



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
ESCUELA DE INGENIERIA

**SPREADS DE LIQUIDEZ EN BONOS
CORPORATIVOS: UN MODELO
DINÁMICO Y SU APLICACIÓN A UN
MERCADO CON POCAS
TRANSACCIONES**

GABRIEL CRISTIÁN HUBER SOTO

Tesis para optar al grado de
Magister en Ciencias de la Ingeniería

Profesor Supervisor:
GONZALO CORTÁZAR S.

Santiago de Chile, Abril, 2013

© 2013, GABRIEL CRISTIÁN HUBER SOTO



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
ESCUELA DE INGENIERIA

**SPREADS DE LIQUIDEZ EN BONOS
CORPORATIVOS: UN MODELO
DINÁMICO Y SU APLICACIÓN A UN
MERCADO CON POCAS
TRANSACCIONES**

GABRIEL CRISTIÁN HUBER SOTO

Tesis presentada a la Comisión integrada por los profesores:

GONZALO CORTÁZAR

TOMÁS REYES

JORGE URZÚA

HÉCTOR ORTEGA

JOSÉ FRANCISCO MUÑOZ

Para completar las exigencias del grado de
Magister en Ciencias de la Ingeniería

Santiago de Chile, Abril, 2013

A mi madre y hermanas

AGRADECIMIENTOS

En primer lugar, me gustaría agradecer al profesor Gonzalo Cortázar por su gran apoyo, paciencia y consejos en el desarrollo de esta tesis. El trabajo junto a él estos años ha sido muy valioso para mi crecimiento académico y personal.

En segundo lugar, me gustaría agradecer a mis compañeros y amigos del FINLab UC, quienes en todo momento estuvieron dispuestos a ayudar y aportar en mi investigación. Quiero agradecer en especial a Héctor Ortega por sus valiosos comentarios y a Christian Soto por brindarme asistencia en el manejo de las bases de datos y diseños de consultas.

Finalmente, me gustaría agradecer a mi madre por su incondicional apoyo y compañía durante este periodo de tiempo.

INDICE GENERAL

	Pág.
1 INTRODUCCIÓN	1
2 DETERMINANTES DEL SPREAD	5
2.1 Riesgo de Crédito	7
2.1.1 Mediciones del Riesgo de Crédito.....	8
2.2 Liquidez	14
2.2.1 Dimensiones de la Liquidez.....	15
2.2.2 Mediciones de la Liquidez	16
2.3 Opciones	25
2.3.1 Callable Bonds	25
2.3.2 Putable Bonds.....	26
2.3.3 Convertible Bonds.....	26
3 MODELOS DE ESTIMACIÓN DE SPREADS	27
3.1 Modelos en Mercados Desarrollados	27
3.2 Modelos en Mercados Emergentes	34
4 MERCADO DE RENTA FIJA CHILENO.....	38
4.1 Instrumentos de Renta Fija Chilenos.....	39
4.1.1 Renta Fija Gubernamental	39
4.1.2 Renta Fija Privada	40
4.2 Bonos Empresariales	41
4.3 Inversionistas	49

5	MODELO DE PANEL.....	52
5.1	Datos.....	52
5.2	VARIABLES EXPLICATIVAS.....	55
5.3	DESCRIPCIÓN DEL MODELO.....	60
5.4	RESULTADOS Y ANÁLISIS.....	62
6	MODELO DINÁMICO.....	71
6.1	Modelo de Regresión de Coeficiente Estocástico.....	72
6.2	Descripción y Aplicación del Modelo.....	78
6.3	Resultados y Análisis.....	81
6.4	Componente de Liquidez.....	87
7	CONCLUSIONES.....	94
8	BIBLIOGRAFIA.....	96
9	ANEXOS.....	102
9.1	ANEXO A.....	102
9.1.1	Demostración del estimador <i>a posteriori</i> de la matriz de covarianza.....	102
9.1.2	Ganancia de Kalman Óptima.....	103
9.2	ANEXO B.....	105

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 4-1: Número promedio de transacciones en un año por clasificación de riesgo y tipo de papel	46
Tabla 4-2: Volumen anual promedio (billones CLP) por clasificaciones de riesgo y tipo de papel	47
Tabla 4-3: Distribución de saldos emitidos anuales (billones CLP) con y sin opción de prepago	48
Tabla 5-1: Descripción de los distintos periodos en la modelación de panel	54
Tabla 5-2: Descripción de las variables explicativas	57
Tabla 5-3: Estadísticas de las variables explicativas	59
Tabla 5-4: Determinantes del Spread excluyendo bonos BBB (M1)	69
Tabla 5-5: Determinantes del Spread excluyendo bonos BBB (M2)	70
Tabla 6-1: Estimación de Parámetros Modelo Dinámico	81
Tabla 6-2: Estadísticas por Periodo y Variable de Liquidez	92
Tabla 6-3: Componente y Fracción debido a Liquidez	93

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 4-1: Saldos Vigentes en Custodia DCV para bonos emitidos en CLP y UF entre 2006 y 2011	41
Figura 4-2: Volúmenes anuales transados en CLP y UF entre 2006 y 2011	42
Figura 4-3: Rotación anual para bonos en CLP y UF entre 2006 y 2011	43
Figura 4-4: Bonos emitidos en CLP y UF entre 2006 y 2011	43
Figura 4-5: Número total de transacciones bonos en CLP y UF entre 2006 y 2011	44
Figura 4-6: Número promedio de días transados en un año para un bono de cada categoría	44
Figura 4-7: Distribución del mercado de renta fija de largo plazo entre los principales inversionistas	51
Figura 5-1: Serie de tiempo del <i>spread</i> promedio por clasificación de riesgo consolidada	63
Figura 6-1: Esquema del filtro de Kalman	76
Figura 6-2: Estimación de las variables de estado (betas) utilizando el filtro de Kalman.	85
Figura 6-3: Estimación de las variables de estado (betas) utilizando el filtro de Kalman (Cont.)	86
Figura 6-4: Componente de liquidez (%Zero) y <i>spread</i> total para bonos AAA, AA y A90	
Figura 6-5: Componente de liquidez (Age) y <i>spread</i> total para bonos AAA, AA y A....	90
Figura 6-6: Componente de liquidez (Volume) y <i>spread</i> total para bonos AAA, AA y A	91
Figura 6-7: Componente de liquidez y <i>spread</i> total para bonos AAA, AA y A	91

RESUMEN

Durante la última década, la liquidez ha sido extensamente estudiada en mercados de bonos corporativos desarrollados: Longstaff, Mithal y Neis (2005); Chen, Lesmond, y Wei (2007); Bao, Pan, y Wang (2011); Friewald, Jankowitsch, y Subrahmanyam (2011); Dick-Nielsen, Feldhütter, y Lando (2012). Todos los estudios llegan a la misma conclusión: los inversionistas demandan ex ante un premio adicional por bonos menos líquidos, reflejando éstos mayores *spreads* que sus contrapartes líquidas para mismos niveles de riesgo de crédito.

La gran mayoría de las métricas de liquidez propuestas en la literatura se basan en datos de transacción, siendo prácticamente imposible determinar el nivel y riesgo de iliquidez en aquellos bonos no transados. En mercados emergentes, como el caso chileno, la gran mayoría de los bonos presenta una bajísima frecuencia de transacción: (más del 70% se transan menos de 25 días en un año) por lo que la falta de liquidez es un problema que dificulta enormemente cualquier análisis sobre los *spreads* a los cuales se transan estos instrumentos.

En la presente investigación se busca determinar el impacto de la liquidez en los niveles de *spreads* de bonos corporativos del mercado chileno entre 2006 y 2012. Se encuentra que, con robusta significancia estadística, el *spread* es explicado en un modelo de panel por el volumen transado (*Volume*), el tiempo desde la emisión (*Age*) y el porcentaje de días en los que el bono no es transado (*%Zero*). Adicionalmente, los estimadores evidencian un comportamiento variable en el tiempo, producto de los acontecimientos macroeconómicos globales (principalmente la crisis *subprime*), lo que justifica la estimación mediante un modelo dinámico que, adicionalmente, permite lidiar de manera efectiva con la baja frecuencia de transacción que afecta a los mercados emergentes. Se concluye que alrededor del 10% del *spread* total es debido a la iliquidez.

Palabras Claves: Liquidez, *Spreads*, Bonos Corporativos, Mercados Emergentes, *Zero-Measure*, *No-Trade*, Filtro de Kalman

ABSTRACT

During the last decade, liquidity has been extensively studied in developed corporate bond markets: Longstaff, Mithal and Neis (2005), Chen, Lesmond, and Wei (2007), Bao, Pan, and Wang (2011); Friewald, Jankowitsch and Subrahmanyam (2011), Dick-Nielsen, Feldhütter, and Lando (2012). All studies reach the same conclusion: investors demand an ex-ante additional premium for less liquid bonds, reflecting higher spreads for the same levels of credit risk.

Most of liquidity metrics proposed in the literature are based on transaction data, being practically impossible to determine the level and liquidity risk in bonds that are not traded. In emerging markets, such as Chile, the vast majority of the bonds show very low transaction frequency: (over 70% are traded less than 25 days in a year) so the lack of liquidity is a problem that hampers any analysis about the spreads at which these instruments are traded.

In the present investigation we determine the impact of liquidity in chilean corporate bond spreads between 2006 and 2012. It is found that, with robust statistical significance, the spread is explained in a panel model by trading volume (Volume), the time from issuance (Age) and the percentage of days on which the bond is not traded (% Zero). Additionally, the estimates show a time-varying behavior, stemming from global macroeconomic conditions (primarily the subprime crisis), justifying the estimation using a dynamic model that allows to deal effectively with low transaction frequency that affects emerging markets. It is concluded that about 10% of the total spread is due to illiquidity.

Keywords: Liquidity, Spreads, Corporate Bonds, Emerging Markets, Zero-Measure, No-Trade, Kalman Filter

1 INTRODUCCIÓN

La emisión de bonos es uno de los principales mecanismos que tienen las empresas para financiarse. El soporte para estos instrumentos es la capacidad de pago de la empresa, representada por los flujos generados en operaciones futuras. El hecho de que una entidad pueda fallar en el cumplimiento oportuno, total o parcial, de los términos acordados en los contratos, se conoce como riesgo de crédito o riesgo de *default*. Como consecuencia, los inversionistas demandan un diferencial o *spread* por sobre la tasa libre de riesgo para compensar la incertidumbre que toman al invertir en empresas con mayor probabilidad de *default*. No obstante, el riesgo de crédito no es capaz, por sí solo, de explicar los altos diferenciales de tasas encontrados en los mercados de bonos corporativos: al menos dos aproximaciones permiten contrastar el *spread* observado con el *spread* que un bono debiese tener en función de su riesgo crediticio. Por un lado, existen instrumentos financieros que permiten transar por separado el riesgo de crédito asociado a un instrumento (*Credit Default Swaps* o CDS). Por otro lado, es posible establecer y calibrar un modelo teórico, en función de cierta información, que permita valorizar el bono corporativo y, por lo tanto, calcular cuál debiese ser su *spread* de crédito. Sin embargo, ninguno de los dos acercamientos provee una explicación satisfactoria de los niveles de *spread*, existiendo en ambos casos una subestimación (Longstaff, Mithal y Neis, 2005; Huang y Huang, 2003).

En este punto existe una problemática por cuanto se podría concluir y argumentar que si el *spread* calculado mediante un modelo de riesgo de crédito no coincide con el *spread* observado, se debe a que el modelo esté incorrecto. Esta conclusión descansa en el supuesto de que todo el *spread* se debe al riesgo de crédito, cuando la evidencia internacional muestra que existirían otros factores que inciden en la valorización de deuda corporativa (Huang y Huang, 2003; Elton, Gruber y Agrawal, 2001; Duffie y Singleton, 1999).

Indiscutiblemente, si los inversionistas comprasen bonos con el objetivo de mantenerlos hasta su madurez (estrategia *buy and hold*), la mayor preocupación debiese

ser el riesgo de crédito. No obstante, un inversionista que busca un menor tiempo de mantención debe preocuparse por otro aspecto: la liquidez. Cuando existen altos costos de transacción o de búsqueda, un instrumento no puede ser transado con suficiente rapidez sin experimentar una pérdida. Lo, Mamaysky y Wang (2004), basados en la noción preeliminar de Amihud y Mendelson (1986), señalan que estos costos inhiben la frecuencia de transacción. Como los inversionistas no pueden estar continuamente cubriendo su riesgo, demandan ex ante un premio adicional para compensar esta incertidumbre. De esta manera, para los mismos flujos prometidos, bonos menos líquidos, que muestran menor frecuencia de transacción, reflejarán menores precios y mayores *spreads*.

En la última década, se ha sugerido la importancia que tiene el premio por liquidez en el mercado corporativo americano. Utilizando distintas métricas específicas para cada bono, la literatura ha encontrado que la iliquidez explica con alta significancia económica, la variación en el corte transversal de los *spread*. Estudios connotados son los de Longstaff, Mithal y Neis (2005); Chen, Lesmond y Wei (2007); Bao, Pan y Wang (2011); Friewald, Jankowitsch y Subrahmanyam (2012); y Dick-Nielsen, Feldhütter y Lando (2012).

Sin duda, el mayor debate sobre el riesgo y premio por liquidez ha sido en el contexto del mercado de bonos corporativos de los Estados Unidos, uno de los más extensos y menos ilíquidos del mundo. El argumento principal radica en la disponibilidad y extensión de la base de datos, la que permite la construcción de diversas métricas (basadas en los datos de transacción) y la aplicación de robusta inferencia estadística. Sin embargo, en mercados emergentes, donde los efectos de la liquidez suelen ser de crítica importancia, existe poca literatura. La problemática en estos mercados es la escasa frecuencia de transacción que dificulta enormemente el análisis estadístico, llevando a los investigadores a agregar datos en el tiempo o entre distintos mercados. La mayor porción de los estudios se centra en mercados accionarios (Bekaert, Harvey y Lundblad, 2005; Lesmond, 2005; Rouwenhorst, 1999) o *spreads* de bonos soberanos (Favero, Pagano y von Thadden, 2005; Ferrucci, 2003; Schwarz, 2009;

Comelli, 2012), dejando de lado los bonos empresariales. Utilizando bonos soberanos y corporativos denominados en dólares de 16 economías emergentes, Hund y Lesmond (2006) encuentran que los costos de la liquidez serían del orden de 4 veces más importantes al explicar los *spread* en estos mercados en comparación con el mercado corporativo americano. Este antecedente pone en evidencia la importancia del estudio y modelación de la liquidez en los mercados de deuda emergente.

El presente trabajo busca enriquecer la exigua literatura referente a la liquidez en los mercados poco profundos de deuda corporativa, poniendo como caso de estudio el mercado chileno. Utilizando datos de transacciones generados en la Bolsa de Comercio de Santiago entre Enero 2006 y Marzo 2012, la clasificación de riesgo y una serie de variables (*liquidity proxies*) utilizadas en la literatura para explicar diferencias de *spreads* entre bonos, se conduce un análisis empírico para determinar el efecto marginal de cada una de estas variables sobre el *spread* y cómo éste cambia a través del tiempo. En primer lugar, se utiliza un enfoque de modelo de panel (*Panel Regression*) con distintas especificaciones y en distintos periodos. Se encuentra que, con robusta significancia estadística, el *spread* es explicado por el volumen transado (*Volume*), el tiempo desde la emisión (*Age*) y el porcentaje de días en los que el bono no es transado (*%Zero*).

Sin embargo, producto de las turbulencias en el mercado en el periodo analizado, los estimadores evidencian un comportamiento variable en el tiempo. En una segunda etapa, se estima un modelo dinámico del tipo *Stochastic Coefficients Regression Model* presente en Chow (1984). Este tipo de modelo es posible calibrarlo utilizando el Filtro de Kalman, entregando la mejor estimación del estado (*beta*) en función de la información disponible. Ciertamente, este enfoque de modelación resulta particularmente útil en mercados emergentes, donde la escasa frecuencia de transacción genera ruido que impide obtener estimadores razonables si se conduce mediante un análisis exclusivo de corte transversal.

Este estudio busca responder la pregunta sobre si la iliquidez es una variable premiada en términos de *spreads* en mercados emergentes y de si este efecto es del

orden de magnitud encontrado en mercados desarrollados. Adicionalmente, busca encontrar respuesta sobre si el premio por liquidez es estable en el tiempo, o por el contrario, evidencia un comportamiento dinámico producto de las condiciones macroglobales que afectan a los mercados financieros.

El cuerpo de este documento está estructurado de la siguiente manera: en el capítulo 2 se presenta un sintetizado marco teórico sobre la metodología de cálculo del *spread* de tasas, así como los determinantes que buscan dar cuenta de diferencias de este *spread* entre instrumentos y las distintas formas de aislar y medir estas variables. En el capítulo 3 se presenta un compendio de la literatura relacionada a los efectos de la liquidez en mercados de bonos corporativos, y específicamente como los distintos estudios han buscado relacionar los determinantes con los niveles de *spreads* mediante distintos enfoques de modelación. En el capítulo 4 se describe el mercado chileno de renta fija, como introducción a los tipos de instrumentos existentes, con principal énfasis en los bonos empresariales, para finalizar con una breve descripción de los inversionistas que componen el mercado. En el capítulo 5 se describe la base de datos y las distintas variables explicativas utilizadas en este estudio para explicar los niveles de *spreads*, en conjunto con la descripción del modelo de panel y los resultados encontrados. El capítulo 6 describe la implementación y resultados obtenidos mediante el modelo dinámico, calibrado con el Filtro de Kalman, así como la metodología para estimar la fracción del *spread* debido a la iliquidez a lo largo del tiempo. Finalmente, el capítulo 7 concluye.

2 DETERMINANTES DEL SPREAD

El *spread* se entiende como el diferencial de tasas del bono empresarial sobre un *benchmark*. La definición de esta referencia tiene principalmente dos matices: curva y método. Con respecto a la curva, la gran mayoría de la literatura financiera ha utilizado como base la curva de gobierno (*Treasury*), basándose en el hecho de que está compuesta de papeles libres de riesgo y sumamente líquidos. Con el objetivo de mostrar robustez en sus resultados, los últimos estudios han buscado otras curvas contra las cuales medir el *spread*. Blanco, Brennan y Marsh (2005); Han y Zhou (2008), entre otros, argumentan que existirían diferencias tributarias entre los bonos corporativos y los bonos de gobierno¹, siendo la curva *swap*² un mejor *benchmark* para valorizar bonos corporativos y sus derivados. Sin embargo, esta curva tendría la desventaja de no ser completamente libre de riesgo, por cuanto existe riesgo de crédito en la contraparte del contrato. Finalmente, motivado por el estudio de Longstaff (2004), un tercer acercamiento es la curva RefCorp. Los bonos RefCorp son bonos corporativos en los que el capital y pago de intereses está completamente garantizado por el Tesoro, lo que implica literalmente el mismo riesgo de *default* que éstos últimos. Longstaff, Mithal y Neis (2005) utilizan la curva *swap* y la RefCorp para comparar sus resultados, encontrando que el *spread* respecto a la curva de gobierno es alrededor de 60 puntos base mayor que respecto a la curva *swap* y similar respecto a la curva RefCorp. Dick-Nielsen, Feldhütter y Lando (2012) también constatan diferencias en la magnitud total del *spread* utilizando la curva *swap* y la del tesoro, pero encuentran que el componente debido a la liquidez es bastante insensible a la elección de la curva.

¹ Los inversionistas en bonos corporativos están sujetos a impuestos estatales y locales en el pago de intereses, mientras bonos de gobierno están exentos de estos impuestos (Elton, Gruber y Agrawal, 2001)

² Un *swap* es un derivado en el cual dos contrapartes se comprometen a intercambiar flujos de dinero en fechas pactadas. Los flujos de caja se calculan sobre un monto principal o notional, el cual no suele ser intercambiado entre las partes.

Una vez definida la curva *benchmark*, el cálculo del *spread* implica definir cómo utilizarla, específicamente respecto al plazo. Los bonos corporativos son instrumentos emitidos muchas veces con estructuras de pago irregulares, donde los cupones pagan intereses y amortizan capital. Por otro lado, los bonos de gobierno son bonos estandarizados y con estructuras de pago sencillas. La más común es la del bono *bullet* en la cual el valor nominal total se paga una vez en la fecha de vencimiento y durante la vida del bono los cupones sólo pagan intereses. Evidentemente, de existir un bono de gobierno con la misma estructura de pagos y misma madurez que el bono corporativo, haría de éste el *benchmark* predilecto para calcular el *spread*. Sin embargo, es prácticamente imposible cumplir siquiera con la misma madurez exacta. Más aún, de existir tal bono, probablemente sería tanto o más ilíquido que el propio bono corporativo. Por esta razón, la práctica común es computar la diferencia de tasas respecto al bono de gobierno de madurez más cercana. Esta aproximación resulta razonable si las estructuras de pago de ambos bonos son similares (por ejemplo si ambos son bonos *bullet*), pero puede ser ruidosa si difieren demasiado, en especial si la estructura de tasas es poco plana. Una mejor aproximación consiste en calcular el *spread* respecto al bono de duración más cercana³, basándose en que la duración representa la sensibilidad del bono frente a un cambio de tasa. La premisa de ambos acercamientos es la existencia certera de un instrumento de gobierno respecto al cual calcular el diferencial de tasas.

Otro enfoque consiste en ajustar un modelo a la estructura de tasas de interés, encontrando la relación funcional entre las tasas de descuento de bonos cero-cupón y su plazo al vencimiento. De esta manera, es posible descontar cada cupón del bono corporativo a su tasa cero correspondiente y determinar una TIR libre de riesgo (ficticia) representativo del bono respecto a la cual calcular el *spread* de transacción.

³ La duración de un activo financiero es la media ponderada de los distintos vencimientos de los flujos de caja, ponderados por el valor actual de cada uno de esos flujos. La duración mide también la sensibilidad del precio del activo al riesgo de tipo de interés.

En cuanto a la modelación de la estructura de tasas de interés, las corrientes principalmente son dos: modelos estáticos y modelos dinámicos. Dentro de los primeros, los más característicos son los modelos de Spline, Nelson y Siegel y Svensson. Estos modelos ocupan exclusivamente la información contemporánea para calibrar los parámetros periodo a periodo, logrando aplicaciones exitosas en mercados profundos, donde los datos están bien distribuidos en el corte transversal. En mercados emergentes, el propio mercado de bonos de gobierno resulta ilíquido, faltando observaciones claves a determinados plazos que hacen que la aplicación de modelos estáticos produzca estimaciones inconsistentes temporalmente y sobrestimación de la volatilidad de la curva. Los modelos dinámicos se imponen por sobre los modelos estáticos en estos casos, por cuanto enriquecen la información del corte transversal con información histórica, permitiendo generar estructuras consistentes, incluso cuando no existen observaciones para ciertos plazos. Cortazar, Schwartz y Naranjo (2007) logran aplicar exitosamente un modelo de Vasicek generalizado de tres factores al mercado chileno, el cual calibran utilizando el filtro de Kalman extendido, encontrando la estimación conjunta de la estructura actual de tasas de interés y su dinámica.

Una vez definido el *spread* y sus metodologías de cálculo, es pertinente preguntarse sobre los factores que explican diferencias de este *spread* entre los distintos instrumentos. En este sentido, los dos grandes determinantes de los *spreads* son el riesgo de crédito y la liquidez. Otros factores que explican diferencias son opciones de rescate o conversión y las mentadas asimetrías tributarias entre bonos de gobierno y bonos corporativos. A continuación se describen estos determinantes y el cómo es posible medirlos.

2.1 Riesgo de Crédito

El Riesgo de Crédito o *default* se refiere al riesgo de que un prestatario incumpla en cualquier clase de deuda que haya contraído, al no poder efectuar oportunamente (total o parcialmente) los pagos que está obligado a hacer. Evidentemente, si una

empresa tiene altas probabilidades de quebrar, los inversionistas no desearán prestar su dinero sin obtener algo a cambio. Por esto, demandan un premio adicional por sobre la tasa libre de riesgo para compensar la incertidumbre que toman al invertir en empresas con mayor probabilidad de *default*. En particular, el diferencial de tasas se puede explicar por al menos dos razones. En primer lugar, el flujo esperado por el mercado es típicamente inferior al prometido debido a que se estima que con cierta probabilidad el bono hará *default*, pudiéndose recuperar sólo una fracción del valor cara. En segundo lugar, es posible que el flujo esperado además se descuenta a una tasa superior debido a la aversión al riesgo del mercado y a la naturaleza sistemática del riesgo.

En general, internamente se asume como activo libre de riesgo los bonos emitidos por el Banco Central de cada país, debido a que esta institución es la encargada de la emisión de dinero legal y a la ventaja que implica comparar instrumentos emitidos en la misma moneda. No obstante, los países también pueden evidenciar riesgo crediticio, siendo la referencia internacional de activo libre de riesgo los bonos emitidos por el Tesoro estadounidense⁴.

2.1.1 Mediciones del Riesgo de Crédito

a) Clasificación de Riesgo

La clasificación de riesgo es una práctica común en los mercados financieros más importantes del mundo. Sus orígenes se remontan a principios del siglo XX. Consiste en la asignación de una determinada categoría de riesgo, sobre una base homogénea a los distintos títulos de deuda presentes en el mercado.

Esta asignación la realizan empresas privadas independientes que operan tanto en los mercados globales, como en mercados locales de acuerdo a la normativa vigente en

⁴ A la diferencia entre las tasas que pagan los bonos del Tesoro de los Estados Unidos y las que pagan los bonos (en USD) del país respectivo se conoce como Riesgo País.

cada país. A nivel internacional las tres agencias de clasificación de riesgo más importantes son Standard & Poor's Rating Agency, Moody's Investor Services y Fitch Rating, todas con base en Nueva York, EE.UU.

La escala más conocida y utilizada mundialmente es la de Standard & Poor's que asigna la categoría AAA al instrumento de menor riesgo relativo para continuar con las categorías AA, A y BBB dentro de grado de inversión y, a partir de BB, asignar niveles correspondientes a las inversiones de grado especulativo. Adicionalmente, en las categorías AA e inferiores, se asignan los símbolos + y – para representar niveles de mayor o menor riesgo relativo dentro de cada categoría.

Cuando una clasificadora asigna una determinada categoría de riesgo a una compañía, realiza un análisis exhaustivo de su perfil de negocios y su solvencia financiera. Cualitativamente, busca entender los negocios en que participa la compañía y su posición relativa dentro de ellos. Cuantitativamente, analiza cifras en indicadores que permitan comprender la fortaleza o debilidad de la posición financiera de la compañía así como también las políticas de largo plazo y el grado de compromiso de la administración.

Evidentemente, un análisis de corte transversal debiera constatar que aquellos instrumentos catalogados como los de menor riesgo crediticio (AAA y AA) muestran, en promedio, menores *spreads* que aquellos instrumentos con peores clasificaciones de riesgo. Kamin y von Kleist (1999) proponen una relación lineal entre un índice de números cardinales asociados a la clasificación de riesgo (AAA=1, AA+=2, etc.) y los *spreads*. Por otro lado, Hartelius, Kashiwase, y Kodres (2008) en un estudio sobre bonos soberanos de economías emergentes, encuentran que la relación sería lineal en el logaritmo de los *spreads*. Sin embargo, existe poca evidencia que soporte esta especificación, optando otros estudios por analizar separadamente cada clasificación de riesgo (Dick-Nielsen et al., 2012) o bien utilizar variables *dummies* (Friedwald et al., 2012) en modelos empíricos de determinación de *spreads*.

