

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

Daniel Rodolfo Antonelli Palaia

**Ensaio sobre Estrutura a Termo da Curva de Juros e Spreads de
Títulos Corporativos**

**SÃO PAULO
2014**

Daniel Rodolfo Antonelli Palaia

**Ensaaios sobre Estrutura a Termo da Curva de Juros e Spreads de
Títulos Corporativos**

Tese apresentada à Escola de Economia de São
Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito
para obtenção do título de Doutor em Economia

Área do conhecimento:

Economia Financeira

Orientador: Prof. Dr. Márcio Holland de Brito

**SÃO PAULO
2014**

Palaia, Daniel

Ensaio sobre Estrutura e Termo da Curva de Juros e Spreads de Títulos Corporativos / Daniel Palaia. - 2014.
115 f.

Orientador: Márcio Holland de Brito

Tese (doutorado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Mercado financeiro. 2. Títulos (Finanças) - Estados Unidos. 3. Risco (Economia). 4. Taxas de juros - Estados Unidos. I. Brito, Márcio Holland de. II. Tese (doutorado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.763(73)

Daniel Rodolfo Antonelli Palaia

**Ensaaios sobre Estrutura a Termo da Curva de Juros e Spreads de
Títulos Corporativos**

Tese apresentada à Escola de Economia de São
Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito
para obtenção do título de Doutor em Economia

Área do conhecimento:

Economia Financeira

Data de Aprovação:

01/12/2014

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Márcio Holland de Brito (orientador)

FGV - EESP

Prof. Dr. Pedro Luiz Valls Pereira

FGV - EESP

Prof. Dr. João de Mendonça Mergulhão

FGV - EESP

Prof. Dr. Sergio Ribeiro da Costa Werlang

FGV - EPGE

Prof. Dr. Flavio Vilela Vieira

UFU

Agradecimentos

Agradeço a minha esposa Eliane por ter suportado com muita paciência vários anos de estudo, finais de semana e férias perdidas. Jamais teria chegado até aqui sem o seu amor incondicional e a sua fé imensa de que tudo daria certo. Você me faz querer ser um homem melhor a cada dia.

Agradeço as minhas filhas Camila e Mariana por serem o meu consolo nos momentos de dificuldade e esgotamento emocional. A presença de vocês na minha vida tornou tudo mais fácil.

Agradeço aos meus pais, Ronaldo e Thais. O imenso amor e uma vida inteira de dedicação em favor do meu desenvolvimento moral e intelectual foram fundamentais para essa conquista.

Agradeço aos meus irmãos Thiago e Andrea. Vocês certamente facilitaram as minhas escolhas de vida através dos seus erros e acertos. A garra de vocês e a vontade de vencer os diversos desafios da vida me inspiraram ao longo da minha jornada.

Agradeço a minha querida irmã Alessandra. Tenho certeza que a sua presença me inspirou nos momentos mais difíceis. A minha saudade e o meu amor por você me deram forças para continuar. Essa conquista não é só minha é sua também dadinha!!

Agradeço ao meu orientador Marcio Holland pela imensa paciência e ajuda na elaboração dessa tese. A minha trajetória teria sido muito mais difícil sem a sua orientação.

Agradeço aos meus colegas da FGV e do Itaú pelas sugestões ao longo da caminhada. Rubens, José Euclides, Doug e Lucas. Vocês com certeza fazem parte dessa conquista.

Resumo

Este trabalho é composto por três capítulos que se dedicam a discutir aspectos distintos a respeito do importante mercado de títulos corporativos norte-americano. No primeiro capítulo, “Mercado de Títulos Corporativos Norte-Americano: Evolução e Fatos Estilizados”, mostramos como se deu a evolução do mercado de crédito norte-americano nas últimas décadas no que diz respeito à sua relevância para a economia. Nesse estudo mostramos também as principais mudanças regulatórias que afetaram de forma relevante esse mercado nos últimos anos. Trabalhos recentes encontraram evidências de que mudanças regulatórias no mercado de títulos corporativos provocam redução dos *spreads* e diminuem a liquidez dos ativos de crédito. Finalmente, ilustramos nesse capítulo as principais correntes teóricas e alguns fatos estilizados a respeito de curvas de juros e de *spreads* de títulos corporativos.

No segundo capítulo, “Fatores Latentes Globais e Idiossincráticos na Estrutura a Termo da Curva de Juros de Títulos Corporativos”, analisamos a maneira como fatores globais e idiossincráticos influenciam a estrutura a termo das curvas de juros de emissores corporativos norte-americanos para diferentes níveis de classificação de risco, setor de atividade e período de análise. Os resultados são inéditos, pois a metodologia utilizada nunca foi aplicada anteriormente para essa classe de ativos, e indicam que a influência dos componentes latentes globais nos fatores de nível é menor quanto pior a classificação de risco. Um segundo resultado importante é que as curvas de setores de atividade distintos como o financeiro e industrial são influenciadas de maneira distinta pelos fatores globais e idiossincráticos no que diz respeito aos componentes de nível e inclinação.

No terceiro capítulo, “Estrutura a Termo da Curva de *Spreads* de Títulos Corporativos”, estudamos as variáveis que influenciaram os fatores de nível e inclinação das curvas de *spreads* corporativos nos Estados Unidos. O modelo estimado nesse estudo incorpora, ao contrário de estudos anteriores, fatores latentes das curvas de juros do tesouro e de *spreads*, variáveis macroeconômicas e setoriais. Concluímos que o componente de nível da curva de juros norte-americana afeta positivamente o nível dos *spreads*. Os resultados diferem da literatura tradicional, mas estão em linha com estudos recentes que controlam períodos de elevada volatilidade de ativos com quebras estruturais.

Palavras-chave: *Spreads*; Classificação de risco; Curva de juros; Títulos corporativos

Abstract

This work consists of three chapters dedicated to discussing different aspects of the important North American market for corporate bonds. In the first chapter, we show the evolution of the American credit market in recent decades, concerning its relevance to the economy. In this study we also show major regulatory changes that significantly affected the market in recent decades, as well as some references that indicate how these changes impacted the price and liquidity of credit assets. Finally, this chapter illustrates the main theoretical works and their contributions in the area of spreads and term structure of the corporate yield curve.

In the second chapter, "Global and Idiosyncratic Latent Factor in the Term Structure of Corporate Yield Curve Bonds", we analyze, in an unprecedented way, how global and idiosyncratic factors influence the term structure of the yield curves for corporate issuers from different ratings, activity sector and period of analysis. The results are unprecedented for this asset class because they had never been applied before to sovereign curves. The results indicate that the influence of global components decrease as the rating worsens. A second important result is that curves, for different sectors such as financial and industrial, are influenced differently by global and idiosyncratic factors regarding the level components and slope.

In the third chapter, "Term Structure of Corporate Bond Spreads Curve" we study the determinants of level and slope factors in corporate spreads in the United States from February 2002 to September 2012. The estimated model incorporates, unlike previous studies, latent factors of yield curves and treasuries spreads, macroeconomic and sectoral variables. We conclude that the level component of the treasury yield curve positively affects the level of spreads. The results differ from traditional literature, but are in line with recent studies that control periods of high assets volatility with structural breaks.

Key-words: Spreads; Ratings; Yield curves; Corporate bonds

Conteúdo

| | |
|---|-----|
| 1. MERCADO DE TÍTULOS CORPORATIVOS NORTE-AMERICANOS: EVOLUÇÃO E FATOS ESTILIZADOS..... | 9 |
| 1.1 Introdução | 10 |
| 1.2 Principais Correntes Literárias nos Estudos de Inadimplência, Determinantes de Curvas de Juros e <i>Spreads</i> de Crédito..... | 12 |
| 1.3 Evolução da Regulação do Mercado de Crédito Norte-Americano e Principais Impactos... | 17 |
| Referências Bibliográficas | 21 |
| FATORES LATENTES GLOBAIS E IDIOSINCRÁTICOS NA ESTRUTURA A TERMO DA CURVA DE JUROS DE TÍTULOS CORPORATIVOS..... | 27 |
| 2.2 Breve Resumo de Literatura..... | 30 |
| 2.3 Modelo Teórico..... | 33 |
| 2.4 Dados..... | 36 |
| 2.5 Estratégia Econométrica..... | 42 |
| 2.6 Resultados | 44 |
| 2.6.1 Decomposição da Variância..... | 48 |
| 2.6.2 Resultados para as subamostras | 49 |
| 2.7 Considerações Finais..... | 57 |
| Referências Bibliográficas | 59 |
| ESTRUTURA A TERMO DA CURVA DE <i>SPREADS</i> DE TÍTULOS CORPORATIVOS | 66 |
| 3.1 Introdução | 67 |
| 3.2 Breve Resumo de Literatura..... | 69 |
| 3.3 Modelo Teórico..... | 73 |
| 3.4 Dados..... | 78 |
| 3.5 Estratégia Econométrica..... | 87 |
| 3.6 Resultados | 91 |
| 3.7 Considerações Finais..... | 99 |
| Referências Bibliográficas | 102 |

Lista de Tabelas

| | |
|---|-----|
| Tabela 1.1 Maiores Estoques (MM de US\$) de Títulos Corporativos e Participação % no Mercado Mundial por País: 2003-2013..... | 24 |
| Tabela 2.1 Estatísticas Descritivas para as Curvas de Juros..... | 38 |
| Tabela 2.2 Estatísticas dos Fatores de Nível (lit) e Inclinação (sit)..... | 40 |
| Tabela 2.3 Análise de Componentes Principais (PCA) para os Fatores de Nível e Inclinação..... | 42 |
| Tabela 2.4 Estimativas dos Coeficientes dos Fatores Globais e Idiossincráticos | 47 |
| Tabela 2.5 Decomposição da Variância dos Fatores Locais | 48 |
| Tabela 2.6 Teste de Chow nas Equações de Nível e Inclinação Locais..... | 51 |
| Tabela 2.7 Estimativas dos Coeficientes dos Fatores Globais e Idiossincráticos: Fev2002 – Mar2008 | 54 |
| Tabela 2.8 Decomposição da Variância dos Fatores Locais: Fev2002 – Mar2008 | 55 |
| Tabela 2.9 Estimativas dos Coeficientes dos Fatores Globais e Idiossincráticos: Mar2008 – Set2012 | 56 |
| Tabela 2.10 Decomposição da Variância dos Fatores Locais: Mar2008 – Set2012 | 57 |
| Tabela 3.1 Descrição da Base de Dados..... | 80 |
| Tabela 3.2 Estatísticas Descritivas para as Curvas de Spreads | 81 |
| Tabela 3.3 Estatísticas Descritivas das Variáveis Macroeconômicas e de Cada Setor | 82 |
| Tabela 3.4 Estatísticas dos Fatores de Nível (lit) e Inclinação (sit)..... | 85 |
| Tabela 3.5 Análise de Componentes Principais (PCA) para os Fatores de Nível e Inclinação dos <i>Spreads</i> | 88 |
| Tabela 3.6 Estimativas dos Coeficientes para a Equação do Fator de Nível do <i>Spread</i> (LtS) | 95 |
| Tabela 3.7 Estimativas dos Coeficientes para a Equação do Fator de Nível do Tesouro (LtT) | 98 |
| Tabela 3.8 Teste de Wald: Restrição Conjunta de Interação entre as Variáveis | 99 |
| Tabela 3.9 Estimativa dos Coeficientes das Equações (11) e (12)..... | 107 |

