en la corrección del componente de riesgo de retorno por el factor de liquidez no asociada al monto vendido (*i.e.* exógena), para lo cual se presenta un modelo GARCH simétrico estándar en el proceso de estimación.
⁸ Por ejemplo, aquellos pertenecientes al Emerging Market Bond Index (EMBI).
⁹ Un índice de “iliquidez” podría ser el factor multiplicativo de la velocidad a la que se vende el activo al precio esperado según condiciones de mercado normales, y alternativamente se puede definir como el *spread* de compraventa del instrumento.
¹⁰ Ver definición formal más adelante.
¹¹ La colocación del papel chileno cuya madurez es en 10 años se efectuó el 28 de abril de 1999, y la tasa de cupón semianual fue de $6\frac{7}{8}\%$. La categoría corresponde a Baa1 y A-, según Moody's y S&P, respectivamente. La duración modificada de este instrumento es de 6,31 años actualmente.
¹² La metodología propuesta toma en consideración solamente los días en que se transan los instrumentos (*i.e.*, los días en que hay cotización), siendo esto una limitación, pues se subestima el *spread* relativo calculado. Una posibilidad podría ponderar el *spread* por un factor que refleje la presencia de este instrumento en el mercado, incrementando este *spread* por un factor. $\frac{\text{Días Totales}}{\text{Días Transados}}$. En nuestro caso esto significaría potenciar nuestros resultados por 2,6 veces aproximadamente. Este punto se deja para futura investigación.
¹³ Incluso para los activos más líquidos la disponibilidad de información de montos transados (por ejemplo, en bonos americanos de madurez remanente de 5 años) es imposible de obtener, debido a la cantidad de agentes que transa este activo. Sin embargo, no se da lo mismo con el precio de activo. Este es posible de obtener fácilmente en cualquier sistema de información estándar de la industria, como por ejemplo, *Reuters*, *Bloomberg* o *Telerate*.
¹⁴ Por ejemplo el Yen japonés se transa a niveles de 100 yenes por dólar mientras que el Euro se transa a niveles de 0,95 dólares por Euro. Lo mismo sucede en instrumentos de renta fija de distintas características de emisión cuyos precios no necesariamente están a valor par.
¹⁵ Considerando los *spreads* para el papel chileno, los coeficientes centrados de *skewness* y *kurtosis* son 2,11 y 3,35, respectivamente (ambos se rechazan estadísticamente como nulos), entregando un test de Jarque-Bera de 38,8, con un p-value de 0, lo cual rechaza absolutamente la hipótesis de normalidad de la serie.
¹⁶ Bangia *et al.* (1998, 1999) estiman una desviación estándar aplicando $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum(\rho_t - \bar{\rho})^2}{n-1}$ como parámetro del coeficiente de ajuste para toda la muestra.
¹⁷ La base de datos está disponible a solicitud al autor.
¹⁸ Revisar Hamilton (1994) para conceptos de series de tiempo (GARCH).
¹⁹ Se efectuaron simulaciones con factores de ajuste de 2,5, según la fórmula propuesta por Bangia *et al.* (1998), el cual está en línea con factores para economías con activos líquidos, y el ajuste

requerido al VaR cae del 10% al 6,5%. Corrigiendo por iliquidez, los resultados que reportan un factor del 10% parecen razonables, dada la incertidumbre asociada al cálculo de VaR y la iliquidez del activo soberano chileno.

Referencias

- BANGIA, A., F. DIEBOLD, T. SCHUERMANN y J. STROUGHAIR (1999). "Liquidity on the Outside". *Risk Magazine*, Vol. 12, N° 6, junio, pp. 68-73.
- BANGIA, A., F. DIEBOLD, T. SCHUERMANN y J. STROUGHAIR (1998). "Modeling Liquidity Risk: With Implications for Traditional Market Risk Measurement and Management". *Manuscript to Oliver, Wyman & Co.-NYU*, diciembre.
- GLOSTEN, L. y P. MILGROM (1985). "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders". *Journal of Financial Economics*, N° 14, marzo, pp. 71-100.
- GROSSMAN, S. y M. MILLER (1988). "Liquidity and Market Structure". *Journal of Finance*, N° 43 (3), pp. 617-637.
- HAMILTON, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- HENSTSCHEL, LUDGER (1995). "All in the Family: Nesting Symmetric and Asymmetric GARCH Models". *Journal of Financial Economics*, N° 39, pp. 71-104.
- HILL, B. M. (1975). "A Simple General Approach to Inference About the Tail of a Distribution". *Annals of Statistics* 35, pp. 1163-73.
- HUANG, R. y H. STOLL (1997). "The Components of the Bid-Ask Spread: A General Approach". *Review of Financial Studies*, Vol. 10, N° 4, pp. 995-1034.
- JARROW, R. y A. SUBRAMANIAN (1997). "Mopping up Liquidity". *Risk Magazine*, Vol. 10, N° 12, diciembre, pp. 170-173.
- JARROW, R. y A. SUBRAMANIAN (1999). "Liquidity Discount". *Manuscript*, Cornell University, julio.
- JOHNSON, CHRISTIAN (2000). "Métodos de Evaluación del Riesgo para Portafolios de Inversión". *Documento de Trabajo N° 67*, Banco Central de Chile, marzo.