Un inconveniente que tiene la clasificación de riesgo para monitorear el riesgo de crédito es la lenta velocidad de reacción frente a eventos adversos y la escasa capacidad

de adelantarlos (Friewald et al., 2012), siendo las transacciones más rápidas y reactivas. No obstante, la clasificación de riesgo ha sido ampliamente utilizada por su público acceso y simple interpretación.

b) Variables Contables

El uso directo de la información contable está estrechamente relacionado con la clasificación de riesgo. Es ampliamente aceptado que la clasificación de riesgo depende, entre otras cosas, de información estadística fácilmente accesible sobre las operaciones de la firma y sus condiciones financieras. Ahora bien, si la clasificación de riesgo predice los *spreads*, significa que las clasificadoras usan toda la información relevante de forma efectiva, pero no dice relación acerca de qué información es la relevante porque sólo estas agencias saben exactamente que determina los distintos *ratings* (Campbell y Taskler, 2003). Por esta razón, el uso de la información contable (objetiva) de forma directa ofrecería un enfoque más apropiado si lo que se busca es encontrar las relaciones entre las características de la firma y las tasas de sus bonos.

Intuitivamente, empresas con bajos niveles de apalancamiento y altos márgenes de utilidad son concebidas como financieramente saludables y, por lo tanto, sus bonos debiesen transarse a relativamente bajos *spreads*. Específicamente, las variables contables utilizadas en la literatura han sido: *pretax interest coverage*, *operating income to sales*, *long-term debt to assets*, y *total debt to capitalization*. Estudios que utilizan esta metodología para controlar el riesgo de crédito son los de Campbell y Taskler (2003), Chen et al. (2007) y Dick-Nielsen et al. (2012).

c) *Credit Default Swaps*

Los Derivados de Crédito son instrumentos financieros cuyos flujos están relacionados con la solvencia de una firma o entidad soberana. El propósito de estos instrumentos es permitir al mercado transar el riesgo asociado a la probabilidad de incumplimiento de una o más obligaciones (instrumentos de deuda o bonos). Los *Credit Default Swaps* (CDS) son el tipo más común de los Derivados de Crédito, mediante los cuales una parte compra protección a la otra a cambio de una prima o *spread* (pago periódico) hasta que un evento de *default* ocurra o que el contrato venza. En compensación, si la firma incurre en *default* de su deuda, la parte vendedora de protección está obligada a recomprar el bono a su valor par. Por lo tanto, un CDS es similar a un seguro que compensa al comprador por las pérdidas que experimenta en una eventual cesación de pagos o *default*.

Los CDS se transan activamente en los mercados extrabursátiles u *over-the-counter* (OTC) en economías desarrolladas. Los principales participantes son bancos, *security houses* y *hedge funds*, por el lado de la demanda; y bancos y compañías de seguro por el lado de la oferta. Respecto a la madurez, la más negociada es a 5 años, aunque es posible encontrar contratos desde pocos meses hasta más de 10 años.

En teoría, si sólo el riesgo de crédito fuese relevante, un inversionista debiera estar indiferente entre un bono libre de riesgo y un portafolio conformado por un bono corporativo y un CDS del mismo emisor. Por lo tanto, la prima del CDS debiera emparejar perfectamente al *spread* del bono corporativo. Sin embargo, esta afirmación asume liquidez perfecta de ambos instrumentos (bono corporativo y CDS), cuando en la práctica ninguno de los dos es perfectamente líquido. En general, dada su naturaleza contractual, se asume que el CDS no presenta los problemas de liquidez que manifiesta el bono, siendo la prima del CDS la porción del *spread* relativo al riesgo de crédito.

d) Modelos Estructurales

Los modelos estructurales⁵ corresponden a una estrategia teórica para cuantificar la porción del *spread* que se debe al riesgo de crédito. Para ello, se valen de información relevante sobre el proceso que siguen los activos de la firma y su estructura de capital.

La literatura de modelos estructurales en bonos corporativos se inicia con el modelo de Merton (1974), en donde se piensa la deuda de la empresa como un derivado escrito sobre los activos de la firma (los cuales siguen un proceso browniano geométrico). En particular, los tenedores del bono corporativo riesgoso recibirán el mínimo entre el valor cara de la deuda y los activos de la firma, por lo que pueden ser pensados como tenedores de un bono libre de riesgo quienes han emitido opciones *puts* a los accionistas. Un incremento en la volatilidad total⁶ de la firma tendría el efecto de aumentar el valor de la opción beneficiando a los accionistas a expensas de los acreedores.

El modelo básico de Merton (1974) tiene una serie de limitaciones que lo hace inaplicable a la estructura de deuda de las empresas en la realidad: asume un mercado perfecto y sin fricciones, los tenedores de bonos reciben el valor entero de la firma, las tasas de interés son constantes y sólo puede lidiar con bonos de descuento. En las últimas décadas, muchos investigadores han ido extendiendo y complementando el modelo para lidiar con estas restricciones. Destacan los modelos de Geske (1977),

⁵ En econometría, los modelos se clasifican en estructurales y reducidos. Los primeros contienen fórmulas que muestran la relación de toda variable dependiente con variables independientes en varios niveles, en tanto que el modelo reducido correspondiente muestra la relación global entre las variables dependientes y las últimas variables independientes. Los modelos estructurales representan características reales importantes del sistema que los modelos reducidos no contienen, siendo estos últimos más superficiales y sencillos.

⁶ Campbell y Taskler (2003) utilizan en un enfoque de regresión la desviación estándar de los retornos de la acción correspondiente, encontrando una relación positiva con los *spreads*, altamente significativa. Concluyen que una firma cuyo patrimonio es más volátil está más propensa a alcanzar la condición de *default*, siendo consistente empíricamente con el modelo de Merton (1974)

Longstaff y Schwartz (1995), Leland and Toft (1996) y Collin-Dufresne y Goldstein (2001). Interesantemente, Eom, Helwege, y Huang (2004) encuentran que algunas de estas extensiones (como Leland y Toft, 1996 y Collin Dufresne y Goldstein, 2001) lograrían incluso sobre-predecir algunos *spreads*. Una completa revisión de modelos estructurales se encuentra en Eom, Helwege y Huang (2004) y Huang y Huang (2003).

e) Modelos Reducidos

La literatura de los modelos reducidos se inicia con el modelo de Jarrow y Turnbull (1992) y es profundizada en Jarrow y Turnbull (1995) y Duffie y Singleton (1999). En contraste con los modelos estructurales, esta corriente de modelación asume que el mercado posee información incompleta acerca de la situación de las firmas, es decir, no es posible conocer completamente su estructura de capital y/o el valor de los activos, por lo tanto se valen de la información de mercado para valorizar los instrumentos con riesgo de crédito. En concreto, en los modelos reducidos se modela la probabilidad de *default* del bono, típicamente en tiempo continuo como un proceso de llegadas Poisson con una determinada intensidad. En caso de que el bono haga *default*, sólo será posible recuperar una fracción del valor cara o bien una fracción del valor de mercado. De esta manera, el valor presente del bono corresponde al valor esperado de sus flujos descontados; o bien, como la tasa de descuento no se conoce, se puede utilizar el concepto de valorización en la medida neutral, de tal manera que existe una medida de probabilidad Q (neutral al riesgo) que permite descontar los flujos esperados a la tasa libre de riesgo.

Los modelos reducidos concluyen que, para que en la economía asociada no exista arbitraje, debe existir un *spread* que dé cuenta del riesgo de crédito asociado a una emisión con probabilidad de *default*.

2.2 Liquidez

En primera instancia, es pertinente mencionar que la liquidez no tiene una única definición, en la medida que comprende varios atributos distintos. Una ampliamente aceptada es la de Pastor y Stambaugh (2003), definiendo liquidez como la “habilidad para transar altas cantidades de un activo rápidamente, a bajo costo y sin afectar el precio”. Ericsson y Renault (2006) definen liquidez como la “habilidad de vender un activo prontamente a un precio cercano a su valor en un mercado sin fricciones”. En este sentido, la liquidez tiene que ver con la facilidad de transformar un activo en efectivo sin alterar su valor.

La falta de liquidez así como la incertidumbre en los niveles de liquidez futura de cierto activo ocasiona una fuente de riesgo para los inversionistas (riesgo de liquidez). Este riesgo implica que el activo no pueda ser comprado o vendido con la suficiente rapidez para evitar o minimizar pérdidas. Sin duda, los inversionistas no estarán indiferentes entre mantener dos activos con el mismo riesgo de crédito pero con distintos niveles (y riesgos) de liquidez, existiendo una preferencia por aquellos instrumentos más líquidos, los que pueden ser vendidos con mayor facilidad, prontitud y a un mejor precio si la situación lo requiere. De esta manera, los inversionistas exigirán algún tipo de compensación por mantener activos menos líquidos, siendo la más lógica una mayor rentabilidad esperada⁷. En renta fija entonces, se espera que aquellos activos menos líquidos muestren mayores tasas de descuento (menores precios) y, por lo tanto, mayores *spreads*.

⁷ Esta noción preliminar se origina con Amihud Mendelson (1986). Los autores mostraron que acciones menos líquidas tenían retornos más altos usando como *proxy* de liquidez una medida de los costos de transacción (*Bid-Ask Spread*). La iliquidez como fuente adicional de riesgo sistemático en los modelos de *asset-pricing* ha sido extensamente analizada posteriormente en mercados accionarios. Estudios ilustres son los de Pastor y Stambaugh (2003), Acharya y Pedersen, (2005), Amihud (2002), Chordia, Roll y Subrahmanyam (2000)

2.2.1 Dimensiones de la Liquidez

El concepto de la liquidez es complejo en la medida que involucra distintas dimensiones o atributos. Un activo puede ser ilíquido si los costos de transacción (y búsqueda) son demasiado altos. Lo, Mamaysky y Wang (2004) sugieren que estos costos inhibirían la frecuencia de transacción, poniendo en evidencia que instrumentos menos líquidos se transan menos veces durante en un periodo determinado de tiempo. De igual manera, se habla de falta de liquidez si un determinado volumen transado impacta de manera significativa el precio del activo. Buscando racionalizar el entendimiento de los distintos matices de la liquidez, Kyle (1985) constata tres dimensiones o atributos: Profundidad (*Depth*), Estrechez (*Tightness*) y Resiliencia (*Resiliency*), los que se definen a continuación.

- a) Profundidad: Se puede definir como el volumen posible de transar sin afectar los precios, o como la disponibilidad y tamaño de las contraofertas. Para poder constatar esta dimensión se debe evaluar el impacto que tiene el flujo de transacciones en el precio de un activo
- b) Estrechez: Se puede definir como el costo de comprar y luego vender inmediatamente un activo (*Round Trip*) o como el ancho entre las ofertas de compra y de venta.
- c) Resiliencia: Es la velocidad con la que las fluctuaciones en el precio del activo producto de transacciones no informativas se disipan, o cuán rápido los mercados eliminan desequilibrios en el balance de órdenes. De las tres dimensiones, la resiliencia es la más difícil de medir y no hay estudios que intenten medirla directamente.

2.2.2 Mediciones de la Liquidez

La literatura ha buscado cuantificar la liquidez mediante métricas que logran capturar uno o más de sus atributos. A continuación se describen las distintas métricas que han sido utilizadas en los distintos estudios sobre el efecto de la liquidez en la explicación del *spread* de bonos corporativos. En general, corresponden a medidas de illiquidez (a excepción de aquellas basadas en el *Turnover* o rotación), de manera que un mayor valor de la métrica estaría indicando menor frecuencia, mayores costos de transacción y/o menor profundidad del bono.

Respecto a la frecuencia, algunas de estas medidas pueden (teóricamente) ser calculadas en base diaria (*Turnover*, *Bid-Ask*, Amihud, *Latent Liquidity*, *Price Dispersion*), mientras que otras necesitan de cierto periodo de tiempo para cobrar sentido (*Zero-Measure*, *Roll*, *LOT*, λ , *Variability of Liquidity Measure*). Los estudios más recientes en el mercado corporativo americano calculan, de ser posible, la medida diaria y luego “agregan” esta información a una menor frecuencia, utilizando promedios o medianas.

a) *Bond Characteristics*

Los distintos estudios utilizan como *proxies* características propias del bono: Cantidad Emitida (*Amount Issued*), Cupón (*Coupon*), Madurez (*Maturity*) y Antigüedad (*Age*); encontrando que tienen poder explicativo en la variación *cross-section* del *spread* del bono corporativo.

i) *Amount Issued*

Se espera que bonos con mayor nominal emitido sean más líquidos. Para bonos sin opción de prepago, el monto emitido es equivalente al monto en circulación, mientras que en bonos prepagables la variable de interés es el saldo vigente (*Amount Outstanding*).

ii) Coupon

Por un lado, la tasa de cupón ha sido extensamente utilizada como *proxy* relacionada con diferencias impositivas (bonos con mayores cupones, pagarían mayores impuestos). Por otro lado, es posible interpretar la tasa cupón como una cruda *proxy* del riesgo de crédito (Friewald et al., 2012). Aun así, la literatura sugiere que, adicionalmente, los bonos que pagan mayores intereses serían impopulares y menos líquidos (Longstaff et al., 2005).

iii) Maturity

Bonos con mayores maduresces son considerados menos líquidos ya que frecuentemente son comprados por inversionistas con la estrategia de “comprar y mantener”

iv) Age

Emisiones más recientes (*on-the-run*) se espera que sean más líquidas.

b) Trading Activity

La actividad de transacción de un bono provee información acerca de su liquidez. En este sentido una mayor actividad de transacción indica mayor liquidez. Las variables comúnmente utilizadas son el Volumen Transado (*Volume*) y el Número de Transacciones.

c) Zero-Measure

En presencia de costos de transacción, los inversionistas transarán más infrecuentemente, y por lo tanto los días en que no hay transacciones son representativos de la iliquidez. Adicionalmente, los activos con costos de transacción

más altos tienen menos adquisición de información privada (porque es más difícil superar los mayores costos de transacción) y por lo tanto, incluso en días con transacciones, son más proclives a no revelar nueva información, evidenciando cero retornos.

La *Zero-Measure* tiene, por consiguiente, dos acepciones: *Zero-Trading (No-Trade)* y *Zero-Return*. La *Zero-Trading* indica cuando el bono no es transado en el día mientras que la *Zero-Return* indica cuando se observa un nulo movimiento en el precio entre días hábiles. Para un periodo de días T días, se define la *Zero(trading)-Measure* como el porcentaje de días en que el bono i no es transado, sobre el total de días

$$Zero - Measure_{i,t} = \frac{\# \text{ Days with 0 transactions}_i}{T} \quad (1)$$

Adicionalmente, Dick-Nielsen, Feldhütter y Lando (2011) calculan una *Firm-Zero-Measure*, indicando el porcentaje de días en que ninguno de los bonos del emisor es transado.

d) *Turnover*

Se define la Rotación o *Turnover* como el volumen total transado durante un periodo de tiempo, sobre el nocional total emitido o en circulación del bono

$$Turnover_{i,t} = \frac{1}{Total\ Outstanding_{i,t}} \cdot \sum_{k=t-T}^t V_{i,k} \quad (2)$$

Un mayor *Turnover* indicaría un mercado más activo para el bono, reflejando una mayor liquidez.

El inverso del Turnover se interpreta como la permanencia promedio del bono. Por ejemplo, una rotación de 100% en 1 trimestre, equivale a decir que el periodo promedio de permanencia es de tres meses.

e) *Bid – Ask*

Una medida de liquidez ampliamente utilizada en la literatura es el *Bid-Ask spread*. Corresponde a la diferencia entre el precio de venta y precio de compra, sobre el promedio de ambos precios (de manera que la medida sea comparable entre distintos bonos)

$$Bid - Ask_{i,t} = \frac{Ask_{i,t} - Bid_{i,t}}{\frac{1}{2}(Bid_{i,t} + Ask_{i,t})} \quad (3)$$

Una mayor brecha indica mayores costos de transacción y, por lo tanto mayor iliquidez en su dimensión de estrechez.

f) *Amihud*

Amihud (2002) introduce esta métrica basada en el concepto de la profundidad de Kyle (1985). El Amihud para el día t , para el bono i , sobre un periodo de tiempo donde se observan N_t retornos, corresponde al promedio de los ratios entre el valor absoluto de los retornos r_j y los volúmenes transados V_j

$$Amihud_{i,t} = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^{N_t} \frac{|r_{i,j}|}{V_{i,j}} \quad (4)$$

Un valor alto de Amihud implica que transar el bono causa que su precio se mueva mucho en respuesta a cierto volumen transado, reflejando una menor liquidez.

g) Roll

Roll (1984) muestra que bajo ciertos supuestos, movimientos adyacentes del precio del bono pueden ser interpretados como el rebote entre el precio de oferta (*Bid*) y el de demanda (*Ask*), permitiendo estimar de manera efectiva el *Bid-Ask spread*. La serie de retornos, estaría negativamente correlacionada y la intensidad de la correlación es una *proxy* de los costos de comprar y vender (*round-trip costs*) un bono en particular. Se define la *Roll Measure* como:

$$Roll_{i,t} = 2\sqrt{-Cov(\Delta P_j, \Delta P_{j-1})} \quad (5)$$

Esta medida tiene el inconveniente de quedar indefinida si la autocorrelación resulta positiva. Para lidiar con este problema, Goyenko, Holden, y Trzcinka, (2009) fijan la *Roll Measure* en 0 cuando este caso ocurre, mientras que Bao, Pan, y Wang (2011) utilizan la medida sin la raíz cuadrada (*γ Measure*), manteniendo el signo original.

h) Latent Liquidity

Mahanti, Nashikkar y Subrahmanyam (2005) idean una métrica basada enteramente en las existencias totales de los inversionistas y que no requiere datos sobre las transacciones individuales. Se define la *Latent Liquidity* $L_{i,t}$ para el bono i en el tiempo t , como la rotación $T_{j,t}$ promedio ponderada de todos los M inversionistas que mantienen el bono, donde los ponderadores $\pi_{i,j,t}$ son las tenencias parciales del bono (sobre el total emitido) de cada inversionista. Así, si la

rotación promedio ponderada de todos los fondos tenedores del bono es alta, el bono posee una alta liquidez latente, aun cuando el bono no haya sido transado. Conceptualmente, la métrica sugiere que los instrumentos con costos de transacción más bajos están en manos de inversionistas con el horizonte de inversión más corto.

Se calcula de la siguiente manera:

$$L_{i,t} = \sum_{j=1}^M \pi_{i,j,t} \cdot T_{j,t} \quad (6)$$

i) *Price Dispersion*

Jankowitsch, Nashikkar, y Subrahmanyam (2011) introducen esta medida de liquidez basada en la dispersión de los precios en torno a la valorización de consenso de todo el mercado.

Una baja dispersión alrededor del consenso indica que el bono puede ser comprado cerca de su valor justo y, por lo tanto, representa bajos costos de transacción y alta liquidez.

$$Price\ dispersion_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{\sum_{k=1}^{N_t} V_k} \cdot \sum_{k=1}^{N_t} (P_k - m_t)^2 \cdot V_k} \quad (7)$$

Donde P_k corresponde al precio de la transacción k en el día t con N_t transacciones, V_k corresponde al volumen transado y m_t corresponde a la valorización de consenso del mercado.

j) *Imputed Roundtrip Cost (IRC)*

Feldhütter(2012) propone esta medida basada en la lógica de que transacciones de igual volumen corresponderían a transacciones de compra/venta mediadas por

uno o más *dealers*. A menudo se observa una transacción de un bono corporativo dos o tres veces en un periodo corto de tiempo seguido de un largo periodo sin transacciones. Es probable que esto ocurra porque un *dealer* busca un comprador y un vendedor y colecta para sí el *bid-ask spread*. Posiblemente, esta coincidencia ocurra a través de un segundo *dealer* en cuyo caso existe una transacción entre los dos *dealers*. Por lo tanto, para un día con N_v volúmenes de transacción distintos, se define la IRC

$$IRC_{i,t} = \frac{1}{N_v} \sum_{j=1}^{N_v} \frac{P_{j,\max} - P_{j,\min}}{P_{j,\max}} \quad (8)$$

Donde $P_{j,\max}$ corresponde al máximo precio para el volumen de transacción j y $P_{j,\min}$ corresponde al menor precio para el mismo volumen de transacción.

k) *LOT Measure*

Una medida alternativa para estimar la iliquidez es la propuesta por Lesmond, Ogden y Tezcinka (1999) (en adelante LOT). La premisa del modelo es que el *trader* marginal solo transará si el valor de la información excede el costo marginal. Los días con *zero-return* reflejarían la acumulación de nueva información, antes que una transacción informada ocurra. De esta manera, existe un umbral o brecha para cada bono (similar al *Bid-Ask spread*) en donde observar un *zero-return* es más probable que fuera de él.

Los autores establecen un modelo para los retornos teóricos de cada bono, reflejando un comportamiento híbrido entre el activo libre de riesgo y el patrimonio (escalando por duración). Luego relacionan este “verdadero” retorno con los retornos observables tomando en consideración restricciones de costos de transacción. Finalmente, calibran los parámetros y sensibilidades del modelo por máxima verosimilitud.

La desventaja teórica del modelo es que requiere de un modelo generador de retornos para el bono que la literatura no ha consensuado. Una desventaja práctica es que el modelo LOT requiere *zero-returns* para estimar los efectos de la liquidez en el precio (bonos demasiado líquidos invalidarían la metodología). En el otro extremo, demasiados *zero-returns* (sobre 85% según los autores) hacen inestimable la medida.

El modelo es el siguiente:

$$R_{i,t}^* = \beta_{i1} Duration_{i,t} \cdot \Delta R_{fi} + \beta_{i2} Duration_{i,t} \cdot \Delta S \& P Index_t + \varepsilon_{i,t}$$

Donde:

$$\begin{aligned} R_{i,t} &= R_{i,t}^* - \alpha_{1,i} & \text{if} & \quad R_{i,t}^* < \alpha_{1,i} & \text{and} & \quad \alpha_{1,i} < 0 \\ R_{i,t} &= 0 & \text{if} & \quad \alpha_{1,i} \leq R_{i,t}^* < \alpha_{2,i} \\ R_{i,t} &= R_{i,t}^* - \alpha_{2,i} & \text{if} & \quad R_{i,t}^* \geq \alpha_{2,i} & \text{and} & \quad \alpha_{2,i} > 0 \end{aligned}$$

El término $R_{i,t}^*$ representa el verdadero retorno (no-observable) del bono i en el día t que los inversionistas ofertarían dado 0 costos de transacción; $R_{i,t}$ es el retorno medido del bono i ; $\alpha_{2,i} - \alpha_{1,i}$ representa los efectos de liquidez sobre la rentabilidad de los bonos relacionados con el costo de transacción (*round trip*) y, por lo tanto, la medida de liquidez.

$$LOT_{i,t} = \alpha_{2,i} - \alpha_{1,i} \quad (9)$$

l) λ Measure

Dick-Nielsen et al. (2012) introducen una medida liquidez que lograría capturar los aspectos significativos de las demás. La premisa de λ Measure es identificar, mediante un análisis de componentes principales, aquellas medidas de liquidez más

correlacionadas con el primer componente principal y luego realizar una suma de estas variables estandarizadas.

$$\lambda_{i,t} = \sum_{j=1}^Q \frac{L_{i,t,j} - \mu_j}{\sigma_j} \quad (10)$$

Donde Q son las medidas de liquidez que más correlacionan con el primer componente principal, $L_{i,t,j}$ es la medida de liquidez del bono i , μ y σ son la media y desviación estándar en el corte transversal

m) Variability of Liquidity Measure

Dick-Nielsen et al. (2012) argumentan que los inversionistas no sólo consideran el nivel actual de liquidez sino también niveles posibles de liquidez futura. Utilizan como *proxies* del riesgo de liquidez la desviación estándar de la medida de liquidez, definiendo *Amihud Risk* y *IRC Risk*.

$$Liquidity Risk_{i,t} = \sigma(L_{i,t}) \quad (11)$$

2.3 Opciones

Otro factor que determina diferencias de *spread* entre distintos papeles es la existencia de opciones adheridas. Las más comunes son opciones *call*, *put* y de conversión. En general, el *pricing* de las opcionalidades se puede realizar con modelos de no-arbitraje, aunque la práctica más común en modelos reducidos de determinación del *spread* es controlar con una variable *dummy* o bien excluir del análisis estos instrumentos. A continuación se describen los distintos tipos de bonos con opciones.

2.3.1 Callable Bonds

Los *Callable Bonds*, Bonos Prepagables o Bonos Rescatables, son un tipo especial de bonos en los cuales el emisor tiene la opción de redimir o rescatar el bono antes de su madurez. En otras palabras, el emisor tiene de derecho de recomprar la deuda a los inversionistas a un determinado precio, el cual usualmente se acuerda en el valor par. Si las tasas de interés en el mercado han bajado en el momento de la fecha de ejercicio de la opción, el emisor será capaz de refinanciar su deuda a un nivel más barato, incentivando el “llamado” de sus bonos inicialmente emitidos.

Naturalmente, la tasa de descuento del bono rescatable es mayor que la del bono simple, ya que los tenedores exigen un rendimiento adicional a cambio de aceptar la opción de rescate en su contra.

2.3.2 Putable Bonds

Los *Putable Bonds* son un tipo especial de bonos en los cuales el tenedor o inversionista tiene el derecho a devolver o vender el bono al emisor antes de su madurez a un determinado precio. Si las tasas de interés se elevan después de la compra de bonos, el valor futuro de pagos de cupón será menos valioso. Por lo tanto, los inversores devuelven los bonos al emisor y pueden encontrar mejores ganancias en otros instrumentos.

Debido a que las disposiciones de la *put* son favorables a los inversionistas, los *Putable Bond* son más valiosos, evidenciando tasas de descuento menores que las de sus contrapartes sin opciones adheridas.

2.3.3 Convertible Bonds

Los *Convertible Bonds* son instrumentos híbridos con características de deuda y patrimonio, en los cuales el tenedor puede convertir la deuda en acciones ordinarias de la sociedad emisora o en efectivo de igual valor, a un precio acordado.

En este caso, las disposiciones de la opción son favorables a los tenedores del bono, por lo que las tasas de descuentos son menores que sus contrapartes sin opciones adheridas.

3 MODELOS DE ESTIMACIÓN DE SPREADS

El estudio de la liquidez ha sido un tema recurrente en los mercados de deuda corporativa durante la última década. Motivados por la incompleta explicación que tiene el riesgo de crédito en la explicación total de los *spreads*, distintos estudios internacionales han buscado y propuesto métricas para constatar esta gran fracción restante. Si bien la forma ha sido diferente, el fondo tiene un origen común a toda la literatura: para un mismo nivel de riesgo de crédito, los inversionistas demandan un premio adicional por mantener activos menos líquidos, aumentando su *spread* y reduciendo su precio. El gran foco de discusión han sido los mercados desarrollados (principalmente el mercado americano), motivado por la amplia y abierta base de datos⁸. El objetivo del presente capítulo es recapitular los principales estudios y aportes en el tema de la liquidez en los mercados de deuda corporativa, con principal énfasis en aquellos estudios que buscan explicar las variaciones en el corte transversal del *spread* (en niveles) utilizando variables específicas de cada bono (*bond-specific*)⁹.

3.1 Modelos en Mercados Desarrollados

El enfoque de modelación empírico para encontrar las variables que explican los niveles de *spreads* puede ser básicamente de dos tipos: en regresiones de corte transversal (*Cross-Section Regression*) o regresiones de panel (*Panel Regression/Pooled Regression*). En una regresión de corte transversal se utiliza exclusivamente información de las observaciones en un determinado instante de tiempo, sin importar el orden de

⁸ Con el objetivo de mejorar la transparencia en el mercado de bonos corporativos, en 2004 la *Financial Industry Regulatory Agency* (FINRA) obligó a las firmas de *brokers-dealers* a reportar todas las transacciones cada 15 minutos, formándose así una nutrida base de datos llamada *Trade Reporting and Compliance Engine* (TRACE). Este motor de datos dio pie para el vasto estudio de la liquidez en el mercado extrabursátil (OTC)

⁹ En ANEXO B se encuentra una tabla resumen con los principales estudios y resultados encontrados.

muestreo. No obstante, la dimensión temporal logra enriquecer la estructura de los datos y es capaz de aportar información valiosa que no aparece en un único corte, de manera que con una regresión de panel se obtiene mejor significancia estadística de los estimadores. En un enfoque de corte transversal, aquellas variables comunes a todos los instrumentos (como variables macroeconómicas) no aportan información por cuando su efecto se absorbe en el intercepto de la regresión. Por otro lado, en un modelo de *Pooled Regression* (sin efectos fijos o *dummies* por periodo), estas variables si aportan información, dando cuenta de factores comunes o sistemáticos que explican los niveles de los *spreads* en periodos distintos.