Lista de Figuras

| | |
|---|-----|
| Figura 1.1 Evolução do Estoque de Títulos Corporativos nos Estados Unidos e Participação em Relação ao PIB: 2003-2013 | 25 |
| Figura 1.2 Evolução da Participação % dos Títulos de Emissores Financeiros no Estoque Total de Títulos: Estados Unidos e Mundo. | 25 |
| Figura 1.3 Evolução dos <i>Spreads</i> de Empresas sem Grau de Investimento e Taxa de Inadimplência de Empresas Norte-Americanas: 1994-2013 | 26 |
| Figura 2.1 Evolução dos Fatores de Nível..... | 41 |
| Figura 2.2 Evolução dos Fatores de Inclinação | 42 |
| Figura 2.3 Fatores Globais de Nível via Filtro de Kalman e PCA | 45 |
| Figura 2.4 Fatores Globais de Inclinação via Filtro de Kalman e PCA | 46 |
| Figura 2.5 Fatores Globais de Inclinação via Filtro de Kalman e PCA | 51 |
| Figura 2.6 Curvas de Juros do Setor Financeiro e Industrial..... | 62 |
| Figura 3.1 Evolução das Variáveis Econômicas e Setoriais..... | 83 |
| Figura 3.2 Evolução dos Fatores de Nível..... | 86 |
| Figura 3.3 Evolução dos Fatores de Inclinação | 86 |
| Figura 3.4 Evolução dos Fatores de Nível e Inclinação Estimados por Filtro de Kalman e Cálculo Amostral – Setor Financeiro | 89 |
| Figura 3.5 Evolução dos Fatores de Nível e Inclinação Estimados por Filtro de Kalman e Cálculo Amostral – Setor Industrial | 90 |
| Figura 3.6 Curvas de <i>Spread</i> do Setor Financeiro e Industrial..... | 113 |

Capítulo 1

MERCADO DE TÍTULOS CORPORATIVOS NORTE-AMERICANOS: EVOLUÇÃO E FATOS ESTILIZADOS

Resumo

Neste capítulo estudamos a evolução do mercado norte-americano de títulos corporativos nas últimas décadas e alguns fatos estilizados acerca da literatura de curvas de juros e *spreads* de títulos corporativos. O rápido crescimento desse mercado nos primeiros anos da década de 2000, a crise de 2008 e as importantes mudanças regulatórias dos últimos anos vêm atraindo pesquisadores para entender os determinantes dos *spreads* dos títulos corporativos, assim como o seu comportamento em função de mudanças regulatórias. Um importante fato estilizado da literatura de *spreads* de títulos corporativos é que a inadimplência e a liquidez são fatores relevantes na determinação dos *spreads* e que a sua influência é maior quanto pior a classificação de risco dos emissores. Uma evidência recentemente descoberta é que mudanças regulatórias que visam tornar o mercado mais transparente reduzem os *spreads* e a liquidez dos títulos.

Palavras-chave: *Spreads*; Títulos corporativos; Fatos estilizados

Abstract

In this chapter we study the evolution of the North American corporate bonds market in the last decades and some stylized facts about the yield and spreads curves from corporate bond literature. The fast growth of this market in the early 2000s, the crisis of 2008 and the important regulatory changes in recent years, have attracted researchers in order to understand the determinants of corporate bonds spreads, as well as their behavior due to regulatory changes. An important stylized fact from the corporate spreads literature is that the default and liquidity factors are relevant in determining spreads and this influence is greater the worse the rating of the issuers. A second stylized fact commonly discussed is that regulatory changes that make the market more transparent reduce spreads and liquidity of the securities.

Key-words: Spreads, Corporate bonds, Stylized facts

1.1 Introdução

Entre 2003 e 2013, o mercado global de títulos corporativos quase duplicou de tamanho, atingindo o saldo¹ de US\$ 38,4 trilhões. Segundo estudo de Tendulkar et al. (2014), o volume de emissão anual de títulos corporativos passou de US\$ 0,9 trilhões em 2000 para US\$ 3,8 trilhões em 2013, sendo que, desse total, dois terços foram emitidos por empresas não financeiras. O maior crescimento do estoque global de títulos corporativos, entretanto, ocorreu entre 2003 e 2007, com uma taxa média de 17,4%. No período entre 2007 e 2013, o estoque teve taxa de crescimento média de apenas 2,6%, ou seja, bem abaixo do período pré-crise. Um dos motivos para essa tendência deve-se ao movimento de desalavancagem dos bancos após a crise de 2008, o que implicou em menor necessidade de emissão de títulos para fazer frente aos empréstimos. Os estoques de títulos de emissores financeiros e não financeiros tiveram crescimento médio entre 2007 e 2013 de 0,7% e 9,1% respectivamente. O saldo em 2013 do setor financeiro era de US\$ 27 trilhões, contra US\$ 11,4 trilhões do setor não financeiro.

No caso dos Estados Unidos, o estoque de títulos corporativos também é bastante significativo e vem crescendo rapidamente nos últimos anos. Segundo dados do *Federal Reserve*, o estoque de títulos corporativos passou de US\$ 6,7 trilhões em 2003 para US\$ 11,1 trilhões em 2013, ou seja, o volume desse mercado teve crescimento de 64,7% em um período de dez anos e representava, em 2013, 28,9% do volume global de títulos corporativos e 26,8% do estoque² total de instrumentos de crédito nos Estados Unidos. Não se nota, entretanto, um aumento expressivo da participação do mercado de títulos corporativos no mercado de crédito norte-americano nos últimos anos. Essa relação passou de 23,5% em 2003 para 26,8% em 2013. No que diz respeito à importância no mercado global de títulos, a participação dos Estados Unidos, inclusive, teve queda, passando de 34,3% em 2003 para 28,9% em 2013. A queda dessa relação deve-se ao crescimento expressivo do mercado de títulos de outros países como, por exemplo, China, Reino Unido, França, Espanha e Itália, conforme podemos perceber na tabela 1.1 do apêndice. A importância do mercado de títulos corporativos norte-americano na economia do país, entretanto, conforme podemos ver na figura 1.1 do apêndice, cresceu bastante nos primeiros anos da década de 2000, principalmente até 2007, à medida que o volume anual de emissão de títulos foi crescendo. A relação entre o volume de títulos

¹ A fonte dos dados é o *Bank for International Settlements* (BIS), exceto para os Estados Unidos.

² Fonte: *Federal Reserve Statistical Accounts – Financial Accounts of the United States*. Não inclui os títulos emitidos pelos governos municipais, estaduais e federal. Esse número inclui empréstimos para pessoas físicas, crédito imobiliário, securitizações, empréstimos rurais, etc.

corporativos e o produto interno bruto (PIB) norte-americano cresceu até 2007, atingindo 72,8%, e caiu gradualmente ao longo dos anos pós-crise, chegando a 66,1% em 2013. A taxa de crescimento dos títulos corporativos também foi superior a dos títulos federais entre 2003 e 2007. A relação entre o crescimento do estoque dos títulos corporativos e federais mudou profundamente após a crise financeira, período em que o banco central norte-americano adotou uma política monetária profundamente expansionista com o intuito de estimular a retomada da atividade econômica. Nesse período foram tomadas diversas medidas³ com o intuito de elevar a liquidez dos bancos e, consequentemente, o crédito na economia, como, por exemplo, os *quantitative easing* (QE).

A crise financeira de 2008 também provocou uma mudança de composição setorial no estoque dos títulos corporativos norte-americanos. No período entre 2003 e 2007, os títulos do setor financeiro, conforme figura 1.2 do apêndice, tiveram participação crescente no estoque total de títulos, passando de 48,6% em 2003 para 59,4% em 2007. No período pós-crise, entretanto, a participação desse setor teve redução, atingindo 42,5% em 2013. O movimento de redução da participação do setor financeiro também ocorreu a nível global. Os títulos do setor financeiro representavam 69,3% do estoque total de títulos em 2003, passando para 77,8% em 2007 e caindo para 70,3% em 2013. A redução da importância do setor financeiro no estoque total de títulos a partir de 2007 está relacionada, por exemplo, às exigências mais rigorosas de redução de alavancagem, impostas aos bancos pelo Comitê Internacional de Basileia.

A mudança na composição do mercado de títulos corporativos entre os setores financeiro e não financeiro ao longo da última década foi relevante. A questão que fica para os próximos capítulos é se houve de fato, nesse período, uma mudança na forma como os títulos do setor financeiro e não financeiro foram influenciados por fatores globais e idiossincráticos. Uma segunda questão interessante é verificar quais variáveis afetaram de maneira significativa os *spreads*⁴ dos títulos dos emissores desses dois setores e qual a relação dos *spreads* com os movimentos da curva soberana norte-americana. No que diz respeito ao volume de emissão por nível de classificação de risco, é possível afirmar que os títulos

³ Maiores detalhes em Thornton (2012)

⁴ O *spread* de um determinado título corporativo é medido como a diferença, para o mesmo vencimento, entre a taxa de juros sem pagamento de cupom deste título e a taxa de juros dos títulos do tesouro norte-americano

classificados como grau de investimento⁵ sempre representaram a parcela predominante do total de emissão global. A predominância desses títulos, entretanto, vem diminuindo nos últimos anos segundo Tendulkar et al. (2014). No ano 2000, a emissão de títulos com grau de investimento representou 92% do volume total emitido, passando a representar 83% em 2013. A maior queda nessa relação se deu principalmente no período pós-crise de 2008. Um dos motivos foi o aumento da demanda dos investidores por títulos com maior rentabilidade diante do cenário de redução nas taxas de juros do tesouro norte-americano decorrente da política expansionista do banco central que, entre setembro de 2007 e dezembro de 2008, promoveu uma série de dez reduções na taxa básica de juros, que passou de 5,25% para 0,25%. O aumento da participação dos títulos sem grau de investimento no estoque total de títulos no período torna interessante entender se houve ou não diferença na maneira como os títulos com grau de investimento e sem grau de investimento foram influenciados. Será que os títulos sem grau de investimento foram mais influenciados por fatores idiossincráticos ou globais em relação aos títulos com grau de investimento? Será que variáveis macroeconômicas afetaram de maneira similar esses títulos segundo a classificação de risco dos emissores? Essas são questões que serão abordadas nos próximos capítulos.

1.2 Principais Correntes Literárias nos Estudos de Inadimplência, Determinantes de Curvas de Juros e *Spreads* de Crédito.

Conforme vimos na introdução deste capítulo, o crescimento dos estoques de crédito nos Estados Unidos foi bastante elevado nas últimas décadas e, naturalmente, ao longo dos anos, houve ciclos de elevação e queda da taxa de inadimplência⁶ e *spreads* das empresas norte-americanas. A literatura de *spreads* possui alguns fatos estilizados importantes, conforme descreveremos mais à frente em maiores detalhes.

Um dos fatos estilizados é que a inadimplência é um fator relevante na explicação da variação dos *spreads* e que a sua influência é maior quanto pior a classificação de risco dos emissores. Um segundo fato estilizado importante acerca dessa literatura é que componentes de mercado, como a liquidez, são relevantes para explicar *spreads* corporativos e que essa

⁵ Um título é classificado como grau de investimento se a média das notas de classificação de risco atribuída pelas três agências de classificação de risco, Moodys, Standard & Poors e Fitch, for maior ou igual a BBB-.

⁶ A taxa de inadimplência é medida pela razão entre o saldo de crédito, em atraso, acima de noventa dias e o volume total de crédito.

influência é maior para o setor financeiro. Os *spreads* de empresas do setor financeiro costumam ser mais influenciados por esse componente de liquidez. Finalmente, assim como no caso da inadimplência, a influência do fator liquidez é maior nos títulos com pior classificação de risco.

A importância dos Estados Unidos no mercado de crédito também pode ser percebida sob a ótica da taxa de inadimplência. No período⁷ entre 1981 e 2013, utilizando apenas empresas com classificação de risco atribuída pela S&P, o número de empresas inadimplidas norte-americanas representou cerca de 77%⁸ do volume global de inadimplência. Nesse período de tempo podemos detectar, conforme figura 1.3, três anos onde a taxa de inadimplência foi superior a 3%, ou seja, significativamente mais alta do que a mediana da taxa de inadimplência anual entre 1981 e 2013, que foi de 1,22%. O primeiro pico de inadimplência ocorreu em 1991, o segundo, em 2001, e o terceiro, em 2009. Interessante notar que os três picos de inadimplência foram marcados por eventos relevantes na economia norte-americana e por forte deterioração na taxa de crescimento real do produto interno bruto. No ano de 1991, segundo dados do Fundo Monetário Internacional, a economia norte-americana teve retração real de -0,07% e, nesse mesmo ano, o país enfrentava uma grave crise⁹ financeira com a insolvência de centenas de bancos. No ano de 2001, a economia cresceu em termos reais apenas 0,95%. Aquele ano foi marcado pela crise das empresas de internet e, posteriormente, pelo ataque terrorista às torres gêmeas em 11 de setembro. Finalmente, em 2009 a economia teve crescimento real negativo de 2,8% e foi marcada pela manutenção da crise financeira do *subprime*. Os picos de inadimplência ocorreram exatamente em três dos cinco¹⁰ piores anos de crescimento real do Produto Interno Bruto norte-americano entre 1981 e 2013. Podemos perceber, portanto, que os últimos picos de inadimplência nos Estados Unidos estiveram relacionados a períodos de crises econômico-financeiras caracterizadas por baixo crescimento econômico.

⁷ Utilizamos como referência o relatório da agência de classificação de risco S&P: 2013 Annual U.S. Corporate Default Study and Rating Transitions. Estatísticas anteriores a 1981 são escassas, de forma que preferimos não utilizá-las neste trabalho.

⁸ Naturalmente, por essa estatística incorporar apenas emissores com classificação de risco pela S&P, é possível que haja uma diferença relevante se considerarmos todas as empresas, independente se tinha ou não classificação de risco atribuída no momento do inadimplemento.

⁹ Maiores detalhes em: Curry, T., & Shibut, L. (2000). The Cost of the Savings and Loan Crisis. FDIC Banking Review, 13(2), 26-35

¹⁰ Os cinco piores anos foram: 1982, 1991, 2001, 2008 e 2009.

No contexto da taxa de inadimplência de empresas norte-americanas, Giesecke et al. (2011) estudam quais os fatores que explicaram a taxa de inadimplência das empresas norte-americanas entre 1866 e 2008 utilizando um modelo de mudança de regime. Segundo os autores, o retorno, a volatilidade de ações e a variação no PIB foram variáveis relevantes na explicação da variação da taxa de inadimplemento de empresas no período da amostra. Surpreendentemente, os autores não encontraram evidências de que as variações na taxa de inadimplemento das empresas influenciaram as variações nos *spreads* de crédito. Segundo os autores, os *spreads* de crédito são movidos por fatores que não fazem parte dos modelos de crédito tradicionais. Essa é uma conclusão importante, pois, intuitivamente, e analisando a figura 1.3 do apêndice, podemos perceber que os movimentos dos *spreads* são bastante alinhados com os ciclos de inadimplência. Um dos fatos estilizados comumente discutidos na literatura de ciclos de inadimplência e *spreads* é que a relação entre as duas variáveis é maior quanto pior a classificação de risco do emissor.

O risco de inadimplência não é o único componente que explica a magnitude dos *spreads* dos títulos corporativos. Existem outros componentes bastante discutidos pela literatura¹¹ de *spreads* corporativos tais como o risco de liquidez, os impostos, o risco de taxa de juros, o risco de pré-pagamento e o risco cambial. Longstaff et al. (2005) calculam a participação de alguns componentes de risco acima mencionados nos *spreads* corporativos no período entre março de 2001 e outubro de 2002 para uma amostra de sessenta e oito firmas norte-americanas. Segundo os autores, o componente de inadimplência explica 49% da magnitude dos *spreads* nos títulos de emissores com classificação AAA / AA, 53% nos títulos A, 68% para títulos BBB e 84% para títulos BB. Os autores encontraram evidências de que o risco de liquidez mensurado por medidas como a diferença entre o preço de compra e venda do título, assim como o respectivo montante em circulação, também costumam afetar os *spreads* e que essas influências são maiores quanto pior a classificação de risco do emissor do título. Um fato curioso encontrado pelos autores é que empresas do setor financeiro foram mais influenciadas no período pelo componente de liquidez do que as empresas não financeiras, o que implica que diferenças setoriais entre emissores também são relevantes na influência dos componentes de risco dos *spreads*.

¹¹ Jones et al. (1984), Elton et al. (2001), Delianedis and Geske (2001), Eom et al. (2004), Longstaff et al. (2005), Han and Zhou (2008), Huang and Huang (2012) entre outros, estudam a importância relativa do fator de risco de inadimplência e outros fatores no nível dos *spreads* corporativos.

Os resultados encontrados por Longstaff et al. (2005) estão em linha com as evidências descobertas por Collin-Dufresne et al. (2001), que concluíram que existe um fator agregado de liquidez que afeta de forma comum uma parte relevante dos movimentos dos *spreads*. Por fim, os autores não encontram evidências de que o componente impostos é relevante na explicação da magnitude e variação dos *spreads*. Recentemente, Huang and Huang (2012) utilizaram um modelo estrutural baseado em Merton (1974) e também concluíram que o fator inadimplência é maior quanto pior a classificação de risco dos emissores. Os autores, entretanto, não encontram evidências de que o fator inadimplência é o mais relevante na explicação da variação dos *spreads* nos emissores com grau de investimento como encontrado em Longstaff et al. (2005).

Finalmente, Han and Zhou (2008) também encontram evidências de que os componentes não relacionados ao risco de inadimplência crescem em termos absolutos quanto pior a classificação de risco, porém, quando calculados como uma fração do somatório de todos os componentes de risco, o risco desses componentes é menor quanto pior a classificação de risco. Os autores, assim como Huang and Huang (2012) e ao contrário de Longstaff et al. (2005), calculam que o risco dos componentes não relacionados ao risco de inadimplência contribuem com mais de 50% da explicação dos *spreads* de títulos classificados como A. Finalmente, os autores encontram evidências de que esses componentes têm relação positiva com as condições macroeconômicas, negativa com a estrutura a termo¹² dos títulos do tesouro e positiva com a volatilidade implícita do mercado de ações (VIX).

O interesse pelos fatores que influenciam os *spreads* aumentou à medida que o mercado de crédito foi tornando-se mais transparente e cada vez mais representativo na economia mundial. Um bom ponto de partida nos estudos teóricos relacionados a *spreads* de crédito é o artigo de Merton (1974). O modelo estrutural de Merton contribuiu bastante com a literatura¹³ de modelagem estrutural de precificação de crédito corporativo, havendo após esse estudo uma série de trabalhos que adaptaram ou generalizaram o modelo para os mais variados objetivos. Essa classe de modelo, de uma forma bastante resumida, visa calcular a

¹² O movimento de diminuição da inclinação da curva de juros do tesouro implica menor expectativa de crescimento econômico segundo os autores e, portanto, impactos nessa direção e para essa variável implicam em elevação dos componentes de risco associados aos títulos corporativos.

¹³ Algumas referências são: Black e Cox (1976), Brennan e Schwartz (1984), Longstaff e Schwartz (1995), Leland e Toft (1996), Duffie e Lando (2001), Collin-Dufresne e Goldstein (2001).

probabilidade de inadimplemento de uma empresa utilizando como base a respectiva estrutura de capital. O modelo estima a probabilidade de inadimplemento segundo a distância entre o valor esperado dos ativos da empresa e seu respectivo montante de dívidas. O ponto crítico para a empresa é quando essa distância torna-se o próprio patrimônio líquido. O cálculo dessa probabilidade baseia-se no modelo de Black e Scholes (1973) onde os acionistas compram uma opção baseada no valor dos ativos da empresa e onde o preço de exercício é o valor das dívidas. A opção tem valor zero quando o valor dos ativos é insuficiente para pagar os credores, considerando que o valor dos ativos segue um processo estocástico. O modelo estrutural de Merton (1974) e os seguintes que adaptaram esse estudo para o cálculo de *spreads* de crédito têm uma fundamentação teórica bastante sólida, mas a acurácia, no que diz respeito à capacidade de previsão, é baixa.

Segundo Huang e Huang (2012), os *spreads* de crédito estimados por modelos estruturais são consistentemente menores do que os observados, especialmente para títulos com grau de investimento. Eom et al. (2004) destacam que os modelos estruturais tendem a superestimar os *spreads* de crédito de títulos sem grau de investimento. A literatura mais recente dos modelos de forma reduzida,¹⁴ ao contrário dos modelos estruturais baseados em Merton (1974), não avalia explicitamente o processo de inadimplência de uma empresa, ou seja, o evento de inadimplência não depende endogenamente das características da empresa e o momento do possível inadimplemento não é previamente conhecido. Os modelos na forma reduzida tratam o evento da inadimplência, por exemplo, como um processo de Poisson onde a probabilidade de inadimplência entre um período e outro depende de variáveis exógenas que são tratadas como variáveis não continuamente observáveis como, por exemplo, as características da empresa e variáveis macroeconômicas. Segundo Jarrow e Protter (2004), os modelos na forma reduzida, pelo fato de utilizarem variáveis observadas pelo mercado, são mais eficientes para fins de modelagem de preços de títulos e de derivativos de crédito.

Diferentemente dos modelos estruturais baseados no artigo de Merton (1974) e dos modelos na forma reduzida baseados nos estudos de Jarrow et al. (1995), a literatura¹⁵ dos modelos de fatores que se baseiam no estudo de Nelson e Siegel (1987) é bastante popular no

¹⁴ Algumas referências são: Jarrow et al. (1995), Lando (1998), Duffe e Singleton (1999) e Hull e White (2000).

¹⁵ Algumas referências são: Litterman e Scheinkman (1991), Svensson (1994), Landschoot (2004), Diebold e Li (2006), Diebold, Rudebusch e Aruoba (2006), Yu e Salvards (2009), Christensen e Lopez (2012), entre outros.

que diz respeito à capacidade de previsibilidade e parcimônia, embora não tenha uma fundamentação teórica tão definida como a dos modelos estruturais e da forma reduzida. Segundo Diebold e Li (2006), os modelos baseados em Nelson e Siegel (1987) utilizam três fatores originalmente tratados como componentes de longo, curto e médio prazo e que, segundo os autores, podem ser definidos respectivamente como o nível, a inclinação e a curvatura da curva de juros. Uma característica importante descrita pelos autores é que os modelos da classe de Nelson e Siegel (1987) são capazes de reproduzir alguns fatos estilizados relevantes da curva de juros como, por exemplo, o fato de que as taxas de curto prazo são mais voláteis e menos persistentes do que as de longo prazo. Esses modelos também são flexíveis o suficiente para permitir que as curvas de juros assumam diversas formas ao longo do tempo, como, por exemplo, inclinações positivas ou negativas e diferentes formas de curvatura que variam dependendo do valor dos parâmetros de cada componente.