Uno de los primeros y más citados estudios que explican las variaciones en los niveles de los diferenciales de tasas es el de Campbell y Taskler (2003). La premisa de este estudio es mostrar la importancia que tiene la volatilidad de los retornos accionarios de la firma en la explicación de los *spreads* de su deuda. Utilizando paneles en una base de datos de bonos corporativos americanos hacia finales de los 90's, los autores llegan a la conclusión de que la volatilidad del patrimonio es tan importante como lo es su clasificación en riesgo en la explicación del *spread*. Si bien este estudio no se concentra en cuantificar la importancia de la liquidez específica del bono, igualmente utiliza un *set* de variables *bond-specific* frecuentemente relacionadas con la liquidez (*Issued, Maturity, Age y Coupon*), encontrando significancia estadística en la tasa cupón. Adicionalmente a la volatilidad del *equity*, este estudio incluye información contable para controlar por el riesgo de crédito, marcando un precedente en los estudios ulteriores en el uso de ambas variables.

Ocupando distintos modelos estructurales basados en Merton (1974), Huang y Huang (2003) llegan a la conclusión de que el riesgo de crédito sólo da cuenta de una pequeña porción de *spread* (alrededor de 20% para bonos con clasificación de riesgo A o mayor y alrededor de 30% para bonos BBB) cuando se calibran los modelos con datos de las pérdidas históricas por *default*. La explicación sería incluso más pequeña para bonos de menores madureces. Delianedis y Geske (2001) llegan a una conclusión similar con modelos estructurales, evidenciando que en bonos AAA (BBB) solo un 5% (22%)

del *spread* observado se debe a riesgo de crédito. Ambos estudios sugieren que la liquidez puede estar explicando gran parte de esta fracción restante.

Ericsson y Renault (2006) desarrollan un modelo estructural que simultáneamente captura la liquidez y el riesgo de crédito. Adicionalmente, realizan un análisis empírico en un modelo de panel, en donde relacionan el nivel del *spread* de bonos corporativos con una serie de variables macroeconómicas y una variable *dummy* para identificar emisiones recientes. Encuentran que el nivel de la curva libre de riesgo está negativamente relacionado con los *spreads*, mientras que el VIX está positivamente relacionado. Además, encuentran que una emisión reciente se transa alrededor de 28 pb bajo una emisión más antigua.

Longstaff, Mithal y Neis (2005) realizan uno de los primeros estudios profundos en el tema de la liquidez en bonos corporativos. Utilizando información de los *Credit Default Swaps* (CDS) en el mercado americano obtienen una directa medición del *default component*. En general, encuentran que el CDS da cuenta de gran parte del *spread*, pero aun así la porción restante sería de entre 50 pb para AAA/AA y 72 pb para BB (medido contra el Tesoro). Interesantemente, constatan que el *non-default component* está fuertemente relacionado con *proxys* de liquidez, particularmente con el *Bid-Ask Spread*, la tasa cupón y la cantidad emitida.

También utilizando CDS para controlar por riesgo de crédito, Han y Zhou (2008) buscan explicar el *non-default component* con variables de liquidez específicas en un modelo de panel. En este caso encuentran que este componente sería entre 32 pb (AAA/AA) y 62 pb (BBB) medido contra el Tesoro y sería explicado con significancia mediante las tres *proxys* de liquidez propuestas (Amihud, *Turnover* y *Bid-Ask Spread*) así como con el resto de las variables *bond-specific*.

El trabajo de Chen, Lesmond y Wei (2007) es particularmente interesante por cuanto utilizan una medida de liquidez (LOT) que puede ser calculada aun en presencia de algunos días sin transacciones en un periodo de tiempo. Su medida lograría determinar los costos efectivos de comprar y vender un activo (*Round-Trip*), comúnmente relacionados al *Bid-Ask Spread*. Adicionalmente, utilizan la *%Zero* y el

Bid-Ask Spread como medidas de liquidez; la clasificación de riesgo (en escala numérica), la volatilidad de las acciones y la información contable para controlar por riesgo de crédito; variables macroeconómicas para constatar componentes sistemáticos en los *spreads*, y las características del bono. En su modelo de panel, encuentran que la liquidez, por si sola, explicaría alrededor del 7% de la variabilidad de los *spreads* y, en adición al riesgo de crédito y el resto de las variables utilizadas, contribuiría a explicar hasta un 58%.

Bao, Pan y Wang (2011) analizan los diferenciales de tasas encontrados en el mercado OTC norteamericano. Su estudio se enfoca en mostrar las bondades de una medida de liquidez (γ) basada en Roll (1984), argumentando que capturaría mejor los costos de transacción que el *Bid-Ask Spread*. Los autores controlan el riesgo de crédito mediante variables *dummies* por clasificación y por la volatilidad del patrimonio. Adicionalmente, incorporan las clásicas características del bono y otras variables basadas en la actividad de transacción (*Turnover*, volumen y número de transacciones). En definitiva, encuentran que la medida propuesta de iliquidez es altamente significativa en explicar las variaciones en el corte transversal de los *spreads* y que, adicionalmente, está estrechamente relacionada (a nivel agregado) al índice VIX. Sorprendentemente, también encuentran que el coeficiente del Turnover resulta positivo y significativo, lo que hace cuestionarse a los autores sobre si la variable efectivamente captura la liquidez.

En una reciente publicación, Dick-Nielsen et al. (2012) analizan la liquidez en los *spreads* de los bonos corporativos en el contexto de la crisis *subprime* con datos OTC. Su estudio es particularmente robusto por cuanto utilizan una gran batería de variables para controlar por riesgo de crédito y liquidez. Basado en un análisis de componentes principales, encuentran y proponen una medida (λ) de iliquidez que agruparía las características de las demás y tendría altísima significancia en la explicación de los *spreads* para los dos periodos analizados (pre y post crisis) y todas las clasificaciones de riesgo. Dentro de sus resultados, encuentran que el componente debido a la liquidez está entre 0.8 pb para AAA y 57.6 pb para *speculative grade* en el periodo pre-*subprime*, y aumenta hasta 10 veces para bonos *investment-grade* y entre 3-

4 veces para *speculative-grade* en el periodo de crisis. Además, encuentran evidencia controversial con respecto a la *%Zero* en el periodo de crisis (positiva y significativa para AAA), ante lo cual sugieren como explicación el hecho de que las transacciones en bonos menos líquidos serían divididas (*split*) en dos o más transacciones de menor tamaño para no impactar sustancialmente el precio.

En el mismo contexto de la crisis *subprime* y el mercado OTC, Friewald et al (2012) examinan quizás la base de datos más exhaustiva estudiada hasta el momento de bonos corporativos norteamericano. Al igual que Dick-Nielsen et al. (2012), utilizan diversas variables explicativas relacionada con la liquidez: Amihud, Roll, *Zero%* y la recientemente propuesta por Jankowitsch, Nashikkar y Subrahmanyam (2012), *Price Dispersion*. El análisis de componentes principales en este caso les lleva a concluir que existe poca correlación entre las variables, poniendo en evidencia su naturaleza idiosincrática y su capacidad de capturar distintas dimensiones de la liquidez. Dentro de sus principales resultados en la explicación del *spread* en el corte transversal, los autores encuentran que la liquidez tendría un aporte marginal al R^2 de alrededor de 10%, con Amihud y *Price Dispersion* mostrando los efectos más fuertes. Una desviación estándar en todas las *proxies* de liquidez causaría una diferencia de *spreads* de casi 99 pb en un periodo normal. El impacto de la liquidez sería aun más alto en los dos periodos de crisis analizada (Ford/GM y *subprime*).

Otro objetivo importante en la literatura ha sido encontrar aquellas variables o factores que determinan los cambios en los *spreads* o retornos en los precios de los bonos¹⁰. En esta línea de modelación, se puede proceder mediante regresiones de series de tiempo (*Time Series-Regression*) o regresiones de panel en cambios. En regresiones de series de tiempo se utiliza exclusivamente información histórica de las observaciones de un determinado bono (o comúnmente portafolio), en donde las observaciones están ordenadas secuencialmente. Por otro lado, en las regresiones de panel se busca encontrar

¹⁰ La relación de primer orden entre el cambio de tasa y el retorno en el precio del bono está dado por su duración

los determinantes de los cambios en los *spreads*, generalmente utilizando como variables explicativas las series resultantes de aplicar primeras diferencias a las series en niveles. Lógicamente, en este segundo enfoque, las variables que son atemporales y/o determinísticas no tienen poder explicativo en los cambios del *spread*, ya que su poder explicativo radica en las diferencias entre bonos y no en la serie de tiempo.

En un análisis de serie de tiempo, la liquidez ha sido modelada como un factor adicional de riesgo sistemático a los modelos originales de *asset-pricing* (CAPM y Fama-French). Inicialmente, este enfoque fue utilizado para encontrar el premio por riesgo de liquidez en los retornos esperados de acciones (Pastor y Stambaugh, 2003; Acharya y Pedersen, 2005; Amihud, 2002; Chordia, Roll y Subrahmanyam, 2000, Korajczyk y Sadka, 2008) encontrando significancia en el *liquidity beta*. Teórica y empíricamente, los retornos de bonos corporativos están relacionados tanto con los retornos de la renta fija libre de riesgo (Tesoro), como con los retornos del mercado accionario, por lo que se espera que estén expuestos a *shocks* (y en particular *shocks* de liquidez) en ambos mercados. Como constata Fama French (1993), los bonos de alta clasificación crediticia se comportarían como bonos del Tesoro, mientras que bonos de menor *Rating* estarían más expuestos al mercado accionario.

Collin Dufresne y Goldstein (2001) defienden la idea de factores comunes al explicar los cambios en los *spreads*. Los residuos de sus regresiones están fuertemente relacionados en el corte transversal y un análisis de componentes principales los lleva a concluir que es poco probable que los cambios de los *spreads* se deban a componentes idiosincráticos del bono, sino que más bien existiría un único factor común que los explica. Sin embargo, usan distintas variables macroeconómicas/financieras y medidas *standard* de liquidez agregada¹¹, pero no logran explicar cabalmente este factor.

¹¹ En particular ocupan cambios en los número de *quotes*, cambios en la diferencia entre bonos largos del Tesoro de emisiones recientes vs antiguas (*On/Off the Run Spread*) y cambios en la diferencia entre tasas del Tesoro y tasas *swaps*.

Finalmente, postulan que los cambios en los *spreads* estarían principalmente relacionados con *shocks* locales de oferta y demanda.

Longstaff et al. (2005) realizan un análisis complementario a su estudio de las series en niveles del *spread*, promediando (entre bonos) y calculando primeras diferencias del *non-default component* encontrado con los CDS. Su análisis de serie de tiempo los lleva a concluir que este componente revierte fuertemente a la media, además estaría positivamente relacionado con *shocks* de liquidez en el mercado del Tesoro (*On/Off-the-Run Spread*), dando soporte a la hipótesis de efectos cruzados de liquidez en ambos mercados. Delianedis y Geske (2001) y Duffie y Singleton (1999) también encuentran evidencia de que variaciones en la serie de tiempo de los *spreads* corporativos estarían relacionadas con *shocks* sistemáticos de liquidez.

De Jong y Driessen (2012) siguiendo a Pastor y Stambaugh (2003) y Acharya y Pedersen (2005) estiman dos *liquidity betas* de los retornos de bonos corporativos respecto a *shocks* en los mercados de acciones y bonos del Tesoro. Utilizando una medida agregada del Amihud (2002) para la iliquidez en el mercado accionario y una basada en el *Bid-Ask Spread* para los bonos del Tesoro de largo plazo, encuentran significancia en los coeficientes de ambos factores. Acharya, Amihud y Bahrath (2012) también encuentran evidencia de la exposición a la iliquidez en ambos mercados, pero los efectos serían contrarios para bonos *investment-grade* y *speculative-grade* y variantes en el tiempo en régimen cambiante.

Adicionalmente, los retornos de bonos también estarían explicados significativamente por *shocks* de liquidez en el propio mercado de bonos corporativos. Lin, Wang y Wu (2011) estiman el premio por riesgo de liquidez utilizando como factores las medidas agregadas de liquidez de Pastor y Stambaugh (2003) y Amihud (2002). Encuentran una relación positiva y robusta entre la rentabilidad esperada de los bonos corporativos y el *liquidity beta*. Por otro lado, algunos estudios que constatan diferencias en los niveles del *spread* utilizando medidas innovadoras de liquidez *bond-specific* (Bao, Pan y Wang, 2011, Dick Nielsen et al., 2012) proponen agregar a nivel de mercado la métrica, usando promedios o promedios ponderados, constituyendo un factor

sistemático de liquidez propio del mercado corporativo. Luego sugieren utilizar este factor en modelos de series de tiempo, encontrando el *liquidity beta*.

Finalmente, Chen, Lesmond y Wei (2007) y Friewald et al. (2012) estiman un panel en primeras diferencias encontrando que los cambios en sus *proxies* de liquidez tienen poder explicativo en los cambios en los *spreads*. En particular, Chen, Lesmond y Wei (2007) encuentran que aun en presencia de las variables macroeconómicas en cambios, los coeficientes asociados a sus variables de liquidez permanecen significativos y lograrían explicar hasta un entre un 2.8% (*investment-grade*) y un 16.9% (*speculative-grade*) de la variabilidad de los cambios en los *spreads*. Similares resultados obtienen Friewald et al. (2012) al encontrar que los efectos de la liquidez explican hasta un 14% de la variabilidad *time-series*.

En resumen, existe un consenso en la literatura en mercados desarrollados de que la liquidez es premiada en los niveles de *spreads* de bonos corporativos, ya sea usando *proxies* indirectas, variables de actividad de transacción o medidas más sofisticadas basadas en datos *intraday*. Se ha documentado que su impacto es variable en el tiempo, con un efecto mayor en períodos de tensión financiera. Por otro lado, la liquidez se ha modelado como un factor relevante para explicar los cambios en los *spreads*, encontrando significancia en el *liquidity beta*.

3.2 Modelos en Mercados Emergentes

Sin lugar a dudas, el mayor debate en el tema de la liquidez ha sido en el contexto del mercado norteamericano, quizás uno de los menos ilíquidos del mundo. Mucho de este foco es debido a la gran extensión y disponibilidad de datos. En mercados emergentes, donde los efectos de la liquidez pueden ser particularmente intensos, la literatura es exigua.

Un gran foco de atención de los investigadores en mercados emergentes, relacionado con la liquidez, ha sido el estudio de los retornos accionarios. En esta línea, son particularmente destacados los trabajos de Lesmond (2005) y Bekaert, Harvey y

Lundblad (2007). Por un lado, Lesmond (2005) aplica el modelo LOT de Lesmond, Ogden y Tezcinka (1999) a los retornos de acciones listadas en 31 mercados emergentes entre 1991 y 2000. Encuentran que la medida capturaría eficientemente los costos de transacción (*Bid-Ask Spread*) y existiría una importante variación tanto en el corte transversal como en la serie de tiempo. En Bekaert et al. (2007), los autores buscan examinar el impacto de la liquidez en los retornos esperados usando como medida de liquidez sistemática el promedio mensual de la proporción de cero retornos (*%Zero*). Encuentran que este factor predice significativamente los retornos, mientras que el *Turnover* no lo hace¹². Adicionalmente, prueban que esta medida de iliquidez estaría negativamente relacionada con el *Turnover* y positivamente relacionada con el *Bid-Ask Spread* (cuando tienen esta información disponible)

Otra gran porción de la literatura existente en mercados emergentes busca explicar los *spreads* de los bonos soberanos. Sin embargo, los estudios difieren en los países, periodos y variables utilizadas, llevándolos a diferentes resultados y conclusiones¹³. Los investigadores han sugerido que tanto factores externos (*push factors*) como indicadores locales (*pull factors*) tienen poder explicativo en los *spreads*. Así por ejemplo, algunos autores (Kamin y Van Kleist (1999), Longstaff (2007) utilizan como variables explicativas el retorno de los bonos del tesoro, el retorno del mercado accionario norteamericano, el índice VIX, la pendiente de la curva de rendimientos o indicadores de riesgo de los mercados de bonos de EE.UU. Adicionalmente, otros autores han sugerido que determinantes específicos de cada país como el crecimiento de la economía, los flujos netos de capitales, la inflación y el riesgo político, entre otros, también están relacionados con los *spreads* (Ferrucci, 2003; Baldacci, Gupta y Mati, 2008; Hilscher y Nosbusch, 2010 y Comelli, 2012). Sin duda, el foco de atención ha sido

¹² Contrariamente a estos autores, June, Marathe y Shawky (2003) encuentran que los retornos bursátiles de países emergentes están positivamente correlacionados con factores de liquidez agregada basados en métricas de *Turnover*.

¹³ Maltritz (2012) reporta en sus anexos una útil tabla resumen con los distintos estudios que han buscado determinar los *spreads* de bonos soberanos de economías emergentes.

el riesgo de *default* en la explicación del *spread*. La liquidez ha sido abordada en términos macroeconómicos mediante los niveles de las tasas de interés, argumentando que tasas bajas llevarían a mayor demanda de activos financieros riesgosos y, por lo tanto, a una disminución de los *spreads* en economías emergentes. La excepción a la literatura que se centra en el riesgo de crédito es Duffie, Pedersen y Singleton (2004), quienes incluyen y estiman un componente de liquidez en bonos soberanos de Rusia. Schwarz (2009), también sugiere que la liquidez es fundamental, en este caso, para explicar el aumento en los *spreads* de bonos de la zona Euro.

Los estudios de bonos corporativos son extremadamente escasos. Hund y Lesmond (2006) analizan bonos soberanos y corporativos denominados en \$US de 16 economías emergentes entre 1997 y 2004. Para monitorear la liquidez, utilizan las tres medidas (específicas del bono) propuestas por Chen et al. (2007): *Zero%*, *LOT* y *Bid-Ask Spread*, pero con resultados más sugerentes. Encuentra que la *LOT* capturaría hasta un 26% de la variación en los *spreads* de bonos corporativos, alrededor de 4 veces los efectos que observaron Chen et al. (2007) en el mercado norteamericano. Los costos de la liquidez ocasionarían un aumento de 0.25 pb en *spread* por cada pb que aumenta la *LOT*. El efecto marginal encontrado mediante el *Bid-Ask Spread* sería mayor con un incremento en 3.22 pb de aumento en *spread* por cada pb de aumento en la *proxy* de liquidez. Para sorpresa de los autores, encuentran bajísima significancia en el nivel de las tasas de interés de los EE.UU.

Cortazar, Schwartz, Tapia (2012) proponen un marco para estimar conjuntamente las estructuras locales *spread* de crédito en mercados con pocas transacciones subdividiendo el mercado en clases de riesgos. Para superar el problema de baja frecuencia de transacción, los autores estiman las estructuras dinámicamente utilizando el filtro de Kalman Extendido. Sin embargo, no modelan la liquidez como un factor determinante para *spreads* de bonos corporativos.

En síntesis, los estudios sobre el impacto de la liquidez en los mercados emergentes se han centrado principalmente en los mercados accionarios y de bonos

soberanos, mientras que los bonos corporativos no han sido profundamente estudiados debido a la baja frecuencia de transacción.

4 MERCADO DE RENTA FIJA CHILENO

El mercado de renta fija chileno está compuesto por títulos de deuda emitidos por el Banco Central, la Tesorería General de la República, Instituciones Financieras y Empresas del país. De acuerdo a la madurez de las emisiones, el mercado se puede clasificar en Instrumentos de Intermediación Financiera (IIF) e Instrumentos de Renta Fija (IRF). Los primeros corresponden a instrumentos de corto plazo (por lo general depósitos a plazo), mayoritariamente menores a 1 año, emitidos como alternativa de financiamiento de las empresas e instituciones financieras o bien como herramienta de regulación monetaria por el Banco Central. Por otro lado, el mercado IRF está compuesto por obligaciones de largo plazo y constituye una de las principales fuentes de financiamiento de empresas e instituciones financieras.

Los instrumentos son emitidos en tres principales monedas: Pesos (CLP), Dólares (USD) y Unidades de Fomento (UF)¹⁴, siendo esta última particularmente frecuente en emisiones de más largo plazo. A continuación se describen los principales tipos de instrumentos que componen el mercado de renta fija chileno y posteriormente la descripción en detalle de los bonos corporativos.

¹⁴ Moneda reajutable, indexada a la inflación vigente en el país que se calcula a principios de cada mes para el periodo comprendido entre el día 10 de dicho mes y el día 9 del mes siguiente, de acuerdo a la tasa promedio geométrica de la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC) del mes anterior

4.1 Instrumentos de Renta Fija Chilenos

4.1.1 Renta Fija Gubernamental

La renta fija gubernamental corresponde a todos los papeles de largo plazo emitidos por el Banco Central de Chile o la Tesorería General de la República

a) Bonos del Banco Central

- i) BCU: Papeles tipo *bullet* emitidos por el Banco Central en UF, pagan intereses semestrales y la totalidad del principal al vencimiento. Se emiten a plazos de 2, 5, 10 y 20 años con tasas de emisión de 3% y 5%.
- ii) BCP: Papeles tipo *bullet* emitidos por el Banco Central en pesos (CLP), pagan intereses semestrales y la totalidad del principal al vencimiento. Se emiten en plazos de 2, 5 y 10 años con tasas de emisión de 3%, 6% y 8%.
- iii) PRC: Papeles amortizables emitidos por el Banco Central en UF, pagan cupones semestrales e iguales. Las tasas de emisión varían entre 5% y 6,5% y sus plazos entre 4 y 30 años. Estos papeles dejaron de emitirse en Agosto de 2002, pero aún continúan transándose en el mercado.
- iv) CERO: Bono cero cupón emitido por el Banco Central como opción para sustitución o canje de cupones de pagarés reajustables (PRC).
- v) Bonos en USD: Papeles cero cupón (XERO), *bullet* (BCX) o amortizables (PCX) emitidos en dólares

b) Bonos de Reconocimiento

- i) BR: Bonos emitido por el Instituto de Normalización Previsional para reconocer cotizaciones de trabajadores previas al cambio de sistema previsional en 1980

- c) Bonos de la Tesorería
 - i) BTU: Papeles tipo *bullet* emitidos por la Tesorería General de la República en UF, pagan intereses semestrales y la totalidad del principal al vencimiento. Se emiten a plazos de 5, 7, 10, 20 y 30 años con tasas de emisión entre 2.1% y 4.5%.
 - ii) BTP: Papeles tipo *bullet* emitidos por la Tesorería General de la República en pesos (CLP), pagan intereses semestrales y la totalidad del principal al vencimiento. Se emiten a plazos de 5, 7, 10 y 20 años con tasas de emisión de 6%.

4.1.2 Renta Fija Privada

La renta fija privada corresponde a todos los papeles de largo plazo emitidos por Instituciones Financieras y Empresas que operan en el país.

- a) Bonos Bancarios (BB): Instrumentos de deuda de largo plazo emitidos por bancos u otras instituciones financieras como alternativa de financiamiento.
- b) Bonos Corporativos (BC) Instrumentos de deuda de largo plazo emitidos por empresas como alternativa de financiamiento.
- c) Bonos Securitizados (BS): Instrumentos de deuda de largo plazo emitidos por empresas securitizadoras formando patrimonios separados con objetivos específicos fijados por sus clientes. Normalmente están constituidos por una serie preferente y una subordinada de peor clasificación crediticia.
- d) Bonos Subordinados (BU): Bonos emitidos por bancos para financiar nuevos proyectos de inversión, renegociar colocaciones, así como también para cumplir compromisos financieros. El pago de estos bonos estará subordinado al pago de los demás acreedores.

- e) Letras Hipotecarias (LH): Instrumentos de deuda emitidos por bancos e instituciones financieras para el otorgamiento de créditos con garantía hipotecaria.

4.2 Bonos Empresariales

Los Bonos Empresariales (BE) son todas las emisiones de largo plazo de empresas e instituciones financieras que no son Letras Hipotecarias. La Figura 4-1 muestra cómo han evolucionado los saldos vigentes emitidos de cada uno de los tipos de bonos empresariales¹⁵. Por el lado de las emisiones en CLP, el mercado está principalmente dominado por las emisiones de bonos securitizados (BS) y corporativos (BC), mostrando estos últimos un sorprendente crecimiento en los últimos años. En bonos denominados en UF, las emisiones se concentran principalmente en bonos bancarios (BB) y bonos corporativos. Comparando saldos emitidos, las emisiones en UF representan más del 94% del total.

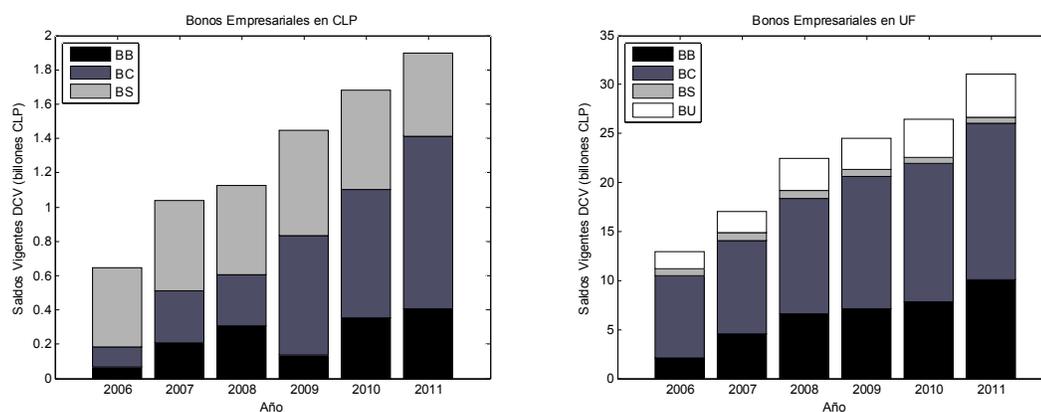


Figura 4-1: Saldos Vigentes en Custodia DCV para bonos emitidos en CLP y UF entre 2006 y 2011
(1 billón = 10¹²)

¹⁵ Depósito Central de Valores (DCV)

En cuanto a los volúmenes transados, el grueso de las transacciones en CLP se concentra en bonos corporativos, mientras que en UF los papeles más transados son los corporativos y bancarios. Comparando volúmenes transados anuales, las emisiones en UF representan más del 91% del total. Adicionalmente, resulta interesante constatar el gran crecimiento que ha tenido la renta fija en el mercado local, aproximadamente triplicando los saldos emitidos y los volúmenes anuales transados en 6 años.