1.3 Evolução da Regulação do Mercado de Crédito Norte-Americano e Principais Impactos

No que diz respeito à regulação, o mercado norte-americano de títulos de crédito também se desenvolveu bastante, passando por diversas mudanças ao longo dos últimos oitenta anos. A relevância das mudanças regulatórias nas últimas décadas permitiu a identificação de algumas evidências importantes relacionadas ao impacto dessas mudanças nos *spreads* e volume de negociação de títulos corporativos. Uma evidência é que mudanças regulatórias que têm como objetivo dar maior transparência ao mercado de títulos provocam redução de *spreads* e diminuem a diferença dos preços de compra e venda dos títulos. Um segundo efeito das mudanças regulatórias é que elas provocam reduções no volume de negociação dos títulos, ou seja, diminuem a liquidez do mercado. Finalmente, uma última evidência relevante é que mudanças regulatórias costumam influenciar de maneira mais significativa títulos de emissores sem grau de investimento no que diz respeito a *spreads* e liquidez.

No período entre o início da década de vinte e meados da década de quarenta uma parte relevante do estoque de títulos municipais (e mais tarde de títulos corporativos) era negociado na NYSE (*New York Stock Exchange*). A entrada em vigor de leis que exigiam maior nível de transparência na negociação dos títulos fez com que o volume de títulos

negociados na NYSE despendesse ao longo da década de trinta e quarenta. A *Securities Act* de 1933 exigia basicamente que títulos emitidos para o público em geral deveriam ser registrados na SEC (*Securities and Exchange Commission*), contendo informações sobre a emissão, o emissor (acionistas, dados de balanço auditados, etc) e os distribuidores dos títulos.

Nos anos seguintes uma série de leis foram sendo elaboradas como, por exemplo, a *Trust Indenture Act of 1939*, que exige um acordo formal entre os emissores e investidores no momento da emissão. Nesse acordo devem constar os direitos e obrigações das contrapartes envolvidas na negociação, de forma a deixar claro os riscos envolvidos na transação. Segundo Biais et al. (2007), a implantação da *Securities Act* de 1933 foi um evento que contribuiu com o aumento dos custos de transação e, conseqüentemente, a migração da negociação dos títulos da NYSE para mercados de balcão¹⁶. Os autores concluem também que a implantação dessas leis impactou profundamente a liquidez dos títulos corporativos. No mesmo período, houve um crescimento da participação relativa de investidores institucionais, que têm maior eficiência de custo na negociação de títulos no mercado de balcão. Uma terceira conclusão encontrada é que, à medida que os investidores institucionais tornam-se mais relevantes no mercado de títulos, maiores são os custos de transação para investidores do varejo.

Recentemente duas novas leis elevaram o nível de segurança dos investidores. No ano de 2002 foi aprovada a *Sarbanes-Oxley Act*, que tem como objetivo, entre outras coisas, aumentar a transparência na divulgação das informações financeiras, regulamentar as atividades de auditoria e combater a fraude das empresas em suas atividades de divulgação de informações aos investidores. No mês de janeiro de 2001, a SEC aprovou lei exigindo que a NASD (*National Association of Securities Dealers*) registrasse todas as negociações de títulos que tivessem sido emitidos em oferta pública na TRACE (*Trade Reporting and Compliance Engine*), passando a exigir maior grau de transparência na negociação de preço dos títulos corporativos. A introdução do TRACE ocorreu em três fases entre 2002 e 2006. No ano de 2002, apenas títulos com grau de investimento e volume emitido acima de US\$ 1 bilhão passaram a ter que ser registrados, assim como os cinquenta títulos sem grau de investimento mais representativos. O tempo máximo para registro nesse ano era de setenta e cinco minutos. No ano seguinte, todos os títulos com grau de investimento com volume acima de US\$ 100 milhões passaram a ter que ser registrados. Finalmente, em 2006, todos os títulos emitidos em

¹⁶ Descrito na literatura estrangeira como *Over the Counter (OTC)*.

oferta pública passaram a ter que ser registrados com tempo máximo para registro de quinze minutos.

Segundo Bessembinder et al. (2008), a introdução do TRACE reduziu a diferença nos preços de compra e venda dos títulos, aumentou a transparência nas negociações, porém reduziu o volume de negociação, dado que os intermediários passaram a ter menos propensão a oferecer negociações de títulos. Goldstein et al. (2006) estimaram o impacto de medidas de aumento de transparência no mercado de títulos corporativos. Segundo os autores, medidas que elevam a transparência do mercado são relativamente raras no caso do mercado de títulos e provocam redução no nível dos *spreads* e no volume de negociação. Recentemente, Asquith et al. (2013) encontraram evidências de que títulos com pior qualidade de crédito são mais impactados no que diz respeito à redução da liquidez decorrente da introdução de medidas que elevam a transparência do mercado. Uma das razões para essa conclusão é que títulos de pior qualidade costumam sofrer maior diminuição no nível dos *spreads* no advento de eventos que provocam maior transparência, como no caso da implantação do TRACE, e, nesse sentido, há menor propensão por parte dos intermediadores de manter essas emissões em estoque. A redução do volume de negociação tende a tornar o preço dos títulos menos sensível e mais defasado em relação ao surgimento de informações de mercado. Eventos como o TRACE, segundo os autores, tendem a diminuir o número de títulos disponíveis para os investidores na medida em que os intermediários financeiros não têm incentivo em negociar e manter em estoque todas as emissões do mercado. Finalmente, em 2010 foi aprovada a *Dodd-Frank Wall Street Reform and Consumer Protection Act*, que tem uma série de objetivos como, por exemplo, a restrição da alavancagem dos bancos, a limitação na negociação de títulos corporativos em tesouraria, a regulamentação das agências de classificação de risco com exigência da existência de documentos formais sobre o processo de atribuição de classificação de risco para qualquer emissão que tenha classificação, a regulamentação de produtos financeiros, a maior exigência de governança corporativa para as empresas, entre outros.

Neste capítulo, portanto, apresentamos a evolução nos últimos anos do mercado de títulos corporativos norte-americano no que diz respeito ao crescimento do estoque, composição por setor e importância para a economia. Nas últimas décadas, em função do crescimento desse mercado, uma série de mudanças regulatórias ocorreram e impactaram de forma relevante a transparência do mercado. Uma evidência encontrada em estudos recentes

indica que mudanças regulatórias reduzem *spreads*, mas também reduzem a liquidez dos títulos de uma forma geral. Neste capítulo apresentamos ainda alguns fatos estilizados a respeito da literatura de *spreads* corporativos. Um fato estilizado importante é que a taxa de inadimplência e a liquidez são fatores relevantes na determinação dos *spreads* e que a influência desses fatores é maior quanto pior a classificação de risco dos emissores.

Nos próximos dois capítulos responderemos algumas questões importantes a respeito de curva de juros e *spreads* de títulos de empresas norte-americanas. No capítulo dois, por exemplo, tentaremos responder qual foi o grau de influência de fatores globais e idiossincráticos na curva de juros de empresas norte-americanas entre 2000 e 2012 e qual a relação entre essa influência e a classificação de risco das empresas. Uma segunda questão importante que discutiremos é se os setores são influenciados de forma semelhante por fatores idiossincráticos e se essa influência se altera em períodos de maior volatilidade.

No terceiro capítulo aproveitamos para responder questões relacionadas aos determinantes dos componentes das curvas de *spreads* de empresas norte-americanas. Nele discutiremos, por exemplo, se a relação entre o nível das curvas do tesouro e de *spreads* foi negativa no período de análise, conforme resultados da literatura recente, ou se o período de análise, com a inclusão da crise de 2008-2009, influenciou os resultados. Analisamos também qual a relação entre variáveis macroeconômicas, setoriais e *spreads*. O modelo de determinação de *spreads* estimado nesse capítulo é mais completo que os recentes da literatura, pois incorpora variáveis latentes associadas aos fatores das curvas de juros do tesouro e de *spreads* das empresas, tal qual Christensen et al. (2012), e também variáveis macroeconômicas e setoriais, como em Duffee (1998), Collin-Dusfrene et al. (2001), Landschoot (2004) e Krishnan et al. (2007).

Referências Bibliográficas

- ASQUITH, P., COVERT, T. R. 2013. The Effects of Mandatory Transparency in Financial Market Design: Evidence from the Corporate Bond Market. *NBER Working Paper* No. 19417.
- BESSEMBINDER, H., MAXWELL, W. 2008. Transparency and the Corporate Bond Market. *Journal of Economic Perspectives*.
- BIAIS, B., GREEN, R. C. 2007. The Microstructure of the Bond Market in the 20th Century. *IDEI Working Paper*, No. 482.
- BLACK, F., COX, J. 1976. Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions. *Journal of Finance*, 31, 351-367.
- BLACK, F., SCHOLES, M. 1973. The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81, 637-59
- BRENNAN, M. J., SCHWARTZ, E. S. 1984. Valuation of corporate claims: Optimal Financial Policy and Firm Valuation. *Journal of Finance*, 39, 593-609.
- CETIN, U., JARROW, R., PROTTER, P. 2004. Liquidity Risk and Arbitrage Pricing Theory. *Finance and Stochastics*, 8, 311–341.
- CHRISTENSEN, J. H. E., LOPEZ, J. A. 2012. Common Risk Factors in the U.S. Treasury and Corporate Bond Markets: An Arbitrage-free Dynamic Nelson-Siegel Modeling Approach. FRB of San Francisco Working in Progress.
- COLLIN-DUFRESNE, P., GOLDSTEIN, R. 2001. Do Credit Spreads Reflect Stationary Leverage Ratios? *Journal of Finance*, 56, 1929-1957.
- CURRY, T., SHIBUT, L. 2000. The Cost of the Savings and Loan Crisis: Truth and Consequences. *FDIC Banking Review*, No 13.
- DELIANEDIS, G., GESKE, R. 2001. The components of corporate credit spreads: Default, Recovery, Tax, Jumps, Liquidity, and Market Factors. *UCLA Working Paper* No 22-01
- DIEBOLD, F. X., LI, C. 2006. Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields. *Journal of Econometrics*, 130, 337-364.

- DIEBOLD, F. X., RUDEBUSCH, G. D., ARUOBA, S. B. 2006. The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach. *Journal of Econometrics*, 131, 309–338.
- DUFFIE, D., LANDO, D. 2001. Term Structure of Credit Spreads with Incomplete Accounting Information. *Econometrica*, 69, 633-664.
- DUFFIE, D., SINGLETON, K. 1999. Modeling Term Structure of Defaultable Bonds. *Review of Financial Studies*, 12, 687-720.
- ELTON, E., GRUBER, M. AGRAWAL, G. D., MANN, C. 2001. Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds. *Journal of Finance*, 56, 247-277.
- EOM, Y. H., HELWEGE, J., HUANG, J. Z. 2004. Structural Models of Corporate Bond Pricing: An Empirical Analysis. *Review of Financial Studies*, 17, 499–544.
- BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM. 2014. Flow of Funds, Balance Sheets, and Integrated Macroeconomic Accounts. Financial Accounts of the United States.
- GIESECKE, K., LONGSTAFF, F. S. S., STREBULAIEV, I. 2011. Corporate Bond Default Risk: A 150-Year Perspective. *Journal of Financial Economics*, 50, 102-232.
- GOLDSTEIN, M. A., HOTCHKISS, E. S., SIRRI, E. R. 2006. Transparency and Liquidity: A Controlled Experiment on Corporate Bonds. *Boston Meetings Paper*.
- HUANG, J. Z., ZHOU, H. 2008. Specification Analysis of Structural Credit Risk Models. San Francisco Meetings Paper.
- HUANG, J., HUANG, M. 2012. How Much of the Corporate-Treasury Yield Spread is Due to Credit Risk? *Review of Asset Pricing Studies*, vol 2, No 2.
- HULL, J., WHITE, A. 2000. Valuing Credit Default Swaps: No Counterparty Default Risk. *Journal of Derivatives* 8, 29–40.
- JARROW, P. R., TURNBULL, S. 1995. Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Default Risk. *Journal of Finance*, 50, 53-86.
- JONES, E., MASON, S., ROSENFELD, E. 1984. Contingent Claims Analysis of Corporate Capital Structures: An Empirical Analysis. *Journal of Finance*, 39, 611-625.