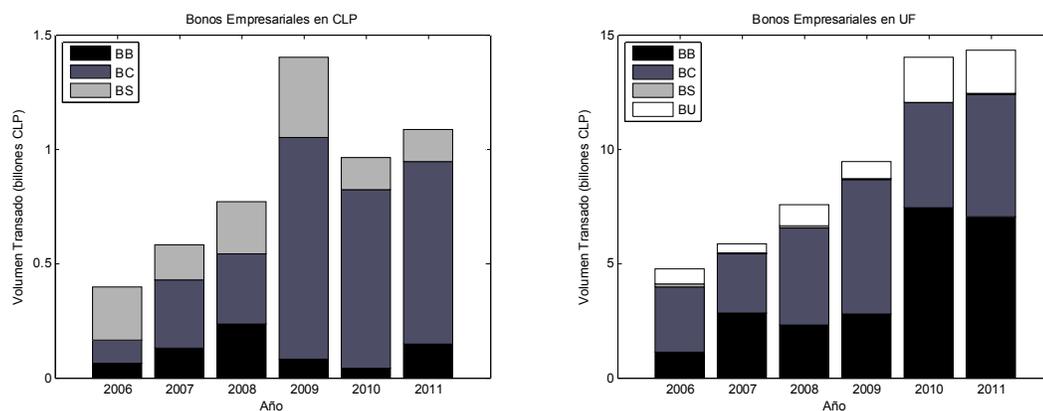


Figura 4-2: Volúmenes anuales transados en CLP y UF entre 2006 y 2011

(1 billón = 10^{12})

Componiendo ambos gráficos, se construye la medida relativa de rotación anual de la Figura 4-3. Para bonos denominados en CLP, en promedio, se transa cerca de 1 vez al año la totalidad del principal emitido en bonos corporativos (BC). Para las emisiones en UF, la rotación es inferior, tomando en promedio entre 1.7 y 2.8 años en transar la totalidad emitida para bonos bancarios (BB) y corporativos (BC), respectivamente.

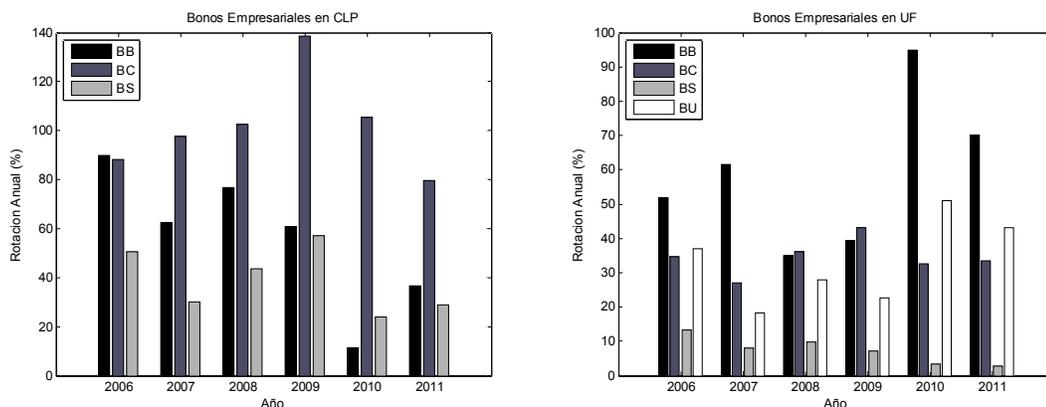


Figura 4-3: Rotación anual para bonos en CLP y UF entre 2006 y 2011

El número de emisiones muestra una imagen algo distinta a los saldos emitidos. El crecimiento en el número de emisiones ha sido algo inferior al de saldos emitidos, indicando que las nuevas emisiones han sido de grandes nocionales. En cuando al número total de transacciones, la gráfica es algo más parecida a la de volúmenes transados, aproximadamente triplicando la frecuencia de transacción entre 2006 y 2011. La Figura 4-4 muestra el crecimiento en el número de bonos emitidos y la Figura 4-5 el crecimiento en el número de transacciones anuales.

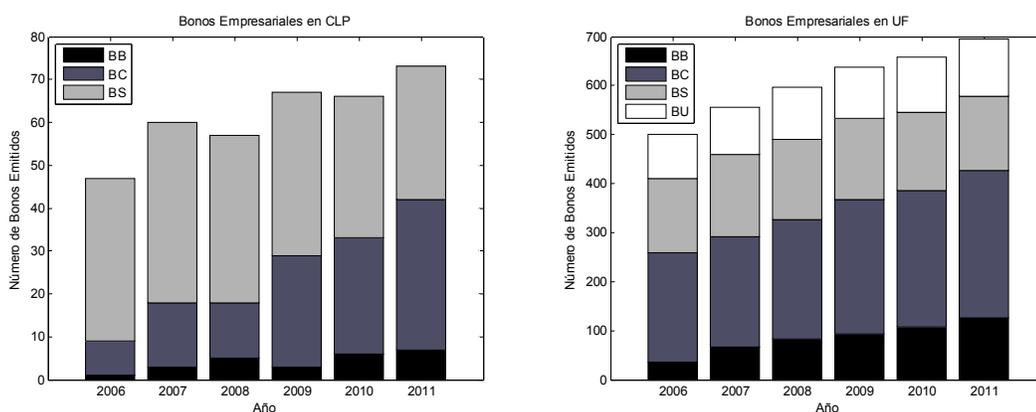


Figura 4-4: Bonos emitidos en CLP y UF entre 2006 y 2011

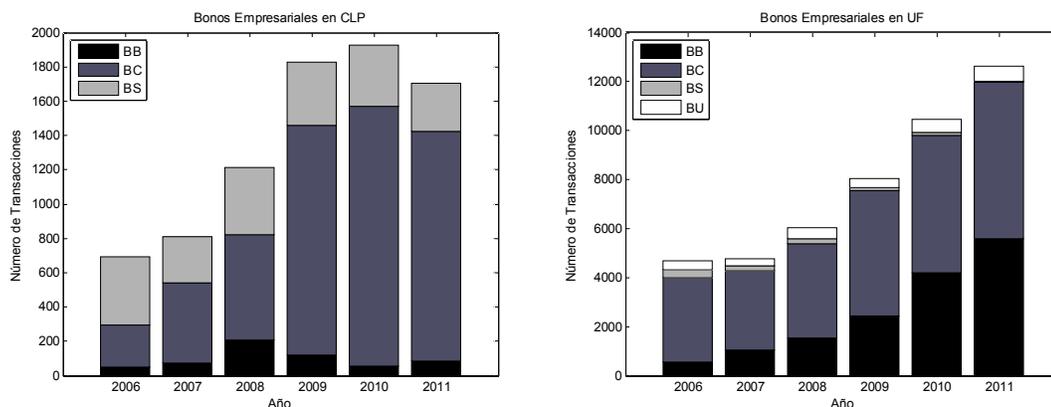


Figura 4-5: Número total de transacciones bonos en CLP y UF entre 2006 y 2011

En bonos securitizados emitidos en UF, existe una discordancia entre el número de bonos emitidos y saldos vigentes. En número de emisiones, esta categoría representa un importante porcentaje del total, pero en términos de saldos emitidos y número de transacciones, sólo una ínfima proporción. Componiendo las Figura 4-4 y Figura 4-5 se calcula en número promedio de días transados en un año para un bono de cada categoría. En promedio un bono corporativo nominado en UF es transado 19 días al año, mientras que un bono bancario casi 27 veces.

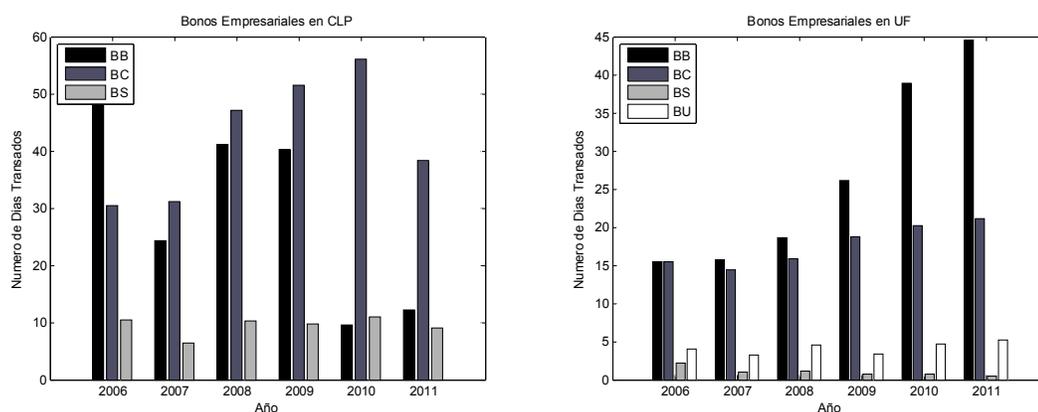


Figura 4-6: Número promedio de días transados en un año para un bono de cada categoría

Actualmente, en el mercado local operan tres agencias clasificadoras: Feller Rate, Humphrey's y Fitch, estrechamente relacionadas con las agencias clasificadoras internacionales. Standard & Poor's, mantiene desde 1996 una alianza estratégica con Feller Rate; Moody's mantiene participación minoritaria en la clasificadora Humphrey's y Fitch, a partir de la adquisición a nivel internacional de la clasificadora Duff & Phelps durante 2000, controla la clasificadora Fitch Chile. Toda emisión de deuda debe ser certificada por al menos dos clasificadoras de riesgo independientes. La Tabla 4-1 muestra el número promedio de transacciones anuales, por clasificación de riesgo y categoría durante el periodo comprendido entre 2006 y 2011. La gran mayoría de las transacciones se concentra en las clasificaciones consolidadas AA y A con cerca de 16 y 11 transacciones diarias, respectivamente, en promedio durante los 6 años. Los bonos bancarios (BB) se concentran en las mejores clasificaciones de riesgo, mientras que las transacciones de bonos corporativos (BC) están mejor distribuidas a lo largo de la gama de clasificaciones consolidadas. Los bonos subordinados (BU) se concentran en las clasificaciones AA y A, no existiendo transacciones de nemotécnicos catalogados con la mayor clasificación crediticia, dada su naturaleza subordinada al pago de la deuda preferente.

Tabla 4-1: Número promedio de transacciones en un año por clasificación de riesgo y tipo de papel

ClasCons	Clasificacion	BB	BC	BS	BU	Total
AAA	AAA	1452 (54,5%)	365 (6,6%)	66 (12,9%)	0 (0%)	1882 (20,7%)
Total AAA		1452 (54,5%)	365 (6,6%)	66 (12,9%)	0 (0%)	1882 (20,7%)
AA	AA+	236 (8,9%)	363 (6,6%)	5 (1%)	79 (18%)	684 (7,5%)
	AA	289 (10,9%)	866 (15,8%)	343 (67,5%)	108 (24,4%)	1605 (17,6%)
	AA-	633 (23,8%)	1043 (19%)	3 (0,6%)	83 (18,8%)	1763 (19,4%)
Total AA		1159 (43,5%)	2272 (41,4%)	351 (69,1%)	270 (61,3%)	4052 (44,5%)
A	A+	10 (0,4%)	1307 (23,8%)	22 (4,4%)	87 (19,9%)	1427 (15,7%)
	A	43 (1,6%)	924 (16,8%)	33 (6,5%)	24 (5,5%)	1024 (11,2%)
	A-	0 (0%)	254 (4,6%)	18 (3,6%)	43 (9,8%)	315 (3,5%)
Total A		53 (2%)	2484 (45,3%)	74 (14,5%)	155 (35,2%)	2766 (30,4%)
BBB	BBB+	0 (0%)	288 (5,2%)	0 (0%)	15 (3,5%)	303 (3,3%)
	BBB	0 (0%)	8 (0,1%)	15 (2,9%)	0 (0%)	23 (0,2%)
	BBB-	0 (0%)	66 (1,2%)	1 (0,1%)	0 (0%)	67 (0,7%)
Total BBB		0 (0%)	362 (6,6%)	15 (3%)	15 (3,5%)	392 (4,3%)
BB	BB+	0 (0%)	4 (0,1%)	0 (0%)	0 (0%)	4 (0%)
	BB	0 (0%)	1 (0%)	1 (0,2%)	0 (0%)	1 (0%)
	BB-	0 (0%)	1 (0%)	0 (0,1%)	0 (0%)	1 (0%)
Total BB		0 (0%)	5 (0,1%)	1 (0,2%)	0 (0%)	7 (0,1%)
B	B	0 (0%)	0 (0%)	1 (0,2%)	0 (0%)	1 (0%)
	B-	0 (0%)	0 (0%)	1 (0,1%)	0 (0%)	1 (0%)
Total B		0 (0%)	0 (0%)	2 (0,3%)	0 (0%)	2 (0%)
Total general		2663 (100%)	5488 (100%)	508 (100%)	440 (100%)	9099 (100%)

Tabla 4-2: Volumen anual promedio (billones CLP) por clasificaciones de riesgo y tipo de papel
(1 billón = 10¹²)

ClasCons	Clasificación	BB	BC	BS	BU	Total
AAA	AAA	2,06 (51%)	0,51 (10,4%)	0,06 (21,5%)	0 (0%)	2,62 (25,6%)
Total AAA		2,06 (51%)	0,51 (10,4%)	0,06 (21,5%)	0 (0%)	2,62 (25,6%)
AA	AA+	0,59 (14,7%)	0,31 (6,4%)	0 (1%)	0,28 (25,8%)	1,19 (11,6%)
	AA	0,4 (10%)	0,94 (19,4%)	0,18 (66,1%)	0,26 (23,8%)	1,79 (17,4%)
	AA-	0,91 (22,6%)	0,81 (16,7%)	0 (0,2%)	0,2 (17,9%)	1,92 (18,7%)
Total AA		1,91 (47,3%)	2,06 (42,5%)	0,18 (67,3%)	0,74 (67,5%)	4,9 (47,7%)
A	A+	0,05 (1,2%)	0,92 (18,9%)	0 (0,9%)	0,24 (21,6%)	1,2 (11,7%)
	A	0,02 (0,5%)	0,94 (19,4%)	0,01 (3,5%)	0,08 (6,8%)	1,05 (10,2%)
	A-	0 (0%)	0,19 (3,8%)	0,01 (4,8%)	0,04 (3,5%)	0,24 (2,3%)
Total A		0,07 (1,7%)	2,05 (42,1%)	0,03 (9,3%)	0,35 (31,9%)	2,49 (24,3%)
BBB	BBB+	0 (0%)	0,21 (4,3%)	0 (0%)	0,01 (0,6%)	0,22 (2,1%)
	BBB	0 (0%)	0,01 (0,2%)	0 (1,3%)	0 (0%)	0,01 (0,1%)
	BBB-	0 (0%)	0,02 (0,4%)	0 (0,1%)	0 (0%)	0,02 (0,2%)
Total BBB		0 (0%)	0,24 (4,9%)	0 (1,4%)	0,01 (0,6%)	0,25 (2,4%)
BB	BB+	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)
	BB	0 (0%)	0 (0%)	0 (0,2%)	0 (0%)	0 (0%)
	BB-	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)
Total BB		0 (0%)	0 (0,1%)	0 (0,2%)	0 (0%)	0 (0%)
B	B	0 (0%)	0 (0%)	0 (0,2%)	0 (0%)	0 (0%)
	B-	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)
Total B		0 (0%)	0 (0%)	0 (0,2%)	0 (0%)	0 (0%)
Total general		4,03 (100%)	4,86 (100%)	0,27 (100%)	1,1 (100%)	10,26 (100%)

Adicionalmente, es posible clasificar de acuerdo a la presencia o ausencia de opciones implícitas en los instrumentos. El mercado local se caracteriza por una gran cantidad de bonos emitidos con opciones de prepago o redención anticipada, en donde, generalmente, existe un periodo inicial en el cual el emisor no puede ejercer la opción.

La Tabla 4-3 muestra la distribución de bonos emitidos con y sin opción en cada categoría. Más de la mitad del mercado son bonos con opción de prepago, concentrándose principalmente en bonos corporativos. Si bien los saldos totales emitidos muestran un considerable aumento entre 2006 y 2011, principalmente marcado por el aumento en las emisiones de bonos bancarios, la distribución agregada entre emisiones prepagables y sin opción se ha mantenido constante.

Tabla 4-3: Distribución de saldos emitidos anuales (billones CLP) con y sin opción de prepago

El % entre paréntesis representa la proporción sobre el saldo total anual emitido

(1 billón = 10^{12})

Ano	Opción	BB	BC	BS	BU	Total
2006	Sin Prepago	1,53 (11,2%)	2,91 (21,3%)	0,21 (1,5%)	1,78 (13,1%)	6,43 (47,1%)
	Con Prepago	0,67 (4,9%)	5,53 (40,5%)	1,02 (7,5%)	0 (0%)	7,21 (52,9%)
2007	Sin Prepago	3,3 (18,2%)	3,01 (16,7%)	0,21 (1,2%)	2,2 (12,2%)	8,72 (48,2%)
	Con Prepago	1,51 (8,4%)	6,72 (37,2%)	1,13 (6,3%)	0 (0%)	9,37 (51,8%)
2008	Sin Prepago	4,64 (19,7%)	3,29 (13,9%)	0,16 (0,7%)	2,99 (12,6%)	11,08 (46,9%)
	Con Prepago	2,3 (9,7%)	8,72 (36,9%)	1,17 (4,9%)	0,34 (1,5%)	12,53 (53,1%)
2009	Sin Prepago	4,9 (18,9%)	3,89 (15%)	0,08 (0,3%)	2,89 (11,1%)	11,76 (45,3%)
	Con Prepago	2,3 (8,9%)	10,37 (39,9%)	1,22 (4,7%)	0,34 (1,3%)	14,22 (54,7%)
2010	Sin Prepago	5,81 (20,7%)	4,13 (14,7%)	0,07 (0,2%)	3,53 (12,6%)	13,54 (48,1%)
	Con Prepago	2,38 (8,5%)	10,7 (38%)	1,17 (4,2%)	0,34 (1,2%)	14,59 (51,9%)
2011	Sin Prepago	6,88 (20,9%)	4,63 (14,1%)	0,03 (0,1%)	4,04 (12,3%)	15,59 (47,3%)
	Con Prepago	3,58 (10,9%)	12,34 (37,5%)	1,07 (3,3%)	0,36 (1,1%)	17,35 (52,7%)

4.3 Inversionistas

En términos generales, la demanda relevante en los mercados de deuda en Chile está principalmente dada por inversionistas institucionales, existiendo escaso poder comprador por parte de personas naturales para este tipo de instrumentos. Dentro de los inversionistas institucionales, es posible encontrar bancos, sociedades financieras, compañías de seguros, entidades nacionales de reaseguro y administradoras de fondos autorizados por ley. El resto de los inversionistas calificados corresponden a intermediarios de valores y personas naturales o jurídicas que declaren y acrediten contar con inversiones financieras no inferiores a 2.000 UF.

A continuación se describen los principales inversionistas institucionales:

- a) Fondos de Pensiones (FP): Los Fondos de Pensiones constituyen un patrimonio económico compuesto por aportaciones periódicas de contratantes de planes de pensiones, cuyo objetivo es cobrar una renta al momento de la jubilación. Su administración es ejercida por sociedades anónimas especiales llamadas Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP).
- b) Compañías de Seguros (CS): Son sociedades anónimas de seguros y reaseguros cuya actividad es la de asegurar y reasegurar riesgos en el país. Las compañías de seguros se dividen en compañías de seguros de vida (CSV) o generales (CSG). Las primeras, además de comercializar seguros de vida, también ofrecen rentas vitalicias, mediante las cuales captan abundantes recursos para invertir.
- c) Fondos Mutuos (FM): Son patrimonios integrados por aportes de personas naturales y jurídicas para su inversión en valores de oferta pública. El patrimonio de cada fondo mutuo se divide en cuotas rescatables, todas ellas de igual valor y características.
- d) Fondos de Inversión (FI): Son patrimonios integrados por aportes de personas naturales y jurídicas para su inversión en valores y bienes que autorice la Ley de

Fondos de Inversión. Los aportes quedan expresados en cuotas que no pueden ser rescatadas antes de la liquidación del fondo.

- e) Fondos de Inversión de Capital Extranjero (FICE): Son patrimonios formados por aportes realizados fuera del territorio chileno por personas naturales o jurídicas.
- f) Fondos para la Vivienda (FV): Son patrimonio constituido con los recursos depositados en las cuentas de ahorro para arrendamiento de viviendas con promesa de compraventa.

El primer inversionista institucional y el más importante en el mercado de capitales chileno en términos de activos totales son las Administradoras de fondos de Pensión. Las compañías de Seguros representan los segundos inversionistas institucionales más importantes. Entre ambos poseen más del 70% del mercado.

Las características de plazo, moneda y clasificación de riesgo, entre otras, hacen que los distintos bonos resulten más o menos atractivos, según el tipo de inversionistas. Así, por ejemplo, las administradoras de fondos de pensiones (AFP) muestran un mayor interés por bonos de plazos intermedios, de entre 8 y 12 años. Por otro lado, las compañías de seguros de vida, demandan bonos a 20 años y más, para calzar sus obligaciones de más largo plazo.

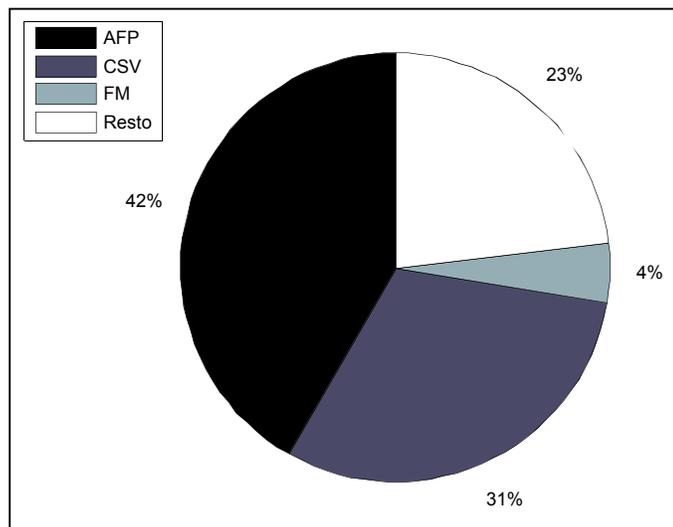


Figura 4-7: Distribución del mercado de renta fija de largo plazo entre los principales inversionistas

Los porcentajes están calculados en base a valor de los activos a diciembre de 2007.

5 MODELO DE PANEL

En mercados emergentes, la baja frecuencia de transacción es una limitante para el desarrollo de estudios empíricos, por cuanto es complejo obtener robusta inferencia estadística a partir de pocos datos. Frecuentemente, se procede agregando los datos (entre países o en el tiempo) con tal de poblar la base lo suficiente como para poder aplicar algún tipo de modelo y obtener estimadores significativos.

En línea con la literatura, en el presente capítulo se aplica un modelo de panel con datos incompletos para buscar explicar el nivel del *spread* del bono corporativo en función de una serie de variables explicativas. En la primera parte del capítulo se describe la base de datos, señalando procedencia, metodologías de cálculo y agregación, así como estadísticas generales de la muestra. En una segunda etapa, se enuncia el modelo para dos especificaciones distintas. El capítulo finaliza con la presentación de los principales resultados encontrados y su consecuente análisis.

5.1 Datos

La muestra completa analizada corresponde a las transacciones históricas diarias de bonos corporativos, bancarios y subordinados en UF, efectuadas en la Bolsa de Comercio de Santiago entre Febrero 2006 y Marzo 2012. Los saldos vigentes en custodia se obtienen del Depósito Central de Valores (DCV); la clasificación de riesgo utilizada corresponde a la más conservadora de entre las asignadas por una o más agencias de las tres principales que operan en el mercado chileno (Feller, Fitch y Humpreys); y la información relacionada con las características de emisión del nemotécnico (fecha de emisión, fecha de vencimiento, tasa de emisión, saldo emitido, tabla de desarrollo) también se obtiene de la Bolsa de Comercio de Santiago¹⁶.

¹⁶ Esta valiosa información es provista por RiskAmerica®, www.riskamerica.com

La muestra analizada comprende el periodo anterior y posterior a la crisis *subprime*, permitiendo el estudio de las repercusiones de este acontecimiento en el mercado nacional y el impacto de la liquidez.

Como referencia para el cálculo de *spread*, se utiliza la curva Cero Real, la cual es estimada de manera dinámica mediante un modelo de Vasicek generalizado de tres factores siguiendo a Cortazar, Schwartz y Naranjo (2007). Esta curva se calibra con transacciones diarias de bonos denominados en UF (BCU y BTU) emitidos por el Banco Central y la Tesorería General de la República. El *spread* corresponde a la diferencia entre la tasa de transacción del bono corporativo y la TIR del bono cuando el precio se obtiene descontando los flujos a la curva cero correspondiente.

Adicionalmente, se decidió excluir del análisis a transacciones de bonos con madurez inferior a 2 años, debido al excesivo ruido y al escaso impacto que generan las diferencias de tasa (o de *spreads*) en los precios a tan bajos plazos. Al igual que Hund y Lesmond (2006), se decidió incluir bonos prepagables buscando maximizar el tamaño muestral. Finalmente, la muestra completa resultante consiste en un total de 740 bonos únicos, emitidos por 145 firmas, lo que promedia aproximadamente 5 bonos por firma.

Indiscutiblemente, el periodo analizado presenta características particulares que hacen preguntarse sobre la estabilidad de cualquier modelo¹⁷. Con este propósito, se subdividió la muestra completa en 4 periodos¹⁸. El primer periodo es el más extenso en extensión temporal, abarcando 32 meses de datos entre Feb-2006 y Sep-2008. Sin embargo, la frecuencia de transacción del periodo es bajísima, implicando que el panel esté bastante despoblado en la serie de tiempo. Por otro lado, los siguientes periodos son de menor extensión temporal, pero la mayor cantidad de transacciones por nemotécnico permite un panel más balanceado. La Tabla 5-1 muestra algunas características generales de los periodos analizados

¹⁷ En el contexto de la crisis *subprime*, Dick Nielsen et al. (2012) utilizan un modelo *Pooled Regression* en dos periodos disjuntos, mientras que Friewald et al. (2012) utilizan la metodología de Fama-MacBeth en tres periodos de interés.

¹⁸ La separación obedece a criterios de apreciación gráfica y balanceo de datos entre periodos.

Tabla 5-1: Descripción de los distintos periodos en la modelación de panel

Esta tabla muestra las características de los períodos analizados. *Observaciones* es el número de elementos en el período. Cada elemento se calcula como el promedio simple del *spread* en el mes. *Nemotécnicos Transados* es el número de bonos diferentes transados en el periodo. *% Panel* es la fracción de elementos faltantes sobre el panel completo.

Periodo	Descripción	Observaciones	Nemotécnicos Transados	Meses	% Panel
P1	Feb -2006 / Sep -2008	3277	370	32	72%
P2	Oct -2008 / Mar -2010	3138	413	18	58%
P3	Abr -2010 / Jul -2011	3117	438	16	56%
P4	Ago -2011 / Mar -2012	1740	401	8	45%
Total	Jun -2006 / Mar-2012	11272	611	74	75%

5.2 Variables Explicativas

Desgraciadamente, la escasa frecuencia de transacción impide estimar medidas de liquidez en base diaria como en mercados desarrollados. En el periodo 2006-2011 un bono promedio se transa cerca 19 veces en un año; frecuencia demasiado exigua para calcular la dispersión del precio alrededor del precio de consenso (Price Dispersion), alguna estimación razonable del impacto en el precio de un determinado volumen transado (Amihud) o la auto-correlación serial de los retornos (Roll)¹⁹. Desafortunadamente, tampoco se cuenta con las puntas de compra y venta de manera de tener una medición de los costos de transacción (*Bid-Ask Spread*)

Las medidas de liquidez (específicas del bono) propuestas son *%Zero* y *Turnover*, por cuando están bien definidas aun en ausencia de transacciones, lo que permite una aplicación práctica si se desea aplicar algún modelo que utilice esta variable para valorizar un papel determinado. La *%Zero* ha sido utilizada con éxito en los estudios de Hund y Lesmond (2006) y Bekaert et al. (2007), encontrando que, si bien es una medida ruidosa de la iliquidez, proporciona una aproximación razonable para mercados emergentes donde la falta de datos impide mejores mediciones. En mercados desarrollados, Chen, Lesmond y Wei (2007) encuentran que la *%Zero*, definida como porcentaje de los días donde el precio no cambia, tiene significancia en la explicación del *spread*, aunque Dick-Nielsen et al. (2012) no encuentran significancia al definirla como el porcentaje de días no transados del trimestre. Por otro lado, el *Turnover* ha sido utilizado como *proxy* de liquidez en Han y Zhou (2008) y Dick-Nielsen et al. (2012), encontrando los primeros evidencia que avala la métrica y los segundos evidencia de que sólo aportaría en la explicación de los *spread* de bonos AAA.

¹⁹ Evidentemente, se podría calcular una medida de Amihud o Roll con una ventana de datos, pero la métrica pierde sentido por cuando a medida que se agranda la ventana buscando construir la métrica para más bonos, es cuestionable si el efecto del cambio en el precio es atribuible a liquidez o bien a otros factores.

Evitando un enfoque predictivo de la liquidez, se decidió utilizar una ventana de 2 meses de datos anteriores para la construcción de la métrica de cada bono, lo que permite una medida de liquidez contemporánea al *spread*²⁰. De esta manera, la *%Zero* corresponde al porcentaje de días donde el bono no es transado dentro de la ventana.

Como variables características del bono se utiliza *Maturity* (plazo al vencimiento), *Age* (años desde la emisión) y *Outstanding* (Saldo vigente). Se decidió excluir como variable explicativa la tasa cupón (*Coupon*), comunmente utilizada en estudios de liquidez para constatar diferencias tributarias, debido a que esta variable tiene sentido en la medida que la muestra está compuesta por bonos *straight bullet*. En este caso, la muestra analizada presenta en su gran mayoría bonos con estructura de pagos irregulares donde los flujos pagan intereses y amortizan capital.

Para incluir los bonos prepagables en el análisis, los cuales constituyen una larga proporción de la muestra, se utiliza una variable *dummy*, la cual toma el valor 1 si el bono es prepagable y cero en otro caso. De igual manera, se decidió incluir una variable *dummy* si el bono es emitido por una institución financiera (Bonos Bancarios y Subordinados). Friewald et al. (2012) encuentran que este tipo de bonos reaccionan más violentamente en periodos de crisis que los bonos industriales.

En cuanto al riesgo de crédito, se decidió utilizar la clasificación de riesgo como directriz, puesto que se presenta como la de más fácil acceso y amplia distribución. La volatilidad del patrimonio requiere que el emisor del bono sea una sociedad abierta y cotice en bolsa, lo que ciertamente mermaría la base de datos.

Finalmente, con el objetivo de poblar el panel de datos, se procede a agregar las observaciones diarias en frecuencia mensual, utilizando como medida válida del mes el promedio simple de la variable para cada bono. En la Tabla 5-2 se describen las variables utilizadas en este estudio.

²⁰ Buscando evitar este efecto, Dick Nielsen et al. (2012) construyen la *%Zero* con los datos del trimestre, pero utilizan como transacción válida para computar el *spread* el promedio de las tasas del último día del trimestre donde el bono fue transado, excluyendo del panel la observación si es que no se transó el último mes del trimestre

Tabla 5-2: Descripción de las variables explicativas

<i>Yield Spread</i>	Diferencia entre la tasa de transacción y la TIR del bono cuando el precio se obtiene descontando los flujos a la curva cero correspondiente.
<i>Rating</i>	Variable en escala numérica que toma el valor 1 para bonos AAA y 7 para bonos A- (AAA=1, AA+=2, etc.)
<i>AADummy</i>	Variable <i>Dummy</i> que toma el valor 1 si la transacción tiene clasificación consolidada AA (AA+,AA,AA-) o 0 en otro caso
<i>ADummy</i>	Variable <i>Dummy</i> que toma el valor 1 si la transacción tiene clasificación consolidada A (A+,A,A-) o 0 en otro caso
<i>Financial</i>	Variable <i>Dummy</i> que toma el valor 1 si el emisor del bono es una institución bancaria (Bonos Bancarios y Subordinados)
<i>Maturity</i>	Plazo en años al vencimiento del último cupón del bono
<i>Age</i>	Años entre la fecha de transacción y la fecha de emisión del bono
<i>Callable</i>	Variable <i>Dummy</i> que toma el valor 1 si el bono es prepagable
<i>Outstanding</i>	Saldo vigente en custodia en CLP
<i>Volume</i>	Volumen transado en CLP (En valor presente)
<i>%Zero</i>	Porcentaje de días sin transacciones en una ventana de 2 meses anteriores de datos
<i>Turnover</i>	Volumen total transado en CLP (en valor presente) sobre el total vigente (promedio) en una ventana de 2 meses anteriores de datos

La Tabla 5-3 muestra las estadísticas de las variables utilizadas en los distintos periodos analizados. Para efectos de las estadísticas descriptivas del *Rating*, se asignó un número entero correlativo a cada clasificación de riesgo (AAA=1, AA+=2, etc.), con el propósito de medir una clasificación promedio para un cierto grupo de instrumentos. Un bono representativo tiene un *Rating* de 3.6, lo que lo sitúa en una clasificación crediticia entre AA y AA-. La madurez promedio es cercana a los 10 años mientras que la antigüedad promedio es algo inferior a los 4 años. La liquidez es extremadamente baja: la rotación en 2 meses es cercana al 10% y en términos de %Zero, un bono (transado) promedio se transa cerca de 6 veces en 2 meses. Ambas distribuciones son marcadamente asimétricas, lo que implica que un bono representativo de la masa de los datos (mediana) sea, en general, menos líquido que un bono de liquidez promedio.

En términos de la dinámica de los datos, destaca el importante aumento en los niveles (y en su dispersión) de los *spreads* en los periodos de *stress* financiero. Comparando el segundo periodo con el primero, existe un aumento en términos de medias de más del 75% en los *spreads*, y más del doble en términos de dispersión alrededor de la media. Sin embargo, el *Rating* de los instrumentos no se vio mayormente afectado, indicando que no hubo una propagada degradación (*downgrade*) de la clasificación de riesgo.

En cuanto a la liquidez, se aprecia un considerable y sostenido aumento en los saldos emitidos a lo largo del periodo, aproximadamente a razón de 5 mil millones de CLP en cada periodo²¹. De la misma manera, se aprecia un aumento en los días transados (disminución en %Zero) así como en los volúmenes.

²¹ El crecimiento en los saldos vigentes en CLP obedece por un lado al aumento en el valor de la UF, pero principalmente a las nuevas emisiones de bonos bancarios. Justamente estas nuevas emisiones son de las mejores clasificaciones crediticias, repercutiendo en un mejor nivel de *Rating* agregado.

Tabla 5-3: Estadísticas de las variables explicativas

Variable	Total			P1			P2			P3			P4		
	Media	Mediana	Stdev												
Spread	113,3	102,6	44,3	87,5	82,8	31,3	153,4	136,0	63,6	86,6	79,8	30,1	137,7	120,4	59,4
Outstanding	62,2	52,7	49,8	55,8	43,3	48,9	60,7	51,5	47,1	66,0	58,3	51,0	70,1	62,3	54,1
Volume	1,0	0,3	2,5	0,7	0,3	1,8	0,9	0,3	2,3	1,3	0,4	3,3	1,0	0,4	2,6
Maturity	10,7	8,3	7,0	11,4	9,4	7,3	10,7	8,4	6,8	10,1	7,2	7,0	10,4	8,0	6,9
Age	3,7	2,7	3,2	3,5	2,4	3,1	3,7	2,6	3,3	3,7	2,8	3,2	4,0	3,2	3,2
Rating	3,6	3,6	2,0	3,7	3,8	1,9	3,7	4,0	1,9	3,5	3,4	2,0	3,5	3,0	2,0
Turnover	10,0	4,5	17,6	8,5	3,0	18,9	9,1	4,3	15,9	12,3	5,6	19,5	10,4	5,5	14,8
%Zero	84,7	89,0	13,2	87,6	91,0	11,0	85,5	89,9	13,1	82,6	87,5	14,8	81,9	86,5	14,7

Spread corresponde a la diferencia entre la diferencia entre la tasa de transacción y la TIR del bono cuando el precio se obtiene descontando los flujos a la curva cero real. *Outstanding* corresponde a la cantidad vigente emitida en miles de millones de CLP. *Volume* es volumen promedio transado en miles de millones de CLP en valor presente. *Maturity* es el plazo al vencimiento del bono en años. *Age* es el tiempo transcurrido desde la emisión del bono en años. *Rating* es una traslación numérica de la escala S&P: AAA=1, AA+=2, etc. *Turnover* es el volumen transado en una ventana en los dos meses anteriores como porcentaje del saldo vigente. *%Zero* es el porcentaje de días sin transacciones en una ventana de 2 meses anteriores de datos. La descripción de los periodos se presenta en la Tabla 5-1. Los estadísticas corresponden a promedios en la serie de tiempo (ponderados por número de observaciones) de las estadísticas mensuales del corte transversal.

5.3 Descripción del Modelo

Con el objetivo de testear y cuantificar el impacto relativo de la liquidez, se procede mediante regresiones de panel en donde se busca explicar el nivel del *spread* mediante las variables de específicas del bono, control por riesgo de crédito y las métricas propuestas de liquidez. Para el control de riesgo de crédito, se utilizan dos especificaciones propuestas en la literatura: utilizando *dummies* por clasificación consolidada (Bao, Pang y Wang, 2011) o con escala numéricas (Hund y Lesmond, 2006). En el caso de especificación con *dummies*, se decidió utilizar como base la clasificación AAA, de tal manera que el estimador de las clasificaciones AA, A se interpreta como un adicional de *spread* sobre la clasificación AAA. La especificación en escala numérica consiste en asignar un índice de números cardinales a cada clasificación de riesgo (AAA=1, AA+=2, etc.), de tal manera que el coeficiente se interpreta como el aumento en el *spread* producto de la disminución (*downgrade*) en la clasificación de riesgo en un nivel.

Se decidió seguir a Bao, Pang y Wang (2011) y Friewald et al. (2012) en la forma funcional de *Volume* y *Outstanding*, incorporando ambas variables en forma logarítmica en el modelo. Finalmente, los modelos propuestos son:

Modelo *Rating Dummies* (M1):

$$\begin{aligned}
 (\text{Yield Spread})_{i,t} = & \beta_0 + \underbrace{\beta_1 \cdot (\text{AADummy})_{i,t} + \beta_2 \cdot (\text{ADummy})_{i,t}}_{\text{Credit Proxy}} + \\
 & \underbrace{\beta_3 \cdot (\text{Financial})_i + \beta_4 \cdot (\text{Maturity})_{i,t} + \beta_5 \cdot (\text{Age})_{i,t} + \beta_6 \cdot (\text{Callable})_i + \beta_7 \cdot \log(\text{Outstanding})_{i,t}}_{\text{Bond Characteristics}} \\
 & + \underbrace{\beta_8 \cdot \log(\text{Volume})_{i,t}}_{\text{Trading Activity}} + \underbrace{\beta_9 \cdot (\%Zero)_{i,t} + \beta_{10} \cdot (\text{Turnover})_{i,t}}_{\text{Liquidity Measure}} + u_{i,t}
 \end{aligned}$$

Modelo *Rating Variable* (M2):

$$\begin{aligned}
 (\text{Yield Spread})_{i,t} = & \beta_0 + \underbrace{\beta_1 \cdot (\text{Rating})_{i,t}}_{\text{Credit Proxy}} + \\
 & \underbrace{\beta_2 \cdot (\text{Finacial})_i + \beta_3 \cdot (\text{Maturity})_{i,t} + \beta_4 \cdot (\text{Age})_{i,t} + \beta_5 \cdot (\text{Callable})_i + \beta_6 \cdot \log(\text{Outstanding})_{i,t}}_{\text{Bond Characteristics}} \\
 & + \underbrace{\beta_7 \cdot \log(\text{Volume})_{i,t}}_{\text{Trading Activity}} + \underbrace{\beta_8 \cdot (\%Zero)_{i,t} + \beta_9 \cdot (\text{Turnover})_{i,t}}_{\text{Liquidity Measure}} + u_{i,t}
 \end{aligned}$$

Donde el subíndice i,t se refiere al bono i en el periodo (mes) t .

Adicionalmente, se decidió optar por un modelo de efectos fijos en periodos²², de tal manera de dar cuenta de movimientos conjuntos en los niveles de *spread*. De esta manera se absorbe en el efecto fijo las variaciones en factores comunes como variables macroeconómicas. En términos de la modelación, la perturbación aleatoria queda ahora determinada por un componente temporal más un componente intrínseco:

$$u_{i,t} = \lambda_t + v_{i,t} \quad (12)$$

Para el cálculo de errores estándar, se estiman de manera robusta clusterizando por periodos, siguiendo a Rogers (1993)²³. Los test-t obtenidos de esta manera son robustos a correlación contemporánea y heterocedasticidad de los residuos entre distintas firmas.

²² El uso de efectos fijos en bonos es impracticable debido a lo incompleto del panel en la serie de tiempo y a la enorme pérdida de grados de libertad que implica este modelo

²³ Los errores estándar calculados de esta forma utilizan la siguiente matriz de covarianzas:

$$\text{var}(\tilde{\beta}) = \frac{NT}{NT - T - K} (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \tilde{X}'_t \tilde{u}_t \tilde{u}'_t \tilde{X}_t \right] (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1}$$

Donde NT es el número total de observaciones, T es el número periodos, K es el firmas, \tilde{X}_t es la matriz de variables explicativas del periodo t y \tilde{u}_t es el vector de residuos del periodo t

5.4 Resultados y Análisis

La Figura 5-1 muestra la evolución en la serie de tiempo del *spread* por cada clasificación de riesgo consolidada agregando los datos en la frecuencia mensual. Gráficamente, se aprecia un considerable ruido en la muestra de bonos BBB (principalmente en los primeros años de la muestra), producto del escaso número de transacciones en la frecuencia mensual, lo que gatilla un sesgo de selección relevante. Adicionalmente, es posible apreciar un importante y rápido aumento en los niveles de *spread* durante la crisis *subprime*, en especial por la amplia brecha que se forma entre los bonos A y BBB. Este comportamiento se repite hacia la segunda mitad del 2011 (producto de las turbulencias en la zona Euro), indicando la extrema sensibilidad de los bonos de peor clasificación crediticia ante acontecimientos macro-globales. Intuitivamente, un modelo explicativo de *spreads* que utilice la clasificación de riesgo como directriz, se espera que muestre un importante cambio estructural en términos de la sensibilidad a esta variable.

Por otra parte, resulta algo anómalo el comportamiento entre bonos AAA y AA a partir de la segunda mitad del 2010, revelando cierto grado de indiferencia entre los inversionistas por transar instrumentos de ambas clasificaciones crediticias. Se espera, por lo tanto, que la clasificación de riesgo no explique estadísticamente diferencias de *spreads* en este último periodo para bonos clasificados dentro de las dos mejores clasificaciones de riesgo consolidadas.

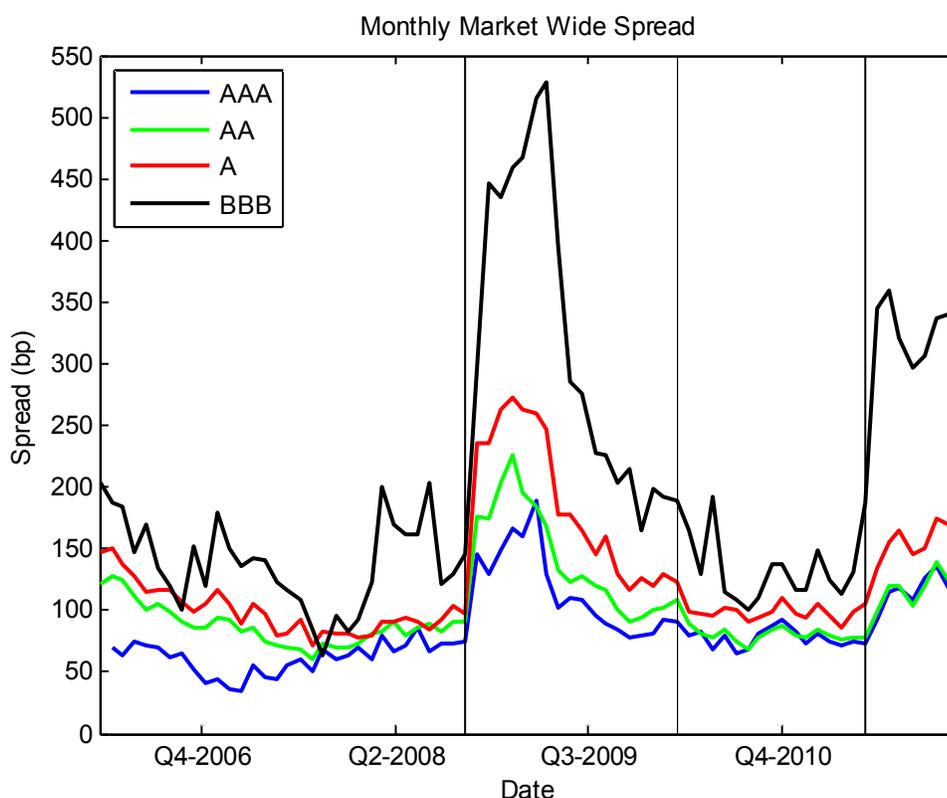


Figura 5-1: Serie de tiempo del *spread* promedio por clasificación de riesgo consolidada

Las series están construidas como el promedio simple de las observaciones de cada instrumento que compone la clasificación de riesgo en cada mes de la muestra. Las líneas punteadas corresponden a la separación entre los subperiodos descritos en la Tabla 5-1

La Tabla 5-4 muestra los estimadores del modelo en la muestra completa así como en los cuatro sub-periodos. Considerando todo el periodo, el modelo logra explicar aproximadamente un 60% de la variabilidad del nivel del *spread*. No obstante, los R^2 en periodos de *stress* (P2 y P4) son algo superiores a los de los demás periodos, dado principalmente por la mayor variabilidad de los *spreads* y el mayor nivel de explicación que alcanza la clasificación de riesgo. En los periodos de estabilidad financiera (P1 y P3), existe mayor concentración de los *spreads* y el modelo pierde algo de poder explicativo. Utilizando regresiones de corte transversal (metodología de Fama MacBeth), Bao, Pang y Wang (2011) encuentran similares niveles de variabilidad

explicada por su modelo. El orden de magnitud también coincide con los resultados encontrados por Hund y Lesmond (2006).

En promedio, la diferencia entre un bono AAA y un bono AA es de 9.6 pb considerando todo el periodo analizado. También relativo a un bono AAA, la diferencia es de 34.9 pb para bonos A. En el periodo de crisis *subprime*, el estimador asociado a la variable A aumenta considerablemente, lo que pone en evidencia la mayor sensibilidad de los instrumentos de menor clasificación crediticia ante turbulencias en los mercados. En el periodo posterior, hay una marcada disminución en la magnitud de esta variable, incluso probando estadísticamente la indiferencia en la valorización de instrumentos catalogados entre las mejores clasificaciones crediticias.

En promedio, un bono prepagable se transa alrededor de 12.6 pb sobre un bono sin opción de prepago. El efecto aumenta en el periodo de crisis, y disminuye progresivamente en los dos periodos siguientes. Bao, Pang y Wang (2011) no encuentran diferencias significativas de tasas en bonos prepagables y Hund y Lesmond (2006) sólo encuentran significancia en una especificación para bonos corporativos y sería del orden de 30 pb.

En cuanto a la antigüedad del bono, se encuentra significancia en tres de los cuatro periodos analizados. A nivel agregado, por cada año que el bono envejece, aumenta el *spread* en hasta casi 3 pb. En el periodo de crisis *subprime* (P2), el efecto marginal aumenta más de dos veces, para luego (P3) recuperar los niveles del periodo precedente. Esta evidencia es consistente con los resultados de Bao, Pang y Wang (2011), quienes encuentran que la antigüedad del bono tendría un efecto marginal de entre 3 a 5 pb en la explicación del *spread*²⁴. Sin embargo, contrasta con otros estudios que encuentran evidencia controversial y escasa significancia en el uso de esa variable (Chen, Lesmond, y Wei, 2007; Longstaff, 2005; Dick-Nielsen et al., 2012; Friewald et

²⁴ Adicionalmente, los autores muestran que el *Age* estaría positivamente correlacionado con su métrica de basada en Roll (1984), justificando su masificado uso como *proxy* de liquidez.

al., 2012). En mercados emergentes, Hund y Lesmond (2006) encuentran que el efecto sería algo inferior (menos de 1 pb), y sólo significativo en algunas especificaciones.

La madurez, por su parte, resulta altamente significativa en todos los periodos y especificaciones. En general, en el mercado chileno las tasas de bonos corporativos son más planas que las de bonos de gobierno, lo que se traduce en estructuras decrecientes de *spreads* con la madurez²⁵. A excepción del primer periodo, el efecto marginal de la madurez es negativo y significativo, indicando que a medida que aumenta el plazo al vencimiento los *spreads* se vuelven menores, aunque el efecto no sería demasiado relevante (cerca de 1 pb por año). No obstante, su interpretación no resulta intuitiva en términos de liquidez o riesgo crediticio. Algunos estudios internacionales han documentado que los bonos de mayor plazo al vencimiento, tendrían menor liquidez que bonos de más corto plazo, y por consiguiente, manifestarían mayores *spreads* (Longstaff et al., 2005; Friewald et al., 2012). De esta manera, se esperaría un efecto marginal positivo. En términos del riesgo de crédito, Merton (1974) mostró teóricamente que los *spreads* de bonos corporativos pueden aumentar o disminuir con la madurez dependiendo del riesgo de la firma. De esta manera, los bonos de mejor clasificación crediticia enfrentarían pendientes positivas y los de peor clasificación enfrentarían pendientes negativas. Helwege y Turner (1999) encuentran que, dentro de las firmas de grado especulativo, las más seguras tenderían a emitir a más largo plazo que las menos seguras, causando que el *spread* promedio decline con la madurez²⁶.

En términos del porcentaje de días no transados (*%Zero*), se encuentra un efecto marginal de entre 0.13 hasta casi 0.42 pb de aumento en *spread* por cada 1% de

²⁵ Cortazar, Schwartz, y Tapia (2012), en un análisis del mercado corporativo chileno, obtienen estructuras de *spreads* de este tipo.

²⁶ En el mercado local, la gran porción de los inversionistas corresponden a Asociaciones de Fondos de Pensiones (AFP's) y Seguros de Vida. Estos inversionistas tienen un horizonte de inversión bastante largo y principalmente una estrategia de inversión es mantener los papeles hasta el vencimiento. Este antecedente podría explicar algún tipo de predilección hacia instrumentos de más largo plazo, los que posiblemente podrían ser premiados con menores *spreads*

disminución en la frecuencia de transacción (aumento en la %Zero). Chen, Lesmond y Wei (2007) y Hund y Lesmond (2006) encuentran que la %Zero, definida como porcentaje de los días donde el precio no cambia, tendría un efecto marginal mayor (del orden de 2 pb), aunque estos últimos reconocen baja significancia en algunas especificaciones. Dick-Nielsen et al. (2012) muestran resultados dispares cuando definen la métrica como porcentaje de días no transados del trimestre. Los autores encontrarían una especie de relación negativa en bonos AAA, ante lo cual sugieren como explicación el hecho de que las transacciones en bonos menos líquidos serían divididas (*split*) en dos o más transacciones de menor tamaño para no impactar sustancialmente el precio. Indiscutiblemente, la %Zero es una medida ruidosa de la liquidez de un bono, por cuanto sólo lograría capturar iliquidez en términos de frecuencia de transacción. En este sentido, es incapaz de distinguir falta de *trading* debido a baja información o altos costos de la liquidez. Sin embargo, la %Zero proporciona una aproximación razonable en mercados emergentes donde la falta de datos impide mejores mediciones.

Referente al volumen transado, el signo del estimador es negativo y significativo, indicando que transacciones de mayor volumen obtienen, en promedio menores *spreads*. Por cada porcentaje de aumento en el volumen transado se traduce en una disminución de *spread* en 1.76 pb. El mayor impacto de esta variable se consigue en el tercer periodo (P3), llegando el impacto marginal a 2.87 pb de disminución de *spread* por aumento de volumen, al 1% de significancia. El signo encontrado coincide con la evidencia internacional (Bao, Pang y Wang, 2011), permitiendo interpretar el volumen como una *proxy* razonable de liquidez en mercados emergentes, asociada a la mayor actividad de transacción.

El estimador de la cantidad emitida o vigente (*Outstanding*) no constata diferencias estadísticas en el corte transversal en ninguna de las especificaciones o periodos, coincidiendo con la escasa significancia que encuentran Campbell y Taskler (2003). Bekaert et al. (2007) encuentran que el *Turnover* no logra explicar retornos accionarios en mercados emergentes. En este estudio se encuentra evidencia similar: el *Turnover* tampoco logra explicar satisfactoriamente diferencias de *spreads* entre bonos,

concluyendo, al igual que lo autores, que en mercados poco desarrollados esta *proxy* resulta demasiado ruidosa y es superada por el número de días sin transacciones (*%Zero*). Adicionalmente, el hecho de que el bono sea emitido por instituciones bancarias tampoco repercute en diferencias significativas de *spreads* (a excepción del primer periodo), lo que contrasta con la mayor significancia que encuentran Friewald et al. (2012) en periodos de crisis.

Las Tabla 5-5 muestran los resultados bajo la segunda especificación de riesgo de crédito. Comparando ambos modelos se observa que la especificación en *Rating* lineal tendría mayor poder explicativo que por clasificación consolidada en todos los periodos de estudios, aun cuando esta modelación tiene una variable menos. En promedio durante todo el periodo analizado, por cada nivel que disminuye la clasificación de riesgo existe un aumento en *spread* de 8.4 pb, aunque existe un marcado aumento en esta estimación en el segundo periodo. Adicionalmente, se aprecia que no existen cambios demasiado relevantes en el valor de los estimadores bajo esta nueva especificación, resultando útil como test de robustez²⁷.

En resumen, la modelación de panel resulta satisfactoria para explicar las variaciones en el corte transversal de los diferenciales de tasas, alcanzando porcentajes de variabilidad explicada por el modelo de hasta 60%, en línea con la literatura internacional. Dentro de las variables más relevantes en la explicación del *spread* aparece lógicamente la clasificación de riesgo, tanto cuando se modela de manera consolidada como cuando se modela mediante un índice de números enteros correlativos; la opcionalidad de prepago; la madurez; y tres métricas relacionadas con la liquidez: el volumen transado (*Volume*), la antigüedad del bono (*Age*) y el porcentaje de días sin transacciones (*%Zero*). Producto de lo disímiles de las condiciones del mercado durante el periodo analizado, los estimadores muestran un comportamiento variante en

²⁷ Adicionalmente, se realizó un test de nulidad conjunta de las variables no significativas utilizando toda la muestra, encontrando un estadístico chi-cuadrado de 5.612 y un valor-p de 0.1321, aceptando la hipótesis nula.

el tiempo: cuando se subdivide la muestra en subperiodos, se aprecia un cambio importante en el valor del estimador entre un periodo y otro. Así por ejemplo, en el periodo de crisis *subprime* (P2) los estimadores del riesgo de crédito y la liquidez muestran importantes aumentos, lo que se interpreta como un “castigo” en términos de *spreads* a aquellos instrumentos de peor clasificación de riesgo y menor liquidez. Finalmente, de las *proxies* de liquidez, las más relevantes resultan la antigüedad del bono y la *%Zero*, con alta significancia en las distintas especificaciones y periodos.

Tabla 5-4: Determinantes del Spread excluyendo bonos BBB (M1)

Regresión de panel en donde se explica el *spread* corporativo en función de una serie de variables específicas del bono y medidas de liquidez. Test-t se reportan entre paréntesis usando errores estándar clusterizados por periodo. La descripción de los periodos se presenta en la Tabla 5-1. Significancia al 10%, 5% o 1% se denota con *, ** o ***; respectivamente.