LANDO, D. 1998. On Cox Processes and Credit Risky Securities. *Review of Derivatives Research*, 2, 99-120.

LANDSCHOOT. 2004. Determinants of euro term structure of credit spreads. *European Central Bank*, 397.

LELAND, H., TOFT, K. 1996. Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy, and the Term Structure of Credit Spreads. *Journal of Finance*, 51, 987-1019.

LITTERMAN, R., SCHEINKMAN, J. 1991. Common factors affecting bond returns. *Journal of Fixed Income*, 1, 54–61.

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*, 53, 60-2213.

LONGSTAFF, F., SCHWARTZ, E. 1995. Valuing Risky Debt: A New Approach. *Journal of Finance*, 789-820.

MERTON, R.C. 1974. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *Journal of Finance*, 29, 449-470.

NELSON, C. R., SIEGEL, A. F. 1987. Parsimonious Modeling of Yield Curves. *Journal of Business*, 60, 473–489.

Standard and Poors. 2013. Annual U.S. Corporate Default Study and Rating Transitions.

SVENSSON, L. E. O. 1994. Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992 – 94. *IWF Working Paper* No.114.

TENDULKAR, R., HANCOCK, G. 2014. Corporate Bond Markets: A Global Perspective. *OICU-IOSCO Working Paper*, v. 1.

THORNTON, D. L. 2012. The Federal Reserve's Response to the Financial Crisis: What It Did and What It Should Have Done. *FRB of St. Louis Working Paper* No. 050A.

YU, W. C., Salyards, D. 2009. Parsimonious Modeling and Forecasting of Corporate Yield Curve. *Journal of Forecasting*, 28, 73-88.

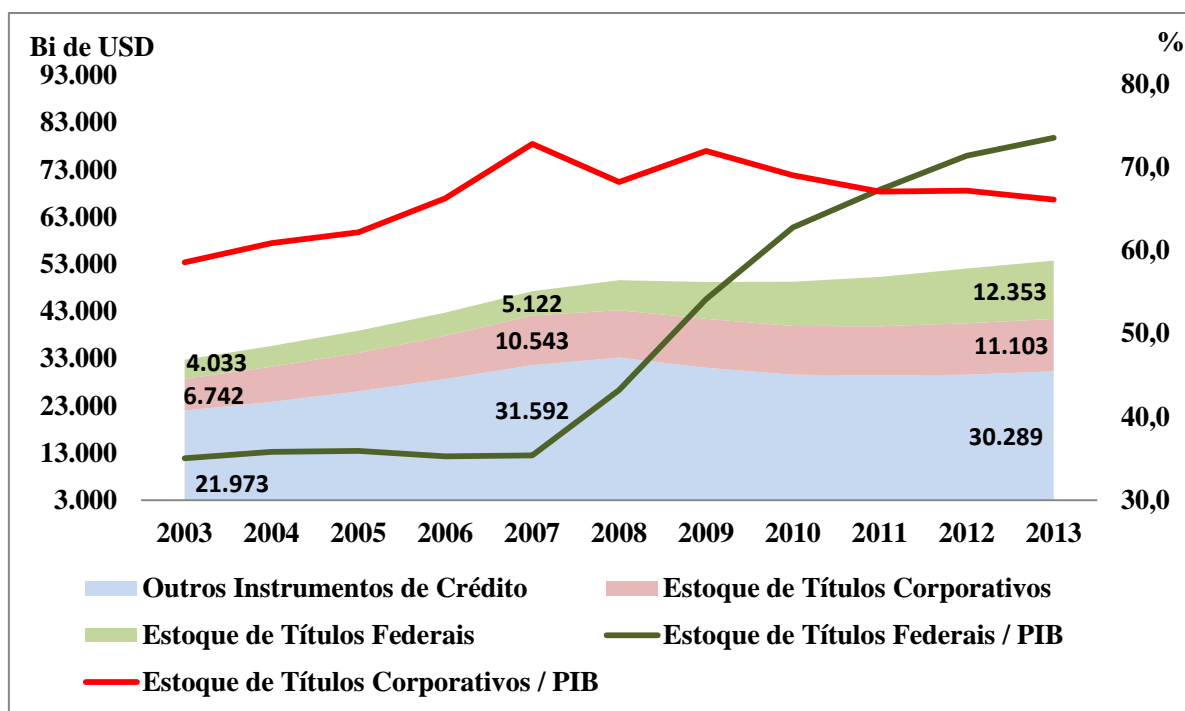
Apêndice

Tabela 1.1 Maiores Estoques (Bi de US\$) de Títulos Corporativos e Participação % no Mercado Mundial por País: 2003-2013.

| País | 2003 | % | 2007 | % | 2013 | % |
|-----------------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|--------------|
| Estados Unidos | 6.742 | 34,3 | 10.543 | 31,6 | 11.103 | 28,9 |
| Reino Unido | 1.848 | 9,4 | 3.670 | 11,0 | 3.495 | 9,1 |
| Japão | 3.168 | 16,1 | 3.479 | 10,4 | 3.226 | 8,4 |
| China | 199 | 1,0 | 1.061 | 3,2 | 2.587 | 6,7 |
| França | 1.166 | 5,9 | 2.019 | 6,1 | 2.493 | 6,5 |
| Alemanha | 2.147 | 10,9 | 2.940 | 8,8 | 2.102 | 5,5 |
| Holanda | 973 | 5,0 | 1.727 | 5,2 | 1.903 | 4,9 |
| Itália | 693 | 3,5 | 1.250 | 3,8 | 1.683 | 4,4 |
| Austrália | 497 | 2,5 | 1.104 | 3,3 | 1.312 | 3,4 |
| Espanha | 264 | 1,3 | 1.403 | 4,2 | 1.255 | 3,3 |
| Irlanda | 83 | 0,4 | 374 | 1,1 | 1.042 | 2,7 |
| Canadá | 438 | 2,2 | 665 | 2,0 | 894 | 2,3 |
| Luxemburgo | 94 | 0,5 | 138 | 0,4 | 833 | 2,2 |
| Dinamarca | 359 | 1,8 | 665 | 2,0 | 746 | 1,9 |
| Suécia | 201 | 1,0 | 436 | 1,3 | 657 | 1,7 |
| Outros | 770 | 3,9 | 1.838 | 9,4 | 3.140 | 16,0 |
| Total | 19.642 | 100,0 | 33.313 | 100,0 | 38.470 | 100,0 |

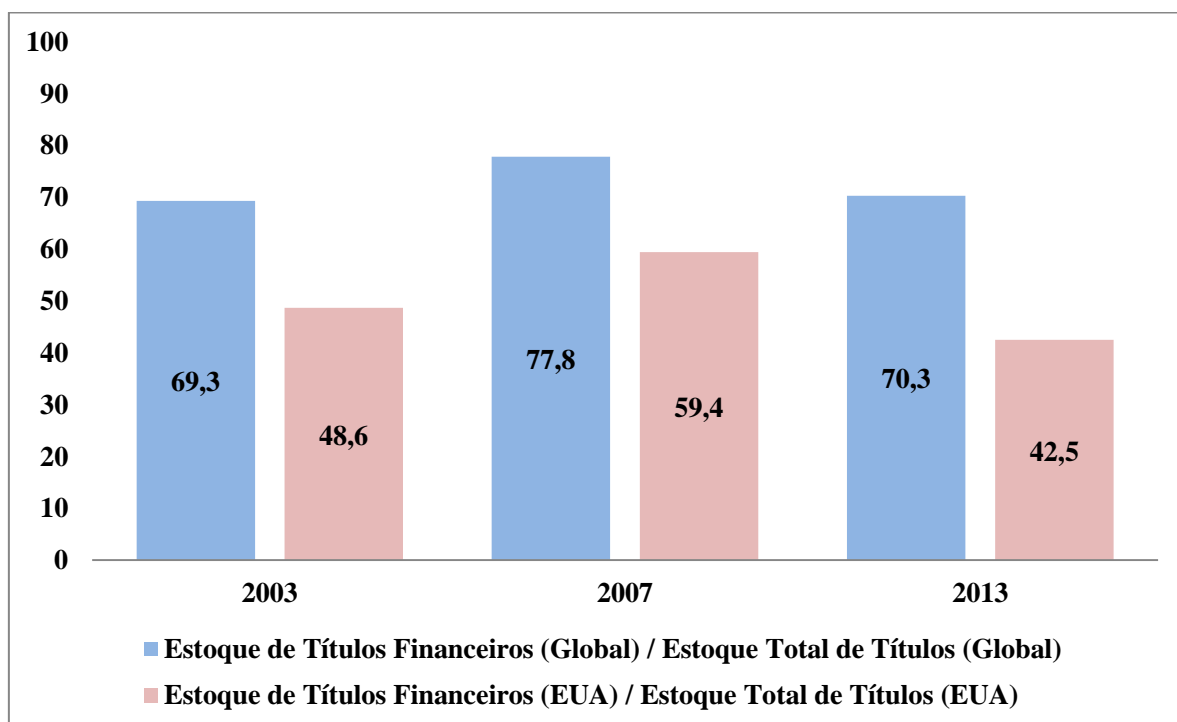
Fonte: *U.S Federal Reserve e Bank for International Settlements (BIS)*. Elaboração Própria.