Variable	Total	P1	P2	P3	P4
INTERCEPT	90,57753 (2,12)**	36,1657 (1,04)	27,39846 (0,26)	69,88387 (1,93)*	141,9898 (3,65)***
FINANCIAL	0,72583 (0,32)	4,55763 (2,17)**	-5,6178 (-1,17)	0,97779 (0,5)	1,70111 (0,45)
LOG(OUTSTANDING)	0,64054 (0,39)	-0,39028 (-0,31)	3,65792 (0,89)	1,95114 (1,35)	-0,07269 (-0,05)
LOG(VOLUME)	-1,75865 (-4,09)***	-0,50741 (-1,03)	-1,99624 (-2,22)**	-2,86778 (-5,24)***	-1,64978 (-2,44)**
MATURITY	-0,53986 (-3,67)***	0,64844 (4,11)***	-1,29782 (-3,91)***	-0,83617 (-5,44)***	-0,96924 (-4,31)***
AGE	1,40602 (3,72)***	1,22395 (3,43)***	2,90796 (3,25)***	1,16647 (3,78)***	0,27848 (0,62)
CALLABLE	12,60888 (4,51)***	15,2862 (5,75)***	18,93882 (2,85)***	11,49919 (5,4)***	2,42871 (0,5)
AADUMMY	9,57623 (4,03)***	23,19217 (7)***	17,03902 (3,53)***	1,33619 (0,64)	5,65789 (2,16)**
ADUMMY	34,90599 (9,36)***	33,58688 (9,66)***	58,44462 (7,46)***	17,95799 (5,64)***	43,16194 (7)***
ZERO	0,17646 (2,55)**	0,28228 (3,66)***	0,42329 (2,34)**	0,17095 (2,52)**	0,13023 (1,81)*
TURNOVER	0,06069 (2,12)**	-0,00316 (-0,17)	0,15186 (2,27)**	0,04635 (1,65)	0,15662 (2)*
Dummies Periodos	Si	Si	Si	Si	Si
N	11272	3277	3138	3117	1740
%R-squared	58,16 %	34,41 %	55,04 %	27,62 %	35,49 %

Tabla 5-5: Determinantes del Spread excluyendo bonos BBB (M2)

Regresión de panel en donde se explica el spread corporativo en función de una serie de variables específicas del bono y medidas de liquidez. Test-t se reportan entre paréntesis usando errores estándar clusterizados por periodo. La descripción de los periodos se presenta en la Tabla 5-1. Significancia al 10%, 5% o 1% se denota con *, ** o ***; respectivamente.

Variable	Total	P1	P2	P3	P4
INTERCEPT	42,11547 (0,97)	-10,84212 (-0,28)	-5,43556 (-0,05)	27,71549 (0,75)	20,58976 (0,46)
FINANCIAL	1,16538 (0,55)	7,0712 (3,47)***	-3,98495 (-0,87)	2,73115 (1,42)	2,42507 (0,69)
LOG(OUTSTANDING)	1,93322 (1,16)	0,9854 (0,71)	3,97231 (0,99)	3,19644 (2,18)**	3,88798 (2,16)**
LOG(VOLUME)	-1,70386 (-4)***	-0,4695 (-0,89)	-1,97343 (-2,19)**	-2,90763 (-5,4)***	-1,66114 (-2,58)**
MATURITY	-0,58461 (-4,08)***	0,54269 (3,67)***	-1,28475 (-3,94)***	-0,97313 (-6,56)***	-1,40256 (-6,07)***
AGE	1,54886 (4,09)***	1,44245 (3,88)***	3,12198 (3,54)***	1,21816 (3,91)***	0,35778 (0,8)
CALLABLE	12,96702 (4,94)***	18,30555 (6,71)***	18,46202 (3)***	11,12758 (5,58)***	1,94747 (0,43)
RATING	8,40783 (10,3)***	6,80077 (9,84)***	13,81947 (7,96)***	5,11501 (6,71)***	11,36054 (6,98)***
ZERO	0,191 (2,7)**	0,38172 (4,56)***	0,44255 (2,68)**	0,18915 (2,78)***	0,18477 (2,36)**
TURNOVER	0,0596 (2,02)*	0,00256 (0,1)	0,18065 (2,72)**	0,05093 (1,78)*	0,10634 (1,38)
Dummies Periodos	Si	Si	Si	Si	Si
N	11272	3277	3138	3117	1740
%R-squared	59,14 %	34,9 %	55,99 %	29,5 %	38,37 %

6 MODELO DINÁMICO

La modelación de panel del Capítulo 5 entrega una visión preliminar sobre las variables más relevantes en la explicación del *spread* y su orden de magnitud. Sin embargo, las condiciones de la economía mundial (y local) durante 2006 a 2012 cuestionan si los estimadores obtenidos son razonablemente estables en este periodo (aun cuando se analicen en sub-muestras) o, si por el contrario, muestran evolución temporal. Una alternativa viable a la precedente estimación de panel es especificar un modelo en donde los coeficientes de la regresión (β) cambien gradualmente de manera estocástica.

En este capítulo se aplica el modelo de coeficiente estocástico (*Stochastic Coefficients Regression Model*) descrito en Chow (1984) a la base de datos del Capítulo 5. En una primera instancia, se describe el marco teórico del modelo, indicando su formulación básica, metodología de estimación y calibración. Posteriormente, se describe los detalles y aplicación al caso de estudio, así como los resultados encontrados. Finalmente, se presenta una metodología basada en Dick- Nielsen et al. (2012) para lograr cuantificar la porción del *spread* debida a liquidez en un bono representativo del mercado y el cómo ésta evoluciona en el tiempo en función de los resultados de la modelación dinámica.

6.1 Modelo de Regresión de Coeficiente Estocástico

En modelos econométricos, es difícil especificar relaciones de regresión estables en el tiempo, siendo común que los estimadores cambien gradualmente. Bajo esta condición, una opción es especificar un modelo de regresión con coeficientes que evolucionan de manera estocástica. Esta especificación tiene una serie de ventajas por sobre los modelos estáticos por cuanto: i) se enriquece la estructura del corte transversal con datos de la serie de tiempo permitiendo estimaciones aun en ausencia de observaciones; ii) es una alternativa viable al modelo de regresión estándar para chequear la estabilidad de los coeficientes en el modelo; iii) sirve al propósito de predicción entregando estimadores lo más actualizados posible.

El modelo lineal básico se caracteriza por las ecuaciones de medida y transición²⁸:

$$Y_t = X_t \beta_t + v_t \quad (13)$$

$$\beta_t = M \beta_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Donde las perturbaciones v_t y ε_t son normales e independientemente distribuidas con media 0 y matrices de varianza R_t y Q_t , respectivamente.

$$v_t \sim N(0, R_t) \quad (15)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, Q_t) \quad (16)$$

Notar que cuando $Q_t = 0$ y $M = I$ este modelo es reducido al modelo de regresión estándar. Para estimar este modelo dinámico se necesita determinar por un lado los

²⁸ Una completa revisión del modelo de coeficiente estocástico se puede encontrar en Chow (1984) y Harvey (1989)

parámetros que rigen el modelo y por otro las variables de estado o coeficientes. El filtro de Kalman (1960), permite estimar parámetros y variables de estado de forma simultánea, usando la información observada en la fecha que se quiere estimar, así como en fechas anteriores.

Una característica muy atractiva del filtro de Kalman es que las estimaciones de las variables de estado se realizan en base a la dinámica de estas variables (dimensión temporal) así como de las distintas mediciones que se van obteniendo en cada instante del tiempo (dimensión transversal). De esta forma, la estimación de las variables de estado utiliza toda la información disponible hasta ese momento, y no sólo la información del momento al cual se realiza la estimación. Esto puede ser relevante cuando se disponga de pocas observaciones en un determinado instante de tiempo²⁹.

El principio del filtro de Kalman es computar un estimador del estado $\beta_{t|t}$, condicional a la información hasta t (I_t), como combinación lineal del estimador *a priori* $\beta_{t|t-1}$ y la diferencia ponderada entre la observación actual Y_t y una predicción de medida $X_t\beta_{t|t-1}$:

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + K_t [Y_t - X_t\beta_{t|t-1}] \quad (17)$$

Donde la diferencia $Y_t - X_t\beta_{t|t-1}$ se conoce como “innovación de la medida” y refleja la discrepancia entre la predicción y la observación. La matriz K_t se llama “ganancia de Kalman” y establece la cantidad de influencia del error entre la estimación y la medida. Si se conoce esta matriz, se puede utilizar para actualizar la estimación de $\beta_{t|t-1}$ a $\beta_{t|t}$. La derivación de la expresión de la “ganancia de Kalman” proviene de

²⁹ Originalmente el filtro de Kalman requiere paneles de datos completos, sin embargo este requerimiento puede ser relajado haciendo válidas las ecuaciones del filtro para un número de observaciones m_t en el tiempo t .

minimizar el error cuadrático medio entre la variable aleatoria y su esperanza condicional:

$$E(\beta_t - \beta_{t|t})(\beta_t - \beta_{t|t})^T \quad (18)$$

Bajo los supuestos de normalidad e independencia, es posible demostrar que la expresión para la ganancia de Kalman es³⁰:

$$K_t = P_{t|t-1} X_t^T [\Omega_t]^{-1} \quad (19)$$

Donde:

$$\Omega_t = X_t P_{t|t-1} X_t^T + R_t \quad (20)$$

Y donde $P_{t|t-1}$ puede calcularse de manera recursiva de la siguiente manera. Primero evaluando la matriz de covarianza condicional a la información en $t-1$:

$$P_{t|t-1} = M P_{t-1|t-1} M^T + Q_t \quad (21)$$

Siendo $P_{t|t-1}$ el estimador de la covarianza del error *a priori* y R_t la covarianza del error de medición. Segundo, utilizando (13) es posible reescribir la expresión (17):

$$\beta_t - \beta_{t|t} = \beta_t - \beta_{t|t-1} - K_t [X_t(\beta_t - \beta_{t|t-1}) + v_t] \quad (22)$$

³⁰ Demostración en ANEXO A

Y tomando la expectativa de esta expresión por su traspuesta y la expresión para la “ganancia de Kalman” de (20):

$$\begin{aligned}
 P_{t|t} &= P_{t|t-1} - K_t \left[X_t P_{t|t-1} X_t^T + R_t \right] K_t^T \\
 P_{t|t} &= (I - K_t X_t) P_{t|t-1}
 \end{aligned} \tag{23}$$

Las ecuaciones (21) y (23) pueden utilizarse para computar $P_{t|t}$ de manera sucesiva dado $P_{0|0}$, sin utilizar la información de Y_t . Una vez calculado $P_{t|t-1}$, se puede utilizar (17) para calcular $\beta_{t|t}$, donde la expresión $\beta_{t|t-1}$ se obtiene de aplicar esperanza condicional en (14):

$$\beta_{t|t-1} = M \beta_{t-1|t-1} \tag{24}$$

Por lo tanto, $\beta_{t|t}$ puede ser calculado a partir de $\beta_{t-1|t-1}$ utilizando (17) y (24). Esta estimación se conoce como la estimada por el filtro de Kalman. La Figura 6-1 muestra un esquema del filtro de Kalman poniendo en evidencia su naturaleza bayesiana.

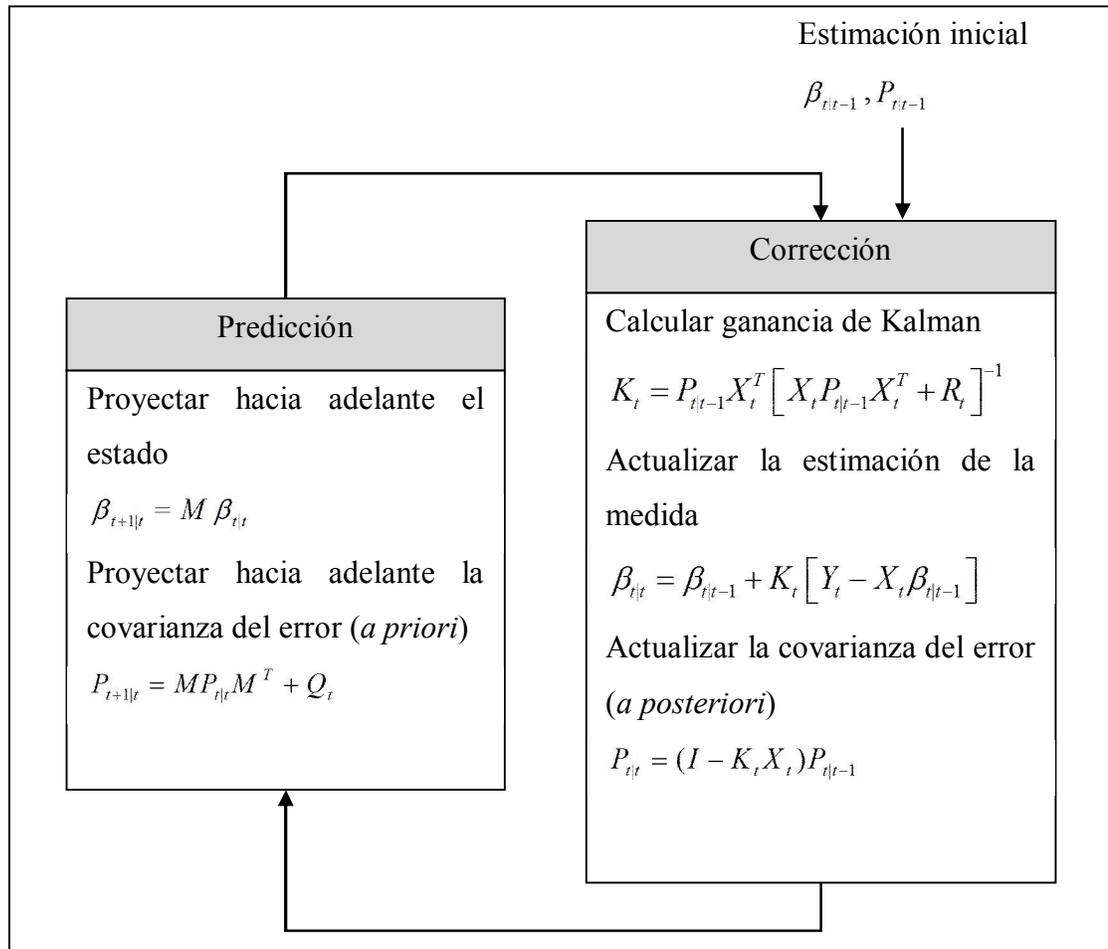


Figura 6-1: Esquema del filtro de Kalman

Ω_t es la varianza de la predicción de las innovaciones y junto a la esperanza de la predicción permiten caracterizar la distribución de las innovaciones y por lo tanto son la base para realizar la estimación de los parámetros del modelo mediante el método de máxima verosimilitud.

El método de máxima verosimilitud busca encontrar el set de parámetros que maximiza la probabilidad de que los datos provengan de una distribución supuesta inicialmente. Bajo ciertas condiciones de regularidad, este método entrega estimaciones consistentes y asintóticamente normales.

La distribución de los errores descritos en el modelo implica que la distribución de probabilidad de las innovaciones:

$$f_{Y_{t-1}}(Y_t) = \frac{1}{2\pi|\Omega_t|^{\frac{1}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2}(Y_t - Y_{t-1})\Omega_{t-1}^{-1}(Y_t - Y_{t-1})\right) \quad (25)$$

La función de probabilidad conjunta de las innovaciones, corresponde al producto de las funciones expresadas en (25), la que luego de aplicar logaritmo:

$$\log L(\psi) = \sum_t \left(\log \frac{1}{2\pi} - \frac{1}{2} \log(|\Omega_t|) - \frac{1}{2} \left((Y_t - Y_{t-1})\Omega_{t-1}^{-1}(Y_t - Y_{t-1}) \right) \right) \quad (26)$$

Maximizando la ecuación (26) es posible obtener estimaciones consistentes del set de parámetros ψ .

Finalmente la matriz de covarianzas de los estimadores $I(\hat{\psi})^{-1}$, puede ser obtenida invirtiendo la matriz de información³¹:

$$I(\psi) = \frac{\partial^2 \log L(\psi)}{\partial \psi \partial \psi^T} \quad (27)$$

³¹ Esta matriz se construye calculando numéricamente las segundas derivadas de la función de verosimilitud con respecto al set óptimo de parámetros.

6.2 Descripción y Aplicación del Modelo

Una vez descrita la formulación básica del modelo de coeficiente estocástico y su forma de estimación, es posible adaptar y aplicar esta metodología de modelación para explicar las variaciones en el corte transversal de los niveles de *spreads*.

La modelación de panel del Capítulo 5 entrega una visión preliminar sobre las variables más relevantes en la explicación del *spread*. Mediante este análisis se confirma la gran importancia que tiene la clasificación de riesgo para la valorización de los instrumentos de deuda corporativa. La opción de prepago también resulta satisfactoria para explicar diferencias de tasas entre distintos bonos. Por su parte, la madurez resulta ampliamente significativa, aunque su interpretación no es clara como *proxy* de liquidez. En términos de liquidez, las variables relevantes son la antigüedad del bono (*Age*), el volumen transado (*Volume*) y el porcentaje de días sin transacciones (*%Zero*). Si bien el resto de las variables tienen algún grado de significancia en ciertas especificaciones o periodos, su efecto es bastante bajo por lo que para efectos de la modelación se decidió excluirlas de este análisis³². De esta manera, la modelación propuesta tiene la siguiente estructura dinámica, en donde los coeficientes de la regresión siguen una caminata aleatoria³³:

$$Y_t = X_t \beta_t + v_t \quad (28)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \varepsilon_t \quad (29)$$

³² Adicionalmente, la calibración de un modelo con demasiadas variables hace inestimable el set óptimo de parámetros, principalmente por la gran cantidad de términos cruzados en la especificación de la varianza de la ecuación de transición

³³ En general, se podría haber pensado una estructura distinta para la dinámica de los coeficientes, por ejemplo que éstos revirtieran a la media. Pruebas preliminares indicaron que no soportaban este tipo de especificación.

El vector de variables dependientes (Y_t) contiene los *spreads* promedios observados en el mes t de cada nemotécnico transado; tiene dimensiones $(n_t \times 1)$, donde n_t es el número de nemotécnicos transados en el mes t .

$$Y_t = \begin{bmatrix} Yield\ Spread_1 \\ Yield\ Spread_2 \\ \dots \\ Yield\ Spread_{n_t} \end{bmatrix}_t$$

La matriz de variables explicativas (X_t) tiene dimensiones $(n_t \times k)$ donde k es el número de variables explicativas del modelo. Tomando en consideración las variables seleccionadas, la matriz X_t tiene la siguiente estructura.

$$X_t = \begin{bmatrix} 1 & Maturity_1 & Age_1 & Callable_2 & Rating_1 & \%Zero_1 & Volume_1 \\ 1 & Maturity_2 & Age_2 & Callable_2 & Rating_2 & \%Zero_2 & Volume_2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & Maturity_{n_t} & Age_{n_t} & Callable_2 & Rating_{n_t} & \%Zero_{n_t} & Volume_{n_t} \end{bmatrix}_t$$

Por su parte, el vector de errores en la ecuación de medida (v_t) proviene de una distribución normal con media 0 y matriz de covarianza diagonal R_t , de dimensiones $(n_t \times n_t)$

$$v_t \sim N(0, R_t)$$

La matriz de varianzas de la ecuación de transición distribuye normal con media 0 y matriz de covarianza Q_t , de dimensiones $(k \times k)$. Esta matriz especifica cómo cambian en el tiempo los coeficientes de la regresión (varianzas) y cómo se relacionan entre ellos (correlaciones).

$$\varepsilon_t \sim N(0, Q)$$

$$\varepsilon_t \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_0^2 & \rho_{01}\sigma_0\sigma_1 & \dots & \rho_{0k}\sigma_0\sigma_k \\ \rho_{01}\sigma_0\sigma_1 & \sigma_1^2 & \dots & \rho_{1k}\sigma_1\sigma_k \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_{0k}\sigma_0\sigma_k & \rho_{1k}\sigma_1\sigma_k & \dots & \sigma_k^2 \end{bmatrix} \right)$$

El número de parámetros totales del modelo (NP) dependerá del número de variables utilizadas (k) y del número de parámetros que se utilicen para especificar el error de la ecuación de medida (n_v):

$$NP(k) = k + \frac{k \cdot (k-1)}{2} + n_v = \begin{cases} k & \sigma_i \\ \frac{k \cdot (k-1)}{2} & \rho_{ij} \\ n_v & \sigma_* \end{cases}$$

Como en este caso se utilizan 7 variables explicativas y 1 parámetro para especificar la dispersión, el número de parámetros a estimar es 29. De esta manera, a partir de la misma base de datos de la modelación de panel, se estima el set óptimo de parámetros que maximiza la función de verosimilitud, tal como se explica en la Sección 6.1. Adicionalmente, el filtro de Kalman, como filtro bayesiano, requiere una estimación inicial del estado ($\beta_{0|0}$) y de la matriz de covarianzas ($P_{0|0}$). Se utilizó como estimación inicial los estimadores de la regresión OLS *cross-section* del primer mes de datos³⁴.

³⁴ Los resultados son poco sensibles a la definición del punto de partida.

6.3 Resultados y Análisis

En la Tabla 6-1 se presentan las estimaciones de los parámetros del modelo dinámico. Todos los estimadores de variabilidad son estadísticamente significativos, lo que indica que durante el período analizado los coeficientes (betas) no son constantes. Además, se llevo a cabo un test de nulidad conjunta de todos los coeficientes de la matriz de covarianza ($Q = 0$), rechazando la hipótesis nula con una altísima significancia³⁵.

Tabla 6-1: Estimación de Parámetros Modelo Dinámico

Esta tabla presenta las estimaciones del modelo dinámico describe en la Sección 6.2. Los errores estándar se calculan numéricamente por inversión de la matriz de información. Los datos se componen de bonos corporativos denominados en UF de la Bolsa de Comercio de Santiago entre febrero de 2006 y marzo de 2012. Índices numéricos son 0: *Intercept*, 1: *Maturity*, 2: *Age*, 3: *Callable*, 4: *Rating*, 5: *%Zero*, 6: *log (Volumen)*. Las descripciones de las variables están en la Tabla 5-2.

Parámetro	Estimador	Stdev	Test-t	Parámetro	Estimador	Stdev	Test-t
σ_0	0,08650	0,01728	5,007	ρ_{14}	0,00626	0,21574	0,029
σ_1	0,00603	0,00089	6,773	ρ_{15}	-0,03545	0,51807	-0,068
σ_2	0,00437	0,00165	2,652	ρ_{16}	0,68089	0,21353	3,189
σ_3	0,02398	0,00599	4,006	ρ_{23}	0,73538	0,30647	2,400
σ_4	0,02392	0,00451	5,302	ρ_{24}	0,40089	0,23647	1,695
σ_5	0,00052	0,00024	2,167	ρ_{25}	0,66189	0,13030	5,080
σ_6	0,00361	0,00131	2,766	ρ_{26}	0,24796	0,62857	0,394
ρ_{01}	-0,76113	0,10096	-7,539	ρ_{34}	0,37760	0,30738	1,228
ρ_{02}	-0,36589	0,46826	-0,781	ρ_{35}	0,92340	0,09782	9,440
ρ_{03}	-0,56397	0,22805	-2,473	ρ_{36}	0,42728	0,28618	1,493
ρ_{04}	-0,09735	0,20910	-0,466	ρ_{45}	0,51569	0,72928	0,707
ρ_{05}	-0,35240	0,13816	-2,551	ρ_{46}	0,33052	0,49516	0,668
ρ_{06}	-0,85385	0,12876	-6,631	ρ_{56}	0,26464	0,47240	0,560
ρ_{12}	0,05346	0,31352	0,171	ν	0,32377	0,00227	142,742
ρ_{13}	0,16760	0,32450	0,516				

³⁵ Se obtuvo un estadístico chi-cuadrado de 294.195, que debe compararse con 48.278, el valor crítico de una distribución chi-cuadrado con 28 grados de libertad al nivel de significación del 1%.

Las Figuras 6-2 y 6-3 muestran los resultados de las variables de estado (β_{it}) estimadas mediante el filtro de Kalman (en negro) en comparación con los resultados de regresiones ordinarias de corte transversal con datos mensuales (azul). El filtro de Kalman provee una estimación bastante similar a las regresiones OLS en las variables *Rating* y *Maturity*. No obstante, las mayores bondades de este método de estimación se aprecian en el resto de las variables utilizadas. En este caso, la estimación mensual de corte transversal independiente no genera una estimación consistente entre un periodo y el siguiente, principalmente motivado por la baja frecuencia de transacción. El filtro de Kalman, logra aislar de forma efectiva este ruido entregando una mejor estimación dinámicamente consistente de las sensibilidades a estas variables. La metodología resulta particularmente interesante cuando la muestra comprende un periodo en donde las condiciones del mercado cambian gradualmente y, por lo tanto, se espera que los efectos marginales a los factores que explican el precio de los bonos evolucionen de la misma manera. Adicionalmente, es una metodología particularmente útil en mercados emergentes, donde la escasa frecuencia de transacción dificulta enormemente los análisis estadísticos.

Los resultados están en línea con los de la modelación de *Panel Data*: durante la crisis *subprime* se aprecia un fuerte y repentino aumento en el beta de la *proxy* de riesgo de crédito en cerca de 4 veces (*Rating* en Figura 6-2). La interpretación de este aumento es: si antes de la crisis por cada nivel que disminuye la clasificación de riesgo el *spread* aumenta en 5 pb; en la crisis por cada nivel que ésta disminuye el *spread* lo hace en hasta 20 pb. Es decir, la diferencia entre un bono AAA y un A- (6 niveles) aumenta desde 30 pb, antes de la crisis, hasta 120 pb en el periodo de crisis. A medida que los mercados se apaciguan, la sensibilidad al *Rating* disminuye gradualmente hasta alcanzar sus niveles pre-crisis hacia mediados del 2010, para, finalmente, experimentar un nuevo aumento hacia el final de la muestra.

La sensibilidad a la madurez muestra marcadas oscilaciones a lo largo del tiempo, pero con una tendencia generalizada a disminuir. Durante la crisis se aprecia un aumento en el beta (aunque no demasiado pronunciado) indicando algún grado de

preferencia por instrumentos de más corto plazo, en detrimento de instrumentos de plazo más largo. Sin embargo, el efecto no sería demasiado persistente.

Al igual como se documentó en la modelación de panel, el efecto de la opcionalidad de prepago es bastante marcado en el periodo inicial e intermedio, existiendo un aumento de los *spreads* en bonos prepagables en el periodo de crisis en casi el doble. El efecto declina progresivamente hasta hacerse prácticamente imperceptible en la última fase.

En términos de las *proxies* de liquidez (Figura 6-3) se aprecia un efecto marcadamente positivo en el tiempo desde la emisión (*Age*). Tanto el estimador obtenido mediante las regresiones de corte transversal como el del filtro, sugieren que el efecto de esta variable es relevante al explicar el *spread*. Los resultados están en línea con la modelación de panel: en el periodo de crisis es posible observar el ya mentado aumento en la sensibilidad de esta variable. En periodos de turbulencia, los inversionistas prefieren las nuevas emisiones por sobre las antiguas, castigando estas últimas en hasta 4 pb por cada año que el bono envejece. Sin embargo, el *Age* resulta poco satisfactorio para explicar los *spreads* hacia finales de la muestra.

El porcentaje de días no transados (*%Zero*) presenta mayor ruido al ser su beta estimado mediante cortes transversales independientes. En este caso, el filtro de Kalman se impone al entregar una estimación consistente temporalmente. Se encuentra evidencia que avala el premio por nivel de liquidez en términos de su frecuencia de transacción. El impacto varía entre 0.1 y 0.6 pb de aumento en *spread* por cada 1% de disminución en los días transados (Figura 6-3). Al igual que el efecto marginal de la antigüedad del bono, se encuentra un aumento en el beta de *%Zero* en el periodo de crisis, aunque el efecto no resulta tan marcado como en el primer caso.

El volumen transado muestra resultados menos concluyentes. Esta variable se vuelve significativa sólo hacia finales del 2009 y en el periodo de crisis resulta considerablemente ruidosa.

En resumen, en esta sección se ha especificado y calibrado un modelo dinámico flexible que utiliza como variables independientes aquellas que resultaron significativas

en un modelo de panel. Se encuentra evidencia gráfica y estadística sobre el comportamiento variable en el tiempo de los coeficientes de todas las variables explicativas. En el período de crisis, se observa un aumento en los coeficientes del riesgo de crédito y liquidez (*Age*, *%Zero*). En el período posterior a la crisis, las estimaciones van disminuyendo gradualmente en magnitud a los niveles pre-crisis. Este enfoque proporciona estimaciones mucho más creíbles de la importancia de cada variable al explicar los *spreads* (en contraste con modelos de panel), mediante una especificación en el tiempo de los coeficientes de la regresión.

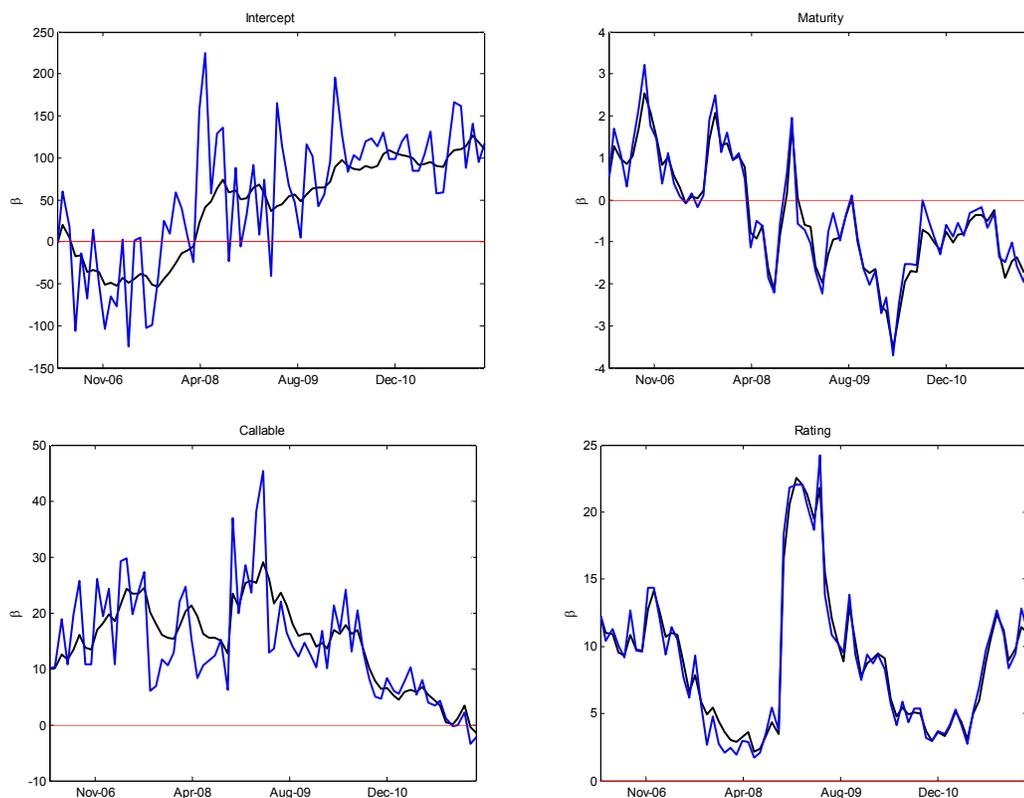


Figura 6-2: Estimación de las variables de estado (betas) utilizando el filtro de Kalman.

El *spread* promedio mensual del bono se explica mediante un constante (*Intercept*); el plazo al vencimiento (*Maturity*); la clasificación de riesgo en escala numérica (AAA=1, AA+=2, etc.); la opción de prepago (*Callable*); y tres proxies de liquidez: el tiempo desde la emisión (*Age*); el logaritmo volumen transado (*Volume*) y el porcentaje de días sin transacciones en una ventana de 2 meses (*%Zero*). En azul se grafica la estimación de corte transversal mediante una regresión OLS y en negro la estimación mediante el filtro de Kalman.

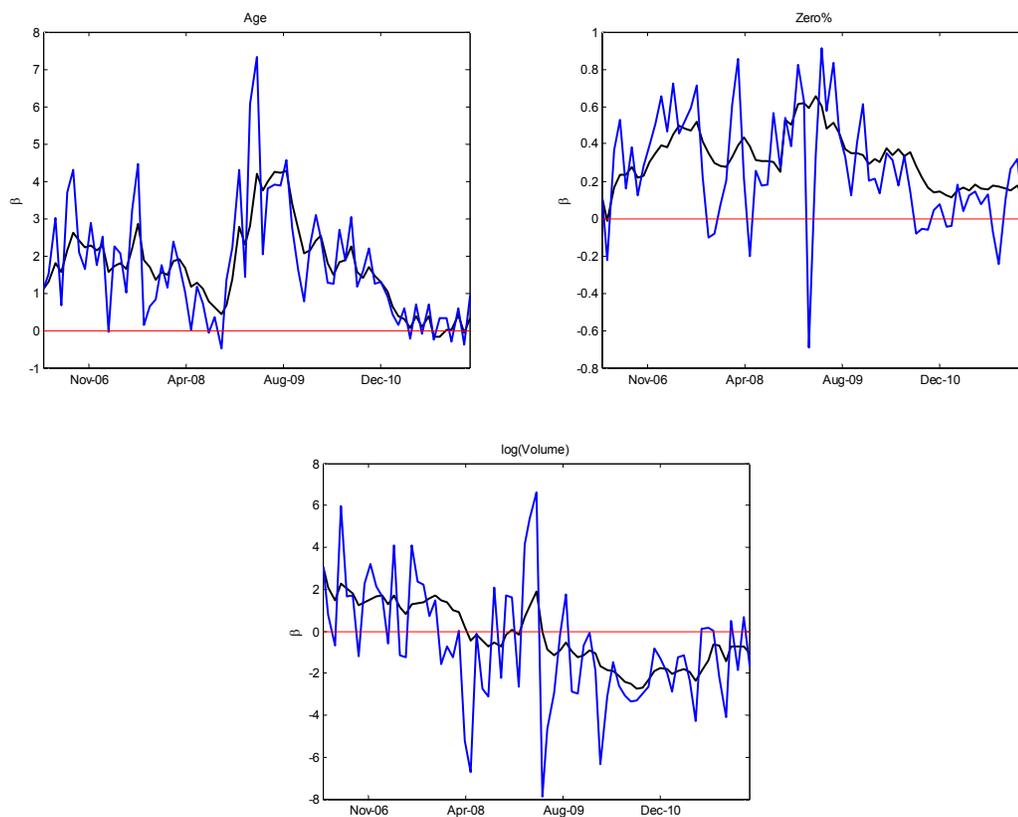


Figura 6-3: Estimación de las variables de estado (betas) utilizando el filtro de Kalman (Cont.).

El *spread* promedio mensual del bono se explica mediante un constante (*Intercept*); el plazo al vencimiento (*Maturity*); la clasificación de riesgo en escala numérica (AAA=1, AA+=2, etc.); la opción de prepago (*Callable*); y tres proxies de liquidez: el tiempo desde la emisión (*Age*); el logaritmo volumen transado (*Volume*) y el porcentaje de días sin transacciones en una ventana de 2 meses (*%Zero*). En azul se grafica la estimación de corte transversal mediante una regresión OLS y en negro la estimación mediante el filtro de Kalman.

6.4 Componente de Liquidez

Dick Nielsen et al. (2012) desarrollan una metodología directa para estimar el componente debido a la liquidez y la fracción que éste representa sobre la totalidad del *spread*, así como su evolución en la serie de tiempo. Definen el *liquidity component* como la diferencia entre la medida de liquidez (λ) del bono i en el periodo t respecto a un bono muy líquido (percentil 5%) y luego la multiplican por la sensibilidad (β) calculada mediante una regresión de corte transversal en el mismo periodo:

$$LC_{it} = \beta_t (\lambda_{it} - \lambda_{5\%}) \quad (30)$$

Además, construyen la fracción debida a iliquidez simplemente dividiendo el *liquidity component* por el nivel del *spread*:

$$f_{LC_{it}} = \frac{LC_{it}}{Spread_{it}} \quad (31)$$

La mediana de la fracción multiplicada por la mediana del *spread* (en el corte transversal) entrega una estimación de la cantidad del *spread* que es atribuible a iliquidez en un bono representativo. Replicando este procedimiento para distintas fechas, es posible encontrar la evolución en la serie de tiempo del componente de iliquidez así como de la mediana del *spread*.

El procedimiento propuesto en esta tesis es análogo al de Dick Nielsen et al. (2012), pero en este caso se utilizan la estimación de los coeficientes que entrega el filtro de Kalman y, adicionalmente, se analiza el *liquidity component* en términos de las tres medidas de liquidez: %Zero, Age y Volume. En la Tabla 6-2 se presentan los promedios trimestrales de los coeficientes del modelo dinámico así como de los percentiles 5% y 50% de cada *proxy* de liquidez.

Adicionalmente, es de interés el efecto conjunto de las *proxies* en la determinación de la porción debida a iliquidez. Para contabilizar este efecto se utilizan 2 aproximaciones: i) Calculando el *liquidity component* en relación a un bono muy líquido en término de cada variable por separado:

$$LC_{it} = {}^1\beta_t ({}^1\lambda_{it} - {}^1\lambda_{5\%}) + {}^2\beta_t ({}^2\lambda_{it} - {}^2\lambda_{5\%}) \quad (32)$$

O bien, ii) calculando del producto de cada coeficiente por la variable de liquidez y luego tomando como referencia de un bono muy líquido el percentil 5% de esta distribución:

$$LC_{it} = ({}^1\beta_t {}^1\lambda_{it} + {}^2\beta_t {}^2\lambda_{it}) - ({}^1\beta_t {}^1\lambda_{it} + {}^2\beta_t {}^2\lambda_{it})_{5\%} \quad (33)$$

Las Figuras 6-4 a 6-7 muestran la evolución temporal de la mediana del *spread* y del la porción debida a liquidez considerando cada variable por separado, así como el efecto conjunto. Los promedios trimestrales se presentan en la Tabla 6-3. Cuando se analiza el componente debido a liquidez utilizando exclusivamente una variable, la *%Zero* muestra los resultados más sugerentes. Si bien el efecto marginal (β) es reducido (entre 0.1 y 0.6 pb por cada porcentaje de aumento en *%Zero*), existe mucha diferencia en la métrica entre un bono muy líquido y la mediana de los bonos (alrededor de 30%, ver tabla 6-2), haciendo que el componente de iliquidez sea considerable. La fracción del *spread* calculada con la *%Zero* es de 8.9%, considerando el promedio de todo el periodo analizado, llegando por periodos a representar hasta un 25% del *spread* (Julio 2007). Por otro lado, el efecto incremental de la antigüedad del bono es superior, pero existe menor dispersión de la variable en referencia a un bono catalogado como muy líquido (de emisión reciente), lo que hace que el componente sea inferior al calculado con la *%Zero*. La fracción del *spread*, calculada con *Age* es en promedio de 3.3%, con un máximo de 9.6% (Julio 2007). En el periodo inicial y de crisis el volumen

se presenta bastante ruidoso, pero cobra mayor importancia en las últimas fases de la muestra.

Dick Nielsen et al. (2012) encuentran que en el periodo pre crisis, el premio por liquidez, expresado como porcentaje del *spread*, sería de entre 3 a 11% para bonos de grado de inversión. En el periodo de crisis encuentran que el efecto sería bastante superior, alcanzado niveles de hasta 42% del *spread*. A diferencia de estos autores, las métricas utilizadas en este estudio para cuantificar la liquidez no logran dar cuenta de un aumento significativo en el premio por liquidez en el periodo de crisis *subprime*. La razón principal de esta diferencia radica en la mayor profundidad de su métrica, construida a partir de datos de transacción *intraday* del mercado norteamericano. En mercados emergentes, la construcción de métricas basadas en datos de transacción es prácticamente infactible, debiéndose utilizar métricas bien definidas aun en ausencia de transacciones. En este sentido, tanto el porcentaje de días no transados (*%Zero*), como la antigüedad del bono (*Age*) proveen aproximaciones razonables para cuantificar los costos de la liquidez en estos mercados. Entre ambas variables se logra asociar a liquidez alrededor de 10 pb, lo que equivale a aproximadamente 10% del *spread* de un bono corporativo representativo.

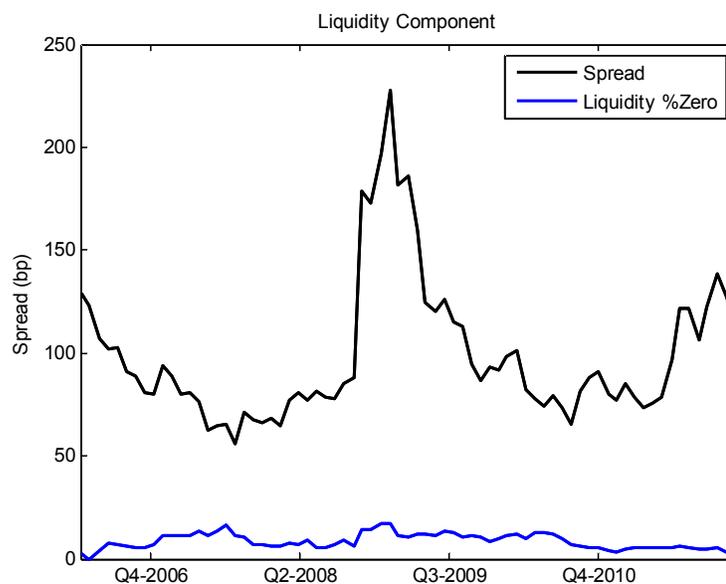


Figura 6-4: Componente de liquidez (%Zero) y *spread* total para bonos AAA, AA y A

La mediana del *spread* del bono corporativo (negro) se grafica con el componente de liquidez (azul) calculado en referencia a un bono muy líquido en término del número de días transados

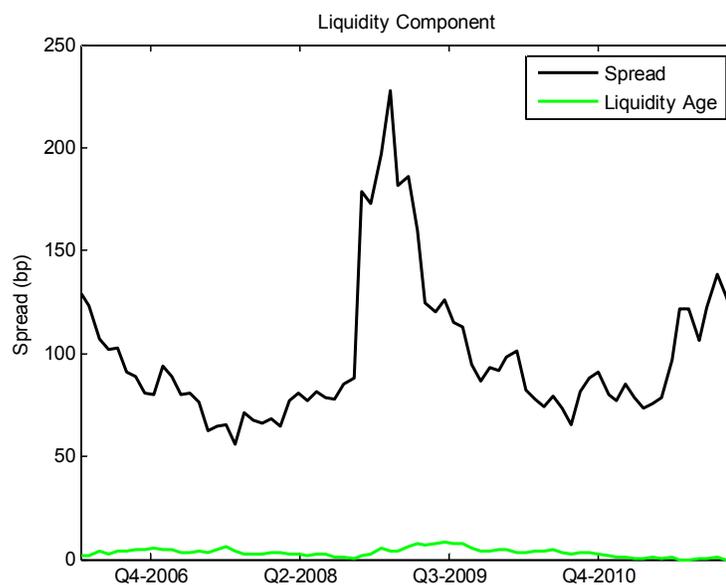


Figura 6-5: Componente de liquidez (Age) y *spread* total para bonos AAA, AA y A

La mediana del *spread* del bono corporativo (negro) se grafica con el componente de liquidez (verde) calculado en referencia a un bono de emisión reciente

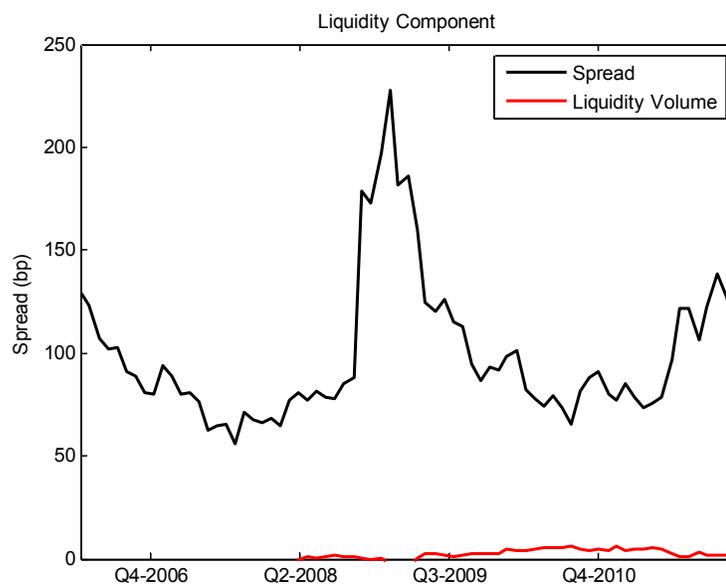


Figura 6-6: Componente de liquidez (*Volume*) y *spread* total para bonos AAA, AA y A

La mediana del *spread* del bono corporativo (negro) se grafica con el componente de liquidez (rojo) calculado en referencia a un bono de alto volumen transado

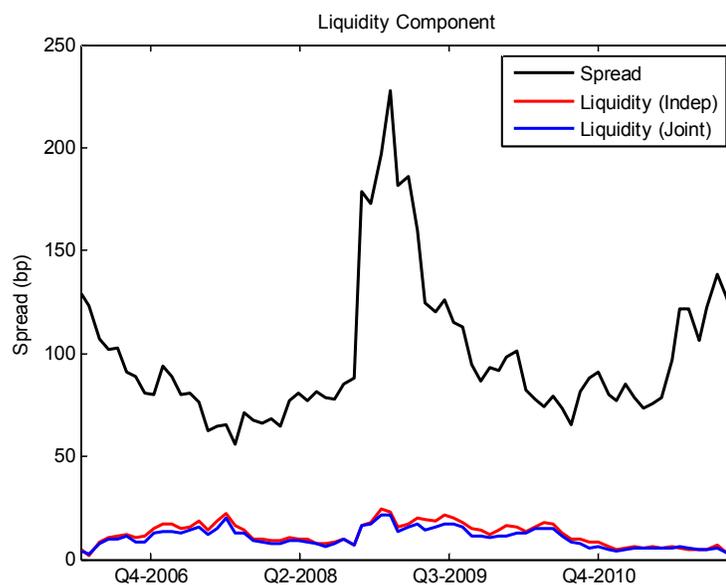


Figura 6-7: Componente de liquidez y *spread* total para bonos AAA, AA y A

La mediana del *spread* del bono corporativo (negro) se grafica con el componente de liquidez (azul y rojo) calculado en referencia a un bono muy líquido

Tabla 6-2: Estadísticas por Periodo y Variable de Liquidez

Para cada periodo se presenta el percentil 5% de la variable de liquidez, la mediana y el β estimado mediante el Filtro de Kalman. *%Zero* es el porcentaje de días sin transacciones en una ventana de 2 meses anteriores, *Age* es el tiempo desde la emisión en años; *Volume* es el logaritmo del volumen transado (en CLP). Las estadísticas corresponden a promedios trimestrales en la serie de tiempo (ponderados por número de observaciones) de las estadísticas mensuales del corte transversal.

Periodo	%Zero			Age			Volume		
	prc 5%	prc 50%	β	prc 5%	prc 50%	β	prc 95%	prc 50%	β
Q1-2006	69,03	92,50	0,11	0,62	2,47	1,13	21,63	19,15	-
Q2-2006	65,02	90,77	0,13	0,61	2,62	1,56	21,41	19,00	-
Q3-2006	64,07	92,22	0,25	0,68	2,54	2,40	21,71	19,04	-
Q4-2006	62,48	91,23	0,30	0,39	2,36	2,22	21,68	19,04	-
Q1-2007	61,43	91,27	0,41	0,42	2,37	1,86	21,35	18,89	-
Q2-2007	62,76	90,39	0,48	0,35	2,39	1,90	21,57	19,24	-
Q3-2007	55,48	89,56	0,43	0,37	2,41	2,19	21,48	19,22	-
Q4-2007	64,72	91,76	0,28	0,42	2,41	1,46	21,83	19,20	-
Q1-2008	70,26	90,45	0,38	0,49	2,43	1,80	21,69	19,35	-
Q2-2008	72,07	92,27	0,33	0,56	2,48	1,20	21,93	19,98	-
Q3-2008	62,85	90,45	0,29	0,39	2,02	0,62	21,94	19,89	-
Q4-2008	61,02	92,40	0,55	0,46	2,99	1,59	21,92	19,74	-
Q1-2009	67,10	90,65	0,62	0,66	2,44	3,12	21,78	19,44	-
Q2-2009	64,27	90,55	0,53	0,38	2,36	4,01	21,99	19,48	-0,71
Q3-2009	54,78	89,43	0,39	0,38	2,48	3,91	21,90	19,67	-0,81
Q4-2009	55,79	89,18	0,33	0,58	2,66	2,30	22,17	19,70	-1,09
Q1-2010	52,37	88,17	0,33	0,56	2,60	2,22	22,10	19,33	-1,51
Q2-2010	50,92	88,35	0,35	0,59	2,83	1,73	22,14	19,75	-2,13
Q3-2010	48,86	87,30	0,28	0,63	2,90	1,74	22,23	19,98	-2,65
Q4-2010	47,76	87,19	0,15	0,53	2,76	1,48	22,45	20,02	-1,99
Q1-2011	53,75	88,54	0,13	0,63	2,83	0,67	22,36	19,72	-1,92
Q2-2011	54,06	89,19	0,17	0,76	3,18	0,26	22,20	19,78	-2,04
Q3-2011	48,08	86,44	0,17	0,62	3,14	0,10	22,11	19,80	-1,26
Q4-2011	53,25	88,14	0,16	0,55	3,29	-	22,25	19,72	-0,93
Q1-2012	52,84	84,55	0,12	0,59	3,28	0,23	22,01	19,86	-0,83

Tabla 6-3: Componente y Fracción debido a Liquidez

Para cada variable de liquidez (*%Zero, Age, Volume*) se calcula el componente y la fracción debido a liquidez como se describe en la Sección 6.4. *Indep.* corresponde al procedimiento para contabilizar el efecto de las *proxies Age* y *%Zero* tomando en consideración un bono líquido de referencia de manera independiente en cada criterio (ec. 32). *Conj.* corresponde al procedimiento para contabilizar el efecto de ambas *proxies* tomando como referencia un bono líquido de referencia en término de ambos criterios (ec. 33). Las estadísticas corresponden a promedios trimestrales (ponderados por número de observaciones) de los cálculos mensuales

Periodo	Spread (pb)	Componente Liquidez (pb)					Fracción (%)				
		%Zero	Age	Volume	Indep.	Conj.	%Zero	Age	Volume	Indep.	Conj.
Q1-2006	128,89	2,35	2,18	-	4,69	4,22	1,83	1,69	-	3,64	3,27
Q2-2006	110,88	3,75	3,03	-	7,04	6,60	3,62	2,73	-	6,35	5,95
Q3-2006	93,83	6,10	4,34	-	11,34	9,85	6,50	4,63	-	12,09	10,50
Q4-2006	85,03	7,98	4,92	-	14,68	11,83	9,24	5,78	-	17,26	13,91
Q1-2007	83,20	11,41	3,79	-	15,97	13,48	13,73	4,55	-	19,19	16,20
Q2-2007	67,72	12,65	4,01	-	17,11	14,20	18,72	5,92	-	25,27	20,96
Q3-2007	63,84	13,13	4,48	-	17,78	15,45	20,72	7,01	-	27,85	24,20
Q4-2007	67,49	6,80	2,74	-	9,30	8,37	10,09	4,06	-	13,78	12,41
Q1-2008	74,07	6,94	3,04	-	9,91	8,62	9,41	4,10	-	13,37	11,64
Q2-2008	79,42	6,33	2,12	-	8,25	7,33	8,00	2,67	-	10,39	9,23
Q3-2008	83,60	7,47	0,97	-	8,46	8,09	8,94	1,16	-	10,12	9,68
Q4-2008	182,93	15,32	3,38	-	19,59	18,43	8,36	1,85	-	10,71	10,07
Q1-2009	199,25	13,13	4,98	-	18,57	17,07	6,51	2,50	-	9,32	8,56
Q2-2009	134,09	11,93	7,52	1,68	19,15	15,65	9,03	5,61	1,25	14,28	11,67
Q3-2009	117,92	12,23	7,88	1,77	19,87	16,40	10,36	6,68	1,50	16,85	13,91
Q4-2009	91,57	10,23	4,39	2,48	13,73	11,01	11,20	4,79	2,70	14,99	12,03
Q1-2010	97,15	11,00	4,08	3,78	15,30	12,05	11,30	4,20	3,89	15,75	12,41
Q2-2010	78,16	11,66	3,72	4,76	15,63	14,24	15,03	4,76	6,10	19,99	18,22
Q3-2010	72,56	9,44	3,71	5,74	13,12	11,40	12,88	5,12	7,91	18,08	15,71
Q4-2010	86,98	5,54	3,18	4,59	8,61	6,52	6,40	3,66	5,27	9,90	7,49
Q1-2011	80,74	4,16	1,34	4,96	5,49	4,36	5,14	1,66	6,14	6,80	5,40
Q2-2011	76,06	5,23	0,60	4,92	5,88	5,32	6,88	0,79	6,47	7,73	6,99
Q3-2011	100,26	5,74	0,22	2,87	5,96	5,72	5,83	0,22	2,86	5,95	5,71
Q4-2011	117,51	5,19	-	2,16	5,19	5,14	4,43	-	1,83	4,42	4,37
Q1-2012	126,78	3,66	0,64	1,68	4,35	3,83	2,82	0,50	1,32	3,43	3,02
Prom.	101,55	8,48	3,10	2,14	11,70	10,14	8,90	3,27	2,49	12,27	10,57

7 CONCLUSIONES

Los mercados emergentes presentan una gran problemática que dificulta el análisis sobre los precios a los cuales se transan los instrumentos financieros: la baja frecuencia de transacción. Los bonos corporativos, fuente de financiamiento de muchas empresas, representan la porción más ilíquida de estos mercados, proponiendo un desafío tanto para los profesionales del área como para los investigadores sobre cuáles son los factores que inciden en la valorización de estos papeles. La liquidez, en adición al riesgo de crédito, aparece como un determinante clave para explicar los altos diferenciales de tasas (*spreads*) a los cuales se transan los bonos corporativos. Utilizando una base de datos de bonos empresariales de Chile entre 2006 y 2012, se logra evaluar el impacto relativo de la liquidez y la importancia de modelarla como un componente explicativo de los niveles de *spreads*.

La liquidez resulta significativa al explicar la variación en el corte transversal de los *spreads* mediante el volumen transado (*Volume*), el tiempo desde la emisión (*Age*) y el porcentaje de días en los que el bono no es transado (*%Zero*) en un modelo de panel con distintas especificaciones y en distintos periodos. Por cada porcentaje de aumento en volumen transado, el *spread* disminuye, en promedio, 1.76 pb. Por cada año que el bono envejece, el diferencial de tasas aumenta en 1.40 pb. Finalmente, por cada porcentaje de disminución en la frecuencia de transacción (aumento de *%Zero*) se traduce en un aumento en *spread* de 0.18 pb. En adición al riesgo de crédito, la liquidez ayuda a explicar hasta 60% de la variabilidad de los *spreads*.