Figura 1.1 Evolução do Estoque de Títulos Corporativos nos Estados Unidos e Participação em Relação ao PIB: 2003-2013



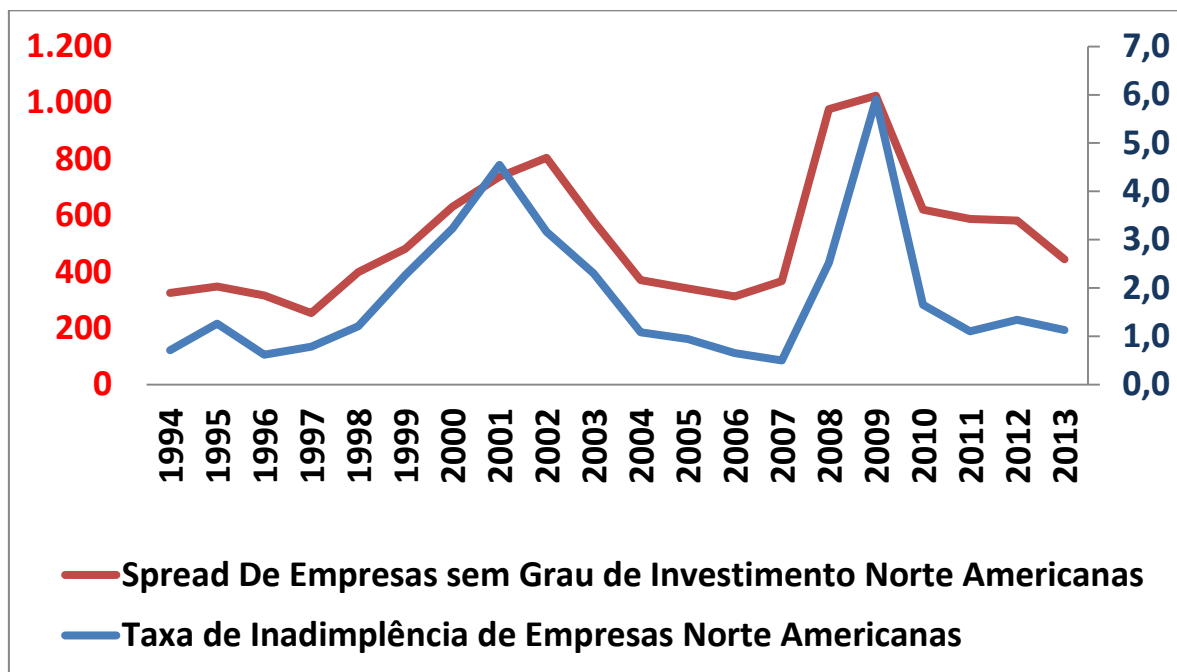
Fonte: Federal Reserve e Fundo Monetário Internacional (FMI). Elaboração Própria.

Figura 1.2 Evolução da Participação % dos Títulos de Emissores Financeiros no Estoque Total de Títulos: Estados Unidos e Mundo.



Fonte: U.S Federal Reserve e Bank for International Settlements (BIS) . Elaboração Própria.

Figura 1.3 Evolução dos *Spreads*¹⁷ de Empresas sem Grau de Investimento e Taxa de Inadimplência¹⁸ de Empresas Norte-Americanas: 1994-2013



Fonte: Bloomberg Option Adjusted Spread of the Barclays High Yield Bond Index e S&P. Elaboração Própria.

¹⁷ O *spread* de um determinado título corporativo é medido como a diferença, para o mesmo vencimento, entre a taxa de juros sem pagamento de cupom deste título e a taxa de juros dos títulos do tesouro norte-americano

¹⁸ A taxa de inadimplência é medida pela razão entre o saldo de crédito, em atraso, acima de noventa dias e o volume total de crédito.

Capítulo 2

FATORES LATENTES GLOBAIS E IDIOSSINCRÁTICOS NA ESTRUTURA A TERMO DA CURVA DE JUROS DE TÍTULOS CORPORATIVOS

Resumo

Neste capítulo buscamos verificar a influência dos fatores globais e dos idiossincráticos na curva de juros de empresas norte-americanas. A técnica econométrica utilizada foi a do filtro de Kalman, que permite estimarmos a influência dos fatores latentes globais e idiossincráticos nos fatores de nível e inclinação das curvas de juros das empresas. A aplicação da metodologia de Diebold et al. (2008), embora bastante utilizada para curvas de juros soberanas, é inédita para empresas, permitindo-nos, assim, obter resultados igualmente interessantes para essa classe de ativos. A conclusão mais importante deste capítulo é que, conforme varia a classificação de risco e o setor de atividade de cada curva de juros, existe uma diferença relevante na influência dos fatores globais e idiossincráticos no nível das curvas de juros. Uma segunda conclusão é que a influência dos fatores globais e idiossincráticos no nível e inclinação das curvas de juros varia conforme o período amostral.

Palavras-chave: Filtro de Kalman; Fatores globais; Classificação de risco; Curvas de juros

Abstract

In this chapter we verify the influence of global and idiosyncratic factors in North American corporate yield curves. The econometric technique used was the Kalman filter that allows estimating the influence of latent global and idiosyncratic factors in the level and slope of corporate yield curves. The methodology of Diebold et al. (2008), although largely used for sovereign curves, is unprecedented for companies, allowing us to obtain interesting results for this asset class. The most important conclusion of this study is that the influence of global and idiosyncratic factors varies according to the rating and the activity sector of each yield curve. A second important conclusion is that the magnitude of the influence of global factors and idiosyncratic in the level and slope of yield curves varies according to the sample period.

Key-words: Kalman filter; Global factors; Ratings; Yield curves

2.1 Introdução

O volume de crédito na forma de títulos nos Estados Unidos tinha um saldo¹⁹ total em dezembro de 2013 de US\$ 11,1 trilhões. Essa saldo representa aproximadamente 66,1% do Produto Interno Bruto norte-americano. No período entre 2000 e 2008, o volume de crédito foi inclusive superior ao saldo de títulos do Tesouro norte-americano. Desde 2003, o volume de crédito corporativo na forma de títulos teve crescimento acumulado até 2013 de 64,7%, tornando-se cada vez mais relevante na economia.

No ano de 2002, enquanto essa classe de ativos tornava-se cada vez mais relevante, a introdução do TRACE²⁰ provocou uma mudança bastante significativa no mercado. A partir da introdução do TRACE, os *dealers* passaram a ser obrigados a reportar para a *National Association of Security Dealers* todas as transações envolvendo títulos corporativos emitidos em oferta pública, o que permitiu maior transparência e liquidez para o mercado. Nos últimos anos, com o crescimento desse mercado, as agências²¹ de classificação de risco também tiveram papel bastante ativo no que diz respeito à análise do risco de crédito das empresas norte-americanas e globais, acompanhando a tendência de maior transparência desse mercado com a introdução do TRACE. Segundo relatório²² da agência de classificação de risco *Standard & Poors* (S&P), no período de dezembro de 2002 a dezembro de 2013, a taxa de variação na classificação de risco das empresas (*upgrades* ou *downgrades*) foi de aproximadamente 30%. Os movimentos de *upgrades* ou *downgrades* das agências de classificação de risco são importantes na medida em que influenciam a taxa de juros implícita do título de uma empresa e a respectiva expectativa da probabilidade de inadimplimento.

Um dos objetivos gerais deste estudo é avaliar se existe diferença na magnitude em que fatores latentes globais ou idiossincráticos afetam as curvas dos títulos corporativos norte-americanos por nível de classificação de risco. Resultados não homogêneos no que diz respeito ao grau dessa influência por classificação de risco implicam que os movimentos de *upgrades* ou *downgrades* das agências de risco influenciam de fato as curvas de juros dos títulos corporativos. Neste estudo, utilizamos como base os modelos de componentes para

¹⁹ Fonte: *Federal Reserve Statistical Accounts – Financial Accounts of the United States*

²⁰ Transaction Reporting and Compliance Engine

²¹ Moody's, Standard & Poors e Fitch.

²² 2013 Annual Global Corporate Default Study and Rating Transitions.

verificar a influência de variáveis latentes globais e idiossincráticas nos fatores de nível e inclinação da curva de juros de títulos de empresas norte-americanas,

Os modelos de componentes da literatura²³ de estrutura a termo são bastante populares do ponto de vista prático, uma vez que a sua capacidade de previsão e parcimônia supera a dos modelos tradicionais de não arbitragem e dos modelos de equilíbrio na grande maioria dos estudos empíricos relacionados ao tema da estrutura a termo da curva de juros de títulos soberanos. A importância dos modelos de componentes é tal que diversos países reportam estimativas da estrutura a termo das suas respectivas curvas de juros nos relatórios²⁴ do *Bank for International Settlements* utilizando a metodologia de componentes.

A literatura de modelos de estrutura a termo das taxas de juros é extensa e pode ser dividida em duas classes principais além do modelo de componentes descrito acima: modelos de não arbitragem e modelos de equilíbrio e afins. Os modelos de equilíbrio²⁵ investigam a dinâmica da taxa de juros estimando equações nas quais as taxas são funções lineares de fatores não observados com parâmetros que podem ser calculados a partir de um sistema de equações diferenciais. Esses modelos, embora sejam bastante robustos do ponto de vista teórico, possuem fraquezas no que diz respeito à estimação, visto que são sobreparametrizados, o que exige a elaboração de restrições para a estimação dos parâmetros, que muitas vezes podem não ter sentido econômico, prejudicando, assim, a estimação e a previsibilidade dos fatores.

Os modelos de não arbitragem²⁶, por sua vez, visam estimar perfeitamente, através de análise *cross-section* ou, mais recentemente, temporal, a estrutura a termo de um título de forma a garantir que não exista arbitragem, conceito fundamental em modelos de precificação de derivativos.

²³ Algumas referências importantes nesse tema são: Nelson e Siegel (1987), Litterman e Scheinkman (1991), Svensson (1994), Diebold e Li (2006), Diebold, Rudebusch e Aruoba (2006).

²⁴ Bank for International Settlements (BIS), Basle (2005). Zero-Coupon Yield Curves, technical documentation. Os modelos mais utilizados pelo BIS são os Nelson e Siegel (1987), Svensson (1994), Diebold e Li (2006) e Diebold, Rudebusch e Aruoba (2006).

²⁵ Maiores detalhes em: Vasicek (1977), Cox e Ross (1985) e Duffie e Kan (1996).

²⁶ Maiores detalhes em: Hull e White (1990), Heath e Morton (1992) e, mais recentemente, em Christensen, Diebold e Rudebusch (2011), que mesclam o rigor matemático dos modelos de equilíbrio com a aplicabilidade dos modelos de componentes.

2.2 Breve Resumo de Literatura

A dificuldade em termos de aplicabilidade dos modelos de equilíbrio demandou o surgimento de classes de modelos que fossem capazes de replicar com parcimônia as principais características da estrutura a termo das curvas de juros. O modelo de componentes de Nelson e Siegel (1987) surgiu com o objetivo de atender essa demanda não preenchida pelos modelos de equilíbrio. Os autores estudam o comportamento da taxa de juros do Tesouro norte-americano em dados mensais entre janeiro de 1981 a Outubro de 1983 desenvolvendo um modelo de três componentes/fatores para explicar os movimentos de 30 pares de taxa e maturidade de títulos sem pagamento de cupom do Tesouro dos Estados Unidos. Os autores descrevem esses fatores como sendo a representação da estrutura de curto, médio e longo prazo da curva de juros. A estimativa dos coeficientes é feita através de mínimos quadrados ordinários para cada período do tempo. Os autores concluem que a classe de modelo desenvolvida por eles é muito eficiente na estimação e previsão dos movimentos da curva de juros, descreve bem o formato da curva, além de ser parcimonioso, algo inédito na literatura.

A consistência da aplicabilidade do modelo de Nelson e Siegel (1987) foi testada nos anos seguintes pelo estudo Litterman e Scheinkman²⁷ (1991). Utilizando dados semanais de títulos entre janeiro de 1984 e junho de 1988, os autores mostram que, para uma ampla classe de curvas de juros, a variação dos retornos pode ser explicada por apenas três fatores: nível, inclinação e curvatura. Um segundo ponto de destaque explorado pelos autores é a eficiência dessa metodologia na aplicação de hedge de portfólios de títulos de renda fixa. A estimação desses três fatores para fins de hedge é defendida como sendo mais eficiente que o hedge de *duration* tradicionalmente usado no mercado financeiro.

A literatura sobre estrutura a termo de curvas de juros continuou avançando nos anos seguintes, porém, não houve avanços significativos no surgimento de modelos capazes de prever os movimentos futuros das taxas de juros. O artigo de Diebold e Li (2006) trouxe um avanço importante nessa questão. Os autores estendem o modelo de Nelson e Siegel (1987) para a forma dinâmica de um modelo auto-regressivo de ordem um, AR(1), usando um procedimento de dois passos. O primeiro passo consiste em estimar os três fatores de curto, médio e longo prazo que os autores denominam de nível, inclinação e curvatura, como em Litterman e Scheinkman (1991). O segundo passo consiste na estimação de um AR(1) para

²⁷ Os autores foram os primeiros a interpretar a curva de juros como função de três fatores: Nível, Inclinação e Curvatura.

cada fator estimado no primeiro passo. A metodologia desenvolvida possui propriedades teóricas desejáveis com boa aplicação prática e capacidade de previsão, como, por exemplo, a imposição de que o fator de desconto tenda a zero à medida que a maturidade do título se aproxima. Os autores têm êxito em demonstrar com clareza que os três fatores de Nelson e Siegel (1987) são o nível, a inclinação e a curvatura da curva de juros de um título sem pagamento de cupom. A maior falha, segundo os autores dessa classe de modelos, é a não imposição da não existência de arbitragem. Diebold e Li (2006), entretanto, julgam que tal restrição não melhora significativamente a capacidade de previsão dos modelos.

O modelo de componentes dinâmicos desenvolvido por Diebold e Li (2006) não considera a possibilidade de correlação entre os fatores na medida em que cada fator segue a dinâmica de um AR (1). Diebold et al. (2006) corrigem essa falha permitindo que os fatores locais sejam correlacionados de forma que a dinâmica escolhida para tal correção seja a de um vetor auto-regressivo de ordem um, VAR (1), ao invés de um AR (1). Um segundo destaque é que o estudo incorpora variáveis macroeconômicas na estrutura do VAR (1) de forma a verificar a interação entre estas variáveis e os fatores de nível, inclinação e curvatura. Os autores encontram fortes evidências de que as variáveis macroeconômicas impactam as curvas futuras de juros, porém o inverso não se mostra verdadeiro, ou seja, as variáveis de nível, inclinação e curvatura pouco afetam os indicadores macroeconômicos.

Os estudos anteriores trouxeram avanços consideráveis na literatura de modelos de componentes na medida em que agregaram ao modelo de Nelson e Siegel (1987) a capacidade de previsão de taxas de juros e a possibilidade de os componentes serem correlacionados no tempo e com variáveis macroeconômicas através da estrutura de um VAR (1). Não houve, entretanto, avanço na forma de interação entre curvas de juros de países diferentes, por exemplo. Diebold et al. (2008), com o objetivo de preencher essa lacuna, estendem os estudos de Diebold et al. (2006) para um caso multivariado de países desenvolvidos (Estados Unidos, Reino Unido, Japão e Alemanha), incorporando a possibilidade de existência de fatores globais latentes que expliquem os movimentos comuns das curvas de juros desses países. Os autores estimam os fatores globais através de um sistema de equações na forma de espaço-estado, estimando as variáveis latentes globais e idiossincráticas pelo método de simulação de Monte Carlo em Cadeias de Markov (MCMC). Os resultados indicam que os fatores globais foram importantes para explicar a movimentação das curvas de juros dos países da amostra no período de 1985 a 2005.

Um conceito teórico bastante utilizado pela literatura de estrutura a termo das curvas é a não possibilidade de arbitragem entre os diferentes vértices de uma curva de juros. Esse conceito tornou-se mais relevante à medida que o mercado de títulos foi tornando-se maior e mais transparente. O modelo de componentes de Nelson e Siegel (1987) e os demais falham ao não garantir implicitamente a não arbitragem. O êxito do estudo de Christensen et al. (2011) é o de incorporar a metodologia de não arbitragem de Duffie e Kan (1996) aos modelos da classe de Nelson e Siegel (1987). O estudo de Christensen et al. (2011) agrega todas as qualidades relacionadas aos modelos de Diebold et al. (2006) no que diz respeito à interação de variáveis, correlação e previsibilidade, porém se baseia também num modelo de imposição de não arbitragem através da adição de um fator de correção temporal que garante as propriedades teóricas de não arbitragem ao longo do tempo.

As diversas crises econômicas das últimas décadas afetaram bastante as curvas de juros no que diz respeito ao nível, inclinação e curvatura das séries. A possibilidade de quebras estruturais nos componentes da classe de modelos de Nelson e Siegel (1987) é elevada, principalmente se considerarmos os períodos com maior volatilidade de cada crise econômica. O estudo de Zantedeschi et al. (2011) tem grande apelo empírico nesse sentido, pois inclui testes de verificação de existência de mudanças de regimes em séries de taxa de juros utilizando como base a metodologia dos modelos de Diebold et al. (2006). Os autores mostram que nos períodos de maior volatilidade na economia norte-americana, tais como o início da década de 70, os anos de 80-81 e o período de 95-2000, o modelo indica elevados níveis de probabilidade de mudança de regime.

Neste estudo utilizamos como base o modelo de Diebold et al. (2008), que, por sua vez, como vimos, baseia-se nos estudos anteriores de Nelson e Siegel (1987) e Diebold et al. (2006). O objetivo geral é analisar a maneira como fatores globais, da forma como descritos por Diebold et al. (2008), afetam as curvas de juros de títulos corporativos para cada nível de classificação de risco e setor de atividade. A técnica econométrica utilizada foi a do filtro de Kalman, que permite estimarmos a influência dos fatores latentes globais e idiossincráticos nos fatores de nível e inclinação das curvas de juros das empresas. A aplicação da metodologia de Diebold et al. (2008) para o importante mercado de títulos corporativos é inédita no sentido que os estudos recentes baseados nesses autores deram ênfase apenas às curvas soberanas.

O estudo está organizado da seguinte forma. Na seção 2.3 explicamos as principais características do modelo teórico de Diebold et al. (2008). A seção 2.4 apresenta os dados

utilizados na estimação do modelo teórico, assim como estimativas dos fatores das curvas de juros utilizando o modelo de Diebold et al. (2006). Na seção 2.5 explicamos a estratégia econométrica utilizada, ou seja, o uso de componentes principais para permitir a inicialização do filtro de Kalman. Finalmente, nas seções 2.6 e 2.7 apresentamos os principais resultados das estimativas e concluímos.

2.3 Modelo Teórico

O modelo geral de Diebold et al. (2008) pode ser descrito pelas equações abaixo:

$$y_{it}(\tau) = l_{it} + s_{it} \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + c_{it} \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) + v_{it}(\tau) \quad (1)$$

Onde,

$y_{it}(\tau)$ é a taxa de juros com maturidade τ do emissor i no período t .

l_{it} , s_{it} e c_{it} são fatores locais do nível, inclinação²⁸ e curvatura, respectivamente, do emissor i no período t , conforme descrito por Diebold e Li (2006).

λ é o fator de decaimento que maximiza a curvatura de y_{it} para τ igual a 30 meses, conforme Diebold e Li (2006)²⁹. O valor de λ quando isso acontece é 0,0609.

$v_{it}(\tau)$ são os distúrbios da equação com média zero e variância $\sigma_i^2(\tau)$

Os fatores locais de cada emissor i da equação (1) são calculados neste estudo segundo o modelo de espaço-estado de Diebold et al. (2006), conforme abaixo. Segundo os autores, a estimação dos coeficientes locais por um passo único é superior ao modelo de dois passos de Diebold e Li (2006) em função de todos os parâmetros serem estimados simultaneamente, garantindo correta inferência dos mesmos.

$$\begin{pmatrix} l_t - \mu_L \\ s_t - \mu_S \\ c_t - \mu_C \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} l_{t-1} - \mu_L \\ s_{t-1} - \mu_S \\ c_{t-1} - \mu_C \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(L) \\ \eta_t(S) \\ \eta_t(C) \end{pmatrix} \quad (2)$$

²⁸ A inclinação descrita como s_{it} na equação (1) é a diferença entre a taxa de juros de curto prazo e a de longo prazo.

²⁹ O valor de λ que maximiza a curvatura de y_{it} para τ igual a 30 meses é 0,0609. Assumindo esse valor, a equação (1) torna-se linear. Os valores iniciais utilizados por Diebold e Li (2006) dos termos l_{it} , s_{it} e c_{it} para inicialização do filtro de kalman são obtidos através da regressão por mínimos quadrados ordinários para cada período de tempo.

A equação (2) é definida como a de transição. A equação (3) é a de medida e relaciona N maturidades com os três fatores locais não observáveis da equação (2).

$$\begin{pmatrix} y_t(\tau_1) \\ y_t(\tau_2) \\ \vdots \\ y_t(\tau_N) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\tau_1\lambda}}{\tau_1\lambda} & \frac{1-e^{-\tau_1\lambda}}{\tau_1\lambda} & -e^{-\tau_1\lambda} \\ 1 & \frac{1-e^{-\tau_2\lambda}}{\tau_2\lambda} & \frac{1-e^{-\tau_2\lambda}}{\tau_2\lambda} & -e^{-\tau_2\lambda} \\ & & \ddots & \\ 1 & \frac{1-e^{-\tau_N\lambda}}{\tau_N\lambda} & \frac{1-e^{-\tau_N\lambda}}{\tau_N\lambda} & -e^{-\tau_N\lambda} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} l_t \\ s_t \\ c_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t(\tau_1) \\ \varepsilon_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \varepsilon_t(\tau_N) \end{pmatrix} \quad (3)$$

Numa notação vetorial as equações (2) e (3) podem ser descritas segundo a forma abaixo:

$$(f_t - \mu) = A(f_{t-1} - \mu) + \eta_t \quad (4)$$

$$y_t = \Lambda f_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Diebold et al. (2006) assumem que os distúrbios das equações (2) e (3) seguem distribuição normal, são ortogonais entre si e em relação aos valores iniciais de f_t .

$$\begin{pmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \sim WN \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q & 0 \\ 0 & H \end{pmatrix} \right], \quad (6)$$

$$E(f_0 \eta_t) = 0, \quad (7)$$

$$E(f_0 \varepsilon_t) = 0. \quad (8)$$

Onde a matriz H é definida como diagonal e a Q , não diagonal. A hipótese da matriz Q não ser diagonal significa que os distúrbios da equação (4) são correlacionados.

As taxas de juros globais não observadas são descritas conforme equação (9):

$$Y_t(\tau) = L_t + S_t \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + V_t(\tau) \quad (9)$$

Onde,

$Y_t(\tau)$ é a curva de juros global que afeta todos os emissores para o período t e maturidade τ .

L_t , S_t e C_t são fatores globais do nível, inclinação e curvatura da curva global de juros.

$V_t(\tau)$ são os distúrbios da equação global com média zero e variância $\sigma^2(\tau)$

Diebold et al. (2008) omitem o termo de curvatura na especificação do modelo. A baixa disponibilidade de dados para maturidades curtas e longas para os países utilizados na amostra e a não relação com fundamentos macroeconômicos são as principais justificativas para a escolha. Os dados utilizados nesse estudo possuem as mesmas fragilidades dos usados por Diebold et al. (2008) e, portanto, também não utilizaremos o termo de curvatura.

A dinâmica dos fatores globais segue um processo definido segundo um VAR (1).

$$\begin{pmatrix} L_t \\ S_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} \\ S_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} U_t^L \\ U_t^S \end{pmatrix}, \quad (10)$$

Onde os distúrbios U_t^n possuem variância tal que $EU_t^n U_t^{n'} = (\sigma^n)^2$ para $n = \bar{n}$ e $t = \bar{t}$ e 0 caso contrário, $n = l, s$.