Producto de lo disímiles de las condiciones del mercado durante el periodo analizado (principalmente la crisis *subprime*), los estimadores muestran un comportamiento variante en el tiempo: cuando se subdivide la muestra en subperiodos, se aprecia un cambio importante en el valor del estimador entre un periodo y otro. Estas variaciones se producen en términos de las variables de liquidez como del riesgo de crédito. Con el propósito de modelar este comportamiento dinámico, en una segunda etapa se calibra un modelo en donde se permite que los coeficientes de la regresión

evoluciones de manera estocástica en el tiempo. Este tipo de modelo es posible calibrarlo utilizando el Filtro de Kalman, permitiendo estimaciones dinámicamente consistentes, aun en ausencia de transacciones. Este enfoque es extremadamente útil en mercados emergentes, donde la escasa frecuencia de transacción dificulta enormemente los análisis. Al modelar los *spreads* de esta manera, se consiguen estimadores del orden del modelo de panel, pero con mejor detalle de la evolución temporal, permitiendo determinar en cada momento cuáles son los factores relevantes en la valorización de la deuda corporativa.

Finalmente, a partir de los resultados de la modelación dinámica, se estima de manera directa el componente debido a la liquidez y la fracción que éste representa sobre la totalidad del *spread* utilizando una metodología propuesta por Dick Nielsen et al. (2012). La fracción del *spread* calculada con la *%Zero* es de 8.9%, considerando el promedio de todo el periodo analizado, llegando por periodos a representar hasta un 25% del *spread*. La fracción del *spread*, calculada con la antigüedad del bono es en promedio de 3.3%, con un máximo de 9.6%. Entre ambas variables se logra asociar a liquidez alrededor de 10 pb, lo que equivale a aproximadamente 10% del *spread* de un bono corporativo representativo.

Como tema de futuros estudios se propone estudiar los impactos y la relevancia que tiene la liquidez para explicar las variaciones de los *spreads* en la serie de tiempo, bien a través de medidas específicas del bono o mediante factores agregados. Es relevante preguntarse si existen factores de liquidez en los mercados de bonos de gobierno y accionarios que afecten los cambios de *spreads* de bonos corporativos, o si, por el contraste, los retornos se deben a factores propios del mercado de deuda empresarial. Adicionalmente, se propone estudiar los determinantes de la estructura de los *spreads* en el plazo. La madurez resulta altamente significativa para explicar diferencias de *spreads* entre bonos, aunque su interpretación no es del todo clara, pudiéndose conjeturar explicaciones por el lado del riesgo de crédito como por liquidez (preferencia de los inversionistas por papeles más largos). Este objetivo queda planteado para futuros análisis.

BIBLIOGRAFÍA

- Acharya, V., & Pedersen, L. (2005). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics* 77, 375-410.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets* 5, 31-56.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.
- Baldacci, E., Gupta, S., & Mati, A. (2008). Is it (still) mostly fiscal? Determinants of sovereign spreads in emerging markets. *IMF Working Papers* , 1-23.
- Bao, J., Pan, J., & Wang, J. (2011). Liquidity and corporate bonds. *Journal of Finance* 66, 911-946.
- Bekaert, G., Harvey, C., & Lundblad, C. (2005). Liquidity and expected returns: lessons from emerging markets. *Unpublished working paper*, Indiana University.
- Blanco, R., Brennan, S., & Marsh, I. (2005). An empirical analysis of the dynamic relationship between investment grade bonds and credit default swaps. *Journal of Finance* 60, 2255-2281.
- Brennan, M., & Subrahmanyam, A. (1996). Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock return. *Journal of Financial Econometrics* 41, 441-464.
- Campbell, J., & Taksler, G. (2003). Equity Volatility and Corporate Bond Yields. *Journal of Finance* 58, 2321-2349.
- Chen, L., Lesmond, D., & Wei, J. (2007). Corporate Yield Spreads and Bond Liquidity. *Journal of Finance* 62, 119-149.
- Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2000). Commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics* 56, 3}28.
- Chow, G. (1984). Random and changing coefficient models. *Handbook of Econometrics*, 1214-1245.

- Collin-Dufresne, P., & Goldstein, R. (2001). Do Credit Spreads Reflect Stationary Leverage Ratios. *Journal of Finance* 56, 1929-1957.
- Collin-Dufresne, P., Goldstein, R., & Martin, S. (2001). The determinants of credit spread changes. *Journal of Finance* 56, 2177-2207.
- Cortazar, G., Schwartz, E., & Naranjo, L. (2007). Term-Structure Estimation in Markets with Infrequent Trading. *International Journal of Finance & Economics* 12, 353–369.
- Cortazar, G., Schwartz, E., & Tapia, C. (2012). Credit Spreads in Illiquid Markets: Model and Implementation. *Emerging Markets Finance and Trade* (forthcoming).
- Covitz, D., & Downing, C. (2007). Liquidity or credit risk? The determinants of very short-term corporate yield spreads. *Journal of Finance* 62, 2303-2328.
- De Jong, F., & Driessen, J. (2012). Liquidity risk premia in corporate bond markets. *The Quarterly Journal of Finance* 2.
- Delianedis, G., & Geske, R. (2001). The components of corporate credit spreads: Default, recovery, tax, jumps, liquidity, and market factors. *Working Paper*, UCLA.
- Dick-Nielsen, J., Feldhütter, P., & Lando, D. (2012). Corporate bond liquidity before and after the onset of the subprime crisis. *Journal of Financial Economics* 103, 471-492.
- Duffee, G. (1998). The relation between Treasury yields and corporate bond yield spreads. *Journal of Finance* 53, 2225-2241.
- Duffie, D., & Singleton, K. (1999). Modeling term structures of defaultable bonds. *Review of Financial Studies* 12, 687-720.
- Duffie, D., Pedersen, L. H., & Singleton, K. (2003). Modeling sovereign yield spreads: A case study of Russian debt. *The Journal of Finance* 58, 119-159.
- Edwards, A., Harris, L., & Piwowar, M. (2007). Corporate bond market transaction cost and transparency. *Journal of Finance* 62, 1421-1451.
- Elton, J., Gruber, M., & Agrawal, D. (2001). Explaining the rate spread on corporate bonds. *Journal of Finance* 56, 247-277.
- Eom, Y., Helwege, J., & Huang, J. (2004). Structural Models of Corporate Bond Pricing: An Empirical Analysis. *Review of Financial Studies* 17, 499–544.

- Ericsson, J., & Renault, O. (2006). Liquidity and Credit Risk. *Journal of Finance* 61, 2219-2250.
- Fama, E., & French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stock and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Favero, C., Pagano, M., & von Thadden, E. (2005). Valuation, liquidity, and risk in government bond markets. *Working Paper*, Universita Bocconi.
- Feldhütter, P. (2012). The same bond and different prices: identifying search frictions and selling pressures. *The Review of Financial Studies*, 1155-1206 .
- Ferrucci, G. (2003). Empirical determinants of emerging market economies' sovereign bond spreads. *Working Paper No. 205*, Bank of England.
- Friewald, N., Jankowitsch, R., & Subrahmanyam, M. (2012). Illiquidity or credit deterioration: A study of liquidity in the US corporate bond market during financial crises. *Journal of Financial Economics* 105, 18-36.
- Geske, R. (1977). The Valuation of Corporate Liabilities as Compound Options. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 541-552.
- Goyenko, R., Holden, C., & Trzcinka, C. (2009). Do liquidity measures measure liquidity. *Journal of Financial Economics* 92, 153-181.
- Han, S., & Zhou, H. (2008). Effects of bond liquidity on the nondefault component of corporate bond spreads: evidence from intraday transactions data. *Unpublished working paper*, Federal Reserve Board.
- Hartelius, K., Kashiwase, K., & Kodres, L. (2008). Emerging Market Spread Compression: Is it Real or is it Liquidity? *International Monetary Fund (Vol. 8)*.
- Harvey, A. (1989). Forecasting, Structural Time Series Models, and the Kalman Filter. *Cambridge University Press*.
- Helwege, J., & Turner, C. (1999). The slope of the credit yield curve for speculative-grade issuers. *Journal of Finance* 54, 1869-1884.
- Hilscher, J., & Nosbusch, Y. (2010). Determinants of Sovereign Risk: Macroeconomic Fundamentals and the Pricing of Sovereign Debt. *Review of Finance* 14, 235-262.

- Houweling, P., Mentink, A., & Vorst, V. (2005). Comparing possible proxies of corporate bond liquidity. *Journal of Banking and Finance* 29, 1331-1358.
- Huang, J., & Huang, M. (2003). How much of the corporate-treasury yield spread is due to credit risk? *Unpublished working paper*, Pennsylvania State University and Cornell University.
- Hund, J., & Lesmond, D. (2006). Liquidity and credit risk in emerging debt Markets. *Working Paper*, University of Texas-Austin.
- Jankowitsch, R., Nashikkar, A., & Subrahmanyam, M. (2011). Price dispersion in OTC markets; a new measure of liquidity. *Journal of Banking and Finance* 35, 343-357.
- Jarrow, R., & Turnbull, S. (1992). Credit Risk: Drawing the Analogy. *Risk Magazine* 5, 63-70.
- Jarrow, R., & Turnbull, S. (1995). Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Default Resik. *Journal of Finance* 50, 53-86.
- Jun, S.-G., Marathe, A., & Shawky, H. A. (2003). Liquidity and stock returns in emerging equity markets. *Emerging Markets Review* 4, 1-24.
- Kalman, R. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems. *Transactions ASME Journal of Basic Engeneering* D82, 35-45.
- Kamin, S., & von Kleist, K. (1999). The evolution and determinants of emerging market credit spreads in the 1990's. *Boards of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers*, N° 653.
- Korajczyk, R., & Sadka, R. (2008). Pricing the commonality across alternative measures of liquidity. *Journal of Financial Economics* 87, 45-72.
- Kyle, A. (1985). Continuous auctions and insider trading. *Econometrica* 53, 1315-1335.
- Leland, H., & Toft, K. (1996). Optimal capital structure, endogenous. *Journal of Finance* 51, 987-1019.
- Lesmond, D. (2005). Liquidity of emerging markets. *Journal of Financial Economics* 77, 127-187.
- Lesmond, F., Ogden, J., & Trzcinka. (1999). A new estimate of transaction costs. *Review of Financial Studies* 12, 1113-1141.

- Lin, H., Wang, J., & Wu, C. (2011). Liquidity risk and expected corporate bond returns. *Journal of Financial Economics* 99, 628-650.
- Lo, A., Mamaysky, H., & Wang, J. (2004). Asset prices and trading volume under fixed transaction cost. *Journal of Political Economy* 112, 1054-1090.
- Longstaff, F. (2004). The flight to liquidity premium in U.S. Treasury bond prices. *Journal of Business* 77, 511-526.
- Longstaff, F., & Schwartz, E. (1995). A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt. *Journal of Finance* 50, 789–852.
- Longstaff, F., Mithal, S., & Neis, E. (2005). Corporate yield spreads: Default risk or liquidity? New evidence from the credit-default swap market. *Journal of Finance* 60, 2213-2253.
- Mahanti, S., Nashikkar, A., Subramanyam, M., Chacko, G., & Mallik, G. (2008). Latent Liquidity: a new measure of liquidity with an application to corporate bonds. *Journal of Financial Economics* 88, 272-298.
- Merton, R. (1974). On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *Journal of Finance* 29, 449-470.
- Nashikkar, A., Subrahmanyam, M., & Mahanti, S. (2011). Liquidity and arbitrage in the market for credit risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 46, 627-656.
- Pastor, L., & Stambaugh, R. (2003). Liquidity Risk and Expected Stock Returns. *Journal of Political Economy* 11, 642.
- Rogers, W. (1993). Regression Standard Errors in Clustered Samples. *Stata Technical Bulletin* 13, 19-23.
- Roll, R. (1984). A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market. *Journal of Finance* 39, 1127-1139.
- Rouwenhorst, G. (1999). Local Return Factors and Turnover in Emerging Stock Markets. *Journal of Finance* 4, 1439-1464.
- Schwarz, K. (2009). Mind the Gap: Disentangling Credit and Liquidity in Risk Spreads. *Working Paper*, Columbia Business School.

ANEXOS

ANEXOS

7.1 ANEXO A

7.1.1 Demostración del estimador *a posteriori* de la matriz de covarianza

Utilizando la definición del estimador *a posteriori* de la matriz de covarianza

$$P_{t|t} = \text{cov}(\beta_t - \beta_{t|t})$$

Reemplazando la expresión para el estimador *a posteriori*

$$P_{t|t} = \text{cov}\left(\beta_t - \left(\beta_{t|t-1} + K_t [Y_t - X_t \beta_{t|t-1}]\right)\right)$$

Substituyendo la expresión para Y_t

$$P_{t|t} = \text{cov}\left(\beta_t - \left(\beta_{t|t-1} + K_t [X_t \beta_t + v_t - X_t \beta_{t|t-1}]\right)\right)$$

Reordenando

$$P_{t|t} = \text{cov}\left(\left(I - K_t X_t\right)\left(\beta_t - \beta_{t|t-1}\right) - K_t v_t\right)$$

$$P_{t|t} = \text{cov}\left(\left(I - K_t X_t\right)\left(\beta_t - \beta_{t|t-1}\right)\right) + \text{cov}\left(K_t v_t\right)$$

$$P_{t|t} = \left(I - K_t X_t\right) \text{cov}\left(\beta_t - \beta_{t|t-1}\right) \left(I - K_t X_t\right)^T + K_t \text{cov}\left(v_t\right) K_t^T$$

Esta fórmula es válida para cualquier valor de la ganancia de Kalman. En particular, puede ser simplificada si se utiliza la expresión óptima de K_t ,

7.1.2 Ganancia de Kalman Óptima

El filtro de Kalman es un estimador de mínimo error cuadrático medio. Se busca minimizar el error en la estimación del estado a *posteriori*

$$E(\beta_t - \beta_{t|t})(\beta_t - \beta_{t|t})^T$$

Esta expresión es equivalente a minimizar la traza del estimador a *posteriori* de la matriz de covarianza. Expandiendo la expresión

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t X_t P_{t|t-1} - P_{t|t-1} X_t^T K_t^T + K_t (X_t P_{t|t-1} X_t^T + R_k) K_t^T$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t X_t P_{t|t-1} - P_{t|t-1} X_t^T K_t^T + K_t (\Omega_t) K_t^T$$

La traza se minimiza cuando su derivada respecto a la matriz de ganancia de Kalman es cero. Utilizando las reglas de derivación de matrices

$$\frac{\partial \text{trace}(P_{t|t})}{\partial K_t} = -2(X_t P_{t|t-1})^T + 2K_t \Omega_t = 0$$

Resolviendo

$$K_t \Omega_t = (X_t P_{t|t-1})^T = P_{t|t-1} X_t^T$$

$$K_t = P_{t|t-1} X_t^T \Omega_t^{-1}$$

esta es la expresión para la ganancia de Kalman óptima. Con esta expresión es posible simplificar la estimación a *posteriori* de la matriz de covarianza. Multiplicando por la derecha la expresión de la ganancia óptima por $\Omega_t K_t^T$:

$$K_t (\Omega_t) K_t^T = P_{t|t-1} X_t^T K_t^T$$

Reemplazando en la forma expandida de la matriz de covarianza, los últimos dos términos se simplifican y luego de factorizar por $P_{t|t-1}$ se obtiene:

$$P_{t|t} = (I - K_t X_t) P_{t|t-1}$$

7.2 ANEXO B

Autores	Cálculo Spread (Curva Base)	Variables Utilizadas	Descripción	Resultados
Chen, Lesmond y Wei (2007)	Treasury	<p>Credit Risk: Rating Variables (numeric scale), Accounting Variables (PreTaxCov, Income2Sales, LTDebt2Assets, TotalDebt2Cap), Equity vol.</p> <p>Bond Specific: Outstanding, Maturity, Coupon</p> <p>Trading Activity: Volume</p> <p>Liquidity: Zero%, Bid-Ask Spread, LOT</p> <p>Macroeconomic: T-Note, Term Slope, Eurodollar</p> <p>Others: Bond Volatility</p>	<p>Data: 4000 bonos corporativos americanos entre 1995-2003 Excluyen bonos con opciones.</p> <p>Modelo: Panel con efectos fijos (firmas) explicando el <i>spread</i> (White standard errors)</p> <p>Modelo de Ecuaciones Simultaneas (MCO 2 etapas)</p>	<p>Zero% y LOT explican un 25% de la variación del Bid-Ask para <i>investment grade</i> y 15% para <i>speculative</i></p> <p>Bond Rating explica (por si solo) entre un 15% y un 20% % de la variación en el corte transversal del <i>spread</i> mientras que la liquidez (por si solo) explica 7%</p> <p>Incremento en 1 pb del bid-ask se relaciona con 0.42 pb de incremento en <i>spread</i> para <i>investment grade</i> y 2.30 para <i>speculative</i></p> <p>R² entre 41% y 58% en la explicación del <i>spread</i> (Poca importancia del Amount Outstanding)</p>
Longstaff, Mithal y Neis (2005)	Treasury, Swap y RefCorp (mismo cupón y madurez)	<p>Credit Risk: Credit Default Swaps (CDS), AAA/AA Dummy</p> <p>Bond Specific: Issued, Maturity, Age, Coupon, Financial Dummy</p> <p>Liquidity: Bid-Ask Spread</p>	<p>Data: Bonos <i>bullets</i> corporativos americanos registrados en la SEC entre Mar-2001 y Oct-2002. Excluyen bonos con opciones.</p> <p>Modelo: Regresion <i>cross-section</i> explicando el <i>non-default component</i> (Newey West standard errors)</p>	<p>El <i>default component</i> explica 51% para AAA/AA, 56% para A, 71% para BBB y 83% para BB</p> <p><i>Non-default component</i> entre 50 pb para AAA/AA y 72 pb para BB (Curva Base: Treasury) y entre -7 pb y 11 pb (Curva Base: Swap)</p> <p>R² entre 21% y 23% en la explicación del <i>non-default component</i> (principalmente por Bid-ask e Issued)</p>
Bao, Pan, Wang (2011)	Treasury (misma madurez)	<p>Credit Risk: Rating Dummies, Equity vol.</p> <p>Bond Specific: log(Issued), Maturity, Age, Callable</p> <p>Trading Activity: log(Volume), log(Trades), log(Turnover)</p> <p>Liquidity: γ, quoted γ</p> <p>Others: CDS Dummy</p>	<p>Data: Bonos corporativos americanos más líquidos de TRACE entre Abr-2003 Dic-2007). Excluyen bonos <i>putable</i> y convertibles</p> <p>Modelo: Regresiones <i>cross-section</i> anuales explicando γ <i>measure</i></p> <p>Regresiones <i>cross-section</i> mensuales explicando el <i>spread</i> (Fama MacBeth + Newey West standard errors)</p>	<p>Tendencia decreciente en γ <i>measure</i>, (mejoría en la liquidez del mercado)</p> <p>Correlación positiva entre cambios de γ <i>measure</i> y cambios del VIX</p> <p>Una desviación estándar en γ <i>measure</i> genera 40 pb de diferencia</p> <p>R² entre 32% y 58% en la explicación del <i>spread</i></p> <p>Bonos con mayor <i>turnover</i> y mayor número de transacciones tienen mayores <i>spread</i> promedio</p>

Hund y Lesmond (2006)	Treasury (misma madurez)	<p>Credit Risk: Rating Variables (numeric scale)</p> <p>Bond Specific: Outstanding, Maturity, Age, Coupon, Callable</p> <p>Trading Activity: Volume</p> <p>Liquidity: Zero%, Bid-Ask Spread, LOT</p> <p>Macroeconomic: T-Note, Term Slope, Eurodollar</p> <p>Others: Political Risk, Inflation, Unemployment, External Balances, Total Reserves/GDP, Total Debt/Total Exports, Total Trade/GDP</p>	<p>Data: Bonos soberanos y corporativos denominados en \$US de 16 economías emergentes entre 1997 y 2004. Excluyen bonos soberanos con opciones</p> <p>Modelo: <i>Pooled Regression</i> explicando el <i>spread</i> (White standard errors)</p> <p>Modelo de Ecuaciones Simultaneas (MCO 3 etapas) y Variables Instrumentales</p>	<p>Liquidez (por si sola) explica hasta un 26% en la variación <i>cross-section</i> del <i>spread</i> para bonos corporativos y 22% para bonos soberanos (hasta 100 pb de los 400 pb promedio)</p> <p>Incremento en 1 pb en LOT causa 0.25 pb en <i>spread</i> en bonos corporativos y 0.63 en soberanos</p> <p>Incremento en un nivel de clasificación genera 26 pb en <i>spread</i></p> <p>Cambios en la liquidez explican hasta un 22% en la variación en los cambios del <i>spread</i> para bonos corporativos y 32% para bonos soberanos</p>
Campbell y Taskler (2003)	Treasury (misma madurez – Nelson y Siegel)	<p>Credit Risk: Rating Dummies, Accounting Variables (PreTaxCov, Income2Sales, LTDebt2Assets, TotalDebt2Cap), Equity vol.</p> <p>Bond Specific: log(Issued), Maturity, Coupon, Industrial Dummy, Financial Dummy</p> <p>Macroeconomic: T-Note, Term Slope, Eurodollar</p> <p>Others: Monthly Dummies</p>	<p>Data: Bonos corporativos americanos entre 1995 y 1999. Excluyen bonos con opciones.</p> <p>Modelo: <i>Pooled Regression</i> y Panel con efectos fijos (firmas y/o periodos) explicando el <i>spread</i></p>	<p>Equity vol. incrementa R^2 entre 6% y 10%</p> <p>Incremento en 1% de Equity vol. Aumenta <i>spread</i> en 222 pb</p> <p><i>Credit Rating</i> explica más los <i>spreads</i> que <i>Accounting Variables</i> y Equity Vol.</p> <p><i>Coupon</i> altamente significativo (incremento en 1% aumenta <i>spread</i> en cerca de 7 pb) y log(Issued) poco significativa</p>
Ericsson y Renault (2006)	Treasury (misma madurez – Nelson y Siegel)	<p>Credit Risk: Rating</p> <p>Bond Specific: On-the-run Dummy (Age<2 months)</p> <p>Macroeconomic: Rf(T), Term Slope, VIX, S&P returns, Default Prem., On-the-run 30y Spr.</p>	<p>Data: Bonos corporativos americanos entre Ene-1986 y Dic-2001. Dos sub-muestras: bonos <i>zero-coupon</i> entre 1986 y 1996 y bonos transados por compañías de seguro entre 1996 y 2001. Excluyen bonos con opciones. Utilizan frecuencia mensual</p> <p>Modelo: Panel con efectos fijos (firmas) + AR1 para cada clasificación</p>	<p>El nivel de la curva libre de riesgo está negativamente relacionada con los <i>spreads</i> en ambas sub-muestras</p> <p>Una emisión reciente se transa 28 pb bajo una emisión más antigua (10 en AAA/AA, 30 pb en A/BBB y 82 pb en BB y B) en la última sub-muestra y 10 pb en la primera sub-muestra</p> <p>Contrariamente, el coeficiente de S&P returns da positivo y significativo en la última sub-muestra</p> <p>R^2 entre 0.68% y 12.64% en la explicación del <i>spread</i> en la segunda sub-muestra</p>

Han, Zhou (2008)	Swap y Treasury (misma madurez)	<p>Credit Risk: Credit Default Swaps (CDS)</p> <p>Bond Specific: Issued, Maturity (polyn.), Age (polyn.), Coupon</p> <p>Trading Activity: log(Turnover)</p> <p>Liquidity: log(Amihud), log(Bid-Ask)</p> <p>Macroeconomic: 6-month T-Bill, Term Slope, S&P returns, S&P vol., On-the-run 10y Spr.</p> <p>Others: N° CDS quotes, Lagged CDS spread</p>	<p>Data: Bonos <i>bullets</i> corporativos americanos de TRACE entre Ene-2001 y Abril-2007. Excluyen bonos con opciones. Utilizan frecuencia mensual</p> <p>Modelo: Panel con efectos fijos (firmas y/o periodos) para cada clasificación de riesgo</p>	<p><i>Non-default component</i> explica cerca de 50% para <i>investment grade</i> y 10% para <i>speculative-grade</i></p> <p><i>Non-default component</i> entre 3 pb para AAA/AA y 23.5 pb para BBB (Curva Base: Swap) y entre 32 pb y 62 pb (Curva Base: Treasury)</p> <p>En <i>speculative-grade</i> el <i>non-default component</i> es menor e incluso negativo (entre 2.8 pb para BB y -75 pb para CCC)</p> <p>R² entre 18% y 41% en la explicación del <i>non-default component</i></p>
Dick-Nielsen, Feldhütter y Lando (2012)	Swap (misma madurez interpolada)	<p>Credit Risk: Rating, Accounting Variables (PreTaxCov, Income2Sales, LTDebt2Assets, TotalDebt2Cap), Equity vol.</p> <p>Bond Specific: Issued, Maturity, Age, Coupon</p> <p>Trading Activity: Turnover</p> <p>Liquidity: Zero(Trading)%, Firm Zero(Trading)%, Amihud, Roll, IRC, λ, std(Amihud), std(IRC)</p> <p>Macroeconomic: 10y-Swap, Term Slope Swap</p> <p>Others: Forecast Earning Disp.</p>	<p>Data: Bonos corporativos americanos más líquidos de TRACE entre Ene-2005 Jun-2009. Dos periodos de estudio: <i>Pre-Subprime</i> y <i>Post-Subprime</i>. Excluyen bonos con opciones. Utilizan frecuencia trimestral</p> <p>Modelo: <i>Pooled Regression</i> para cada clasificación de riesgo explicando el <i>spread</i> (Two-way clustered standard errors)</p> <p>Análisis de componentes principales</p>	<p>Bonos financieros tienen similar liquidez que bonos industriales (en la crisis se vuelven más ilíquidos)</p> <p>Zero% no logra explicar los <i>spread</i> durante las crisis</p> <p>Alto <i>Turnover</i> reduce <i>spreads</i> para <i>investment grade</i> pero no para <i>speculative</i>.</p> <p>λ altamente significativa en todas las especificaciones</p> <p><i>Liquidity component</i> entre 0.8 pb para AAA y 57.6 pb para <i>speculative grade</i> (<i>Pre-Subprime</i>) y entre 4.9 pb para AAA y 196.8 pb para <i>speculative grade</i> (<i>Post-Subprime</i>)</p>
Fiewald, Jankowitsch y Subrahmanyam (2012)	Treasury y Swap (misma duración)	<p>Credit Risk: Rating Dummies</p> <p>Bond Specific: log(Outstanding), Maturity, Age, Coupon</p> <p>Trading Activity: log(Volume), Number of Trades, Trading Interval</p> <p>Liquidity: Amihud, Roll, Price-Dispersion, Zero%</p>	<p>Data: Más de 23.000 bonos corporativos americanos de TRACE entre Oct-2004 y Dic-2008. Tres periodos de estudio: GM/Ford downgrade, Normal y Subprime. Utilizan frecuencia semanal y mensual</p> <p>Modelo: Regresiones <i>cross-section</i> mensuales explicando el <i>spread</i> (Fama MacBeth + Newey West standard errors)</p>	<p>Poca correlación entre las medidas de liquidez</p> <p>Los efectos de la liquidez explican aproximadamente 14% de los cambios en los <i>spread</i> a nivel de mercado</p> <p>R² entre 49.7% y 60.2% en la explicación del <i>spread</i></p> <p>R² marginal de las variable de liquidez de 10% siendo Amihud y Price-Dispersion las más importantes</p> <p>Menor explicación de las <i>Rating Dummies</i> en la crisis</p> <p>Una desviación estándar en Amihud y Price-Dispersion genera 12.1 pb y 17.1 pb de diferencia, respectivamente (en tiempos de crisis efectos más significativos)</p> <p><i>Speculative-grade</i> reacciona más fuerte ante cambios de liquidez</p>