Os fatores locais de cada emissor i , por sua vez, são função dos fatores globais.

$$l_{it} = \alpha_i^l + \beta_i^l L_t + \varepsilon_{it}^l \quad (11a)$$

$$s_{it} = \alpha_i^s + \beta_i^s S_t + \varepsilon_{it}^s \quad (11b)$$

Onde $\{\varepsilon_{it}^l, \varepsilon_{it}^s\}$ podem ser interpretados como fatores idiossincráticos com média zero de cada país em função da inclusão dos termos constantes $\{\alpha_i^l, \alpha_i^s\}$. Os distúrbios ou fatores idiossincráticos das equações (11a) e (11b) seguem um VAR(1), assim como os fatores globais.

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{it}^l \\ \varepsilon_{it}^s \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{it-1}^l \\ \varepsilon_{it-1}^s \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{it}^l \\ u_{it}^s \end{pmatrix} \quad (12)$$

Onde u_{it}^l e u_{it}^s possuem variância igual a $(\sigma_t^n)^2$ para $n = \hat{n}$, $t = \hat{t}$, $i = \hat{i}$ e 0 caso contrário, $n = l$, s . Uma segunda restrição é que os distúrbios das equações (10) e (12) são ortogonais, ou seja, $EU_t^n u_{i,t-s}^{\hat{n}} = 0$ para todo n, \hat{n}, i, \hat{i} e $s, n = l, s$.

A aplicação do modelo de Diebold et al. (2008) para títulos corporativos é inédita na literatura e permite verificarmos questões relevantes. Primeiramente, permite verificar qual a relação dos fatores globais de nível e inclinação nos respectivos fatores locais, medida pelos coeficientes $\{\beta_i^l, \beta_i^s\}$ conforme equações (11a) e (11b). A segunda utilidade é a verificação do grau de persistência dos fatores idiossincráticos $\{\varepsilon_{it}^l, \varepsilon_{it}^s\}$ na determinação dos fatores locais de cada emissor. Finalmente, e talvez a mais importante aplicação dessa metodologia, ela permite verificar se existe diferença na influência dos fatores globais e idiossincráticos considerando a classificação de risco de cada emissor e o setor de atividade.

2.4 Dados

Os emissores utilizados neste estudo são empresas dos setores financeiro e industrial norte-americanos. A escolha desses dois setores está relacionada ao fato de serem setores bastante distintos, sendo o primeiro intimamente ligado ao lado monetário da economia e o segundo, ao lado real. Uma segunda justificativa para a escolha dos dois setores está relacionada à importância dos mesmos na economia. A atividade do setor financeiro impacta a disponibilidade de crédito para as empresas, assim como as decisões de política monetária. O setor industrial, por sua vez, tem grande relevância na geração de empregos e produção da economia.

As curvas agregadas de juros dos setores industrial e financeiro consistem nos títulos sem pagamento de cupom e sem cláusula de resgate antecipado. No total são utilizados seis índices de curvas agregadas de juros disponibilizadas pela *Bloomberg*³⁰, cada uma com uma classificação de risco e setor definido. Cada curva agregada de juros é composta por curvas de juros individuais de emissores com mesma classificação de risco, de forma que o somatório ponderado pelo volume de emissão da curva de juros de cada emissor define a curva agregada.

³⁰ Maiores Detalhes sobre a metodologia de geração de curvas da Bloomberg estão no apêndice D e no relatório de Michael Lee: Bloomberg Fair Value Market Curves – International Bond Market Conference 2007, Taipei

Para o setor financeiro, são três curvas agregadas com classificação de risco³¹ BBB+, A e AA. No setor industrial são mais três curvas com classificações BB, BBB e A. A *Bloomberg* calcula a classificação de cada emissor segundo a média das classificações das três agências de classificação (Moody's, Fitch e S&P) para cada emissor. Cada curva agregada contém um número de curvas individuais de emissores com mesma classificação de risco. Infelizmente não foi possível obter as três curvas com a mesma classificação de risco para os setores industrial e financeiro. É possível comparar, entretanto, as curvas de classificação A e BBB do setor industrial com as curvas de classificação A e BBB+³² do setor financeiro, respectivamente. Os resultados da aplicação da metodologia deste trabalho para a classificação BB, que descreve emissores sem grau de investimento pelas agências de risco ou *junk*, segundo o mercado, embora não sejam comparáveis com nenhuma classificação do setor financeiro, são importantes pois permitem a comparação com as curvas de melhor classificação do próprio setor industrial.

As informações obtidas compreendem o período de fevereiro de 2002 a setembro de 2012 em bases semanais. O período amostral inclui, portanto, a crise financeira de 2008, que naturalmente, pela sua magnitude, afetou de forma significativa as curvas de juros no que diz respeito ao nível, inclinação e curvatura das séries. A escolha desse intervalo de tempo permite a aplicação da metodologia de Diebold et al. (2008) para um período pré-crise e um que contemple a crise para comparação dos resultados e possíveis consequências da crise na estrutura a termo das curvas de juros.

As maturidades utilizadas para cada uma das seis curvas³³ fornecidas pela *Bloomberg* são de 3,6,12, 24,36,48, 60, 84, 96, 108 e 120 meses. As taxas de juros para as maturidades de 9,15,18,21,30 e 72 meses foram calculadas pelo método de interpolação cúbica desenvolvido por McCulloch³⁴ (1971, 1975) e utilizado por Brenna e Xia (2006). No total são utilizadas 17 maturidades, como em Diebold et al. (2008). A tabela 2.1, a seguir, resume as principais informações a respeito dos dados.

Podemos perceber, através da tabela 2.1, que as curvas de juros tiveram inclinação positiva na média do período e que a volatilidade é maior quanto menor a maturidade. Pode-

³¹ Não foi possível, por indisponibilidade de informação da *Bloomberg*, obter a curva de classificação de risco BB para o setor financeiro.

³² A classificação BBB+ do setor financeiro é muito próxima da classificação BBB. Ambas as classificações estão dentro de um mesmo grupo denominado *Low Investment Grade* pelas agências de classificação de risco.

³³ Os gráficos de cada uma das seis curvas estão no apêndice.

³⁴ Maiores detalhes sobre a metodologia de interpolação cúbica estão no apêndice.

se dizer também que todas as séries são altamente persistentes no tempo, o que implica que as séries podem não ser estacionárias. Finalmente, as séries indicam que a média da taxa de juros no período de análise foi maior para o setor financeiro do que para o industrial, assim como a volatilidade. Um dos motivos para essa evidência é que a crise norte-americana de 2008 impactou de forma mais profunda o setor financeiro em função do aumento expressivo da alavancagem desse setor nos anos que antecederam a crise.

Tabela 2.1 Estatísticas Descritivas para as Curvas de Juros

| Maturidade (meses) | Média | Desvio Padrão | Mín | Máx | Assimetria | Curtose | $\hat{\rho}$ (1) | $\hat{\rho}$ (12) | $\hat{\rho}$ (30) |
|------------------------|-------|------------------|------|-------|------------|---------|------------------|-------------------|-------------------|
| Financeiro BBB+ | | | | | | | | | |
| 12 | 3,83 | 1,69 | 1,71 | 9,86 | 0,92 | 3,55 | 0,99 | 0,87 | 0,61 |
| 60 | 5,39 | 1,43 | 3,11 | 11,40 | 1,49 | 6,39 | 0,98 | 0,81 | 0,48 |
| 120 | 6,40 | 1,47 | 4,09 | 12,72 | 1,97 | 7,48 | 0,98 | 0,82 | 0,49 |
| Financeiro A | | | | | | | | | |
| 12 | 2,97 | 1,69 | 0,56 | 6,73 | 0,30 | 1,69 | 0,99 | 0,9 | 0,71 |
| 60 | 4,53 | 1,23 | 1,63 | 8,24 | 0,00 | 3,18 | 0,98 | 0,82 | 0,58 |
| 120 | 5,51 | 1,04 | 3,05 | 9,98 | 0,74 | 5,24 | 0,98 | 0,76 | 0,45 |
| Financials AA | | | | | | | | | |
| 12 | 2,76 | 1,72 | 0,44 | 6,71 | 0,33 | 1,61 | 0,99 | 0,91 | 0,73 |
| 60 | 4,30 | 1,21 | 1,58 | 7,92 | -0,08 | 2,83 | 0,98 | 0,82 | 0,59 |
| 120 | 5,32 | 0,96 | 2,90 | 9,77 | 0,61 | 5,76 | 0,97 | 0,7 | 0,43 |
| Industrials BB | | | | | | | | | |
| 12 | 5,07 | 1,63 | 2,20 | 10,94 | 0,81 | 4,10 | 0,99 | 0,82 | 0,46 |
| 60 | 6,55 | 1,50 | 3,98 | 12,54 | 1,24 | 5,45 | 0,99 | 0,82 | 0,48 |
| 120 | 7,69 | 1,47 | 5,11 | 13,59 | 1,66 | 6,59 | 0,98 | 0,8 | 0,47 |
| Industrial BBB | | | | | | | | | |
| 12 | 3,31 | 1,50 | 0,84 | 5,89 | 0,12 | 1,64 | 0,99 | 0,92 | 0,76 |
| 60 | 4,64 | 1,10 | 2,08 | 7,29 | -0,48 | 2,55 | 0,98 | 0,82 | 0,6 |
| 120 | 5,65 | 0,87 | 3,39 | 8,49 | -0,19 | 3,40 | 0,97 | 0,75 | 0,51 |
| Industrial A | | | | | | | | | |
| 12 | 2,70 | 1,66 | 0,34 | 5,63 | 0,24 | 1,72 | 0,99 | 0,94 | 0,81 |
| 60 | 4,00 | 1,20 | 1,26 | 6,33 | -0,54 | 2,35 | 0,98 | 0,84 | 0,67 |
| 120 | 5,03 | 0,85 | 2,49 | 7,43 | -0,74 | 3,86 | 0,97 | 0,73 | 0,49 |

Fonte: Bloomberg. Elaboração Própria

A tabela 2.2, a seguir, contém as estimativas dos fatores de nível e inclinação calculados conforme a metodologia de Diebold et al. (2006). O cálculo dos fatores são necessários para poder estimar a equação de espaço-estado de Diebold et al. (2008) conforme mencionamos antes. Os fatores de nível mostraram-se decrescentes com a classificação de risco, ou seja, para um mesmo setor, quanto pior a classificação, maior é o fator de nível. Esse resultado é esperado, dado que, quanto pior a classificação, maior o prêmio exigido pelos investidores. O fator de inclinação mostrou-se negativo para todas as curvas e um fato interessante é que a inclinação para o setor financeiro pouco varia com a classificação de risco, diferente do observado para o setor industrial, cuja inclinação diminui à medida que a classificação melhora. Essa evidência implica que os investidores exigiram ao longo dos anos um diferencial de prêmio maior entre os títulos de longo prazo e curto prazo para o setor financeiro do que para o industrial. A crise financeira de 2008 pode ser uma das razões dessa evidência. Nos anos que compreenderam a crise financeira, bancos antes considerados *Too Big to Fail*³⁵ pelo mercado financeiro tiveram a sua percepção de risco bastante alterada no auge da crise.

³⁵ Termo costumeiramente utilizado pelo mercado financeiro para se referir à crença de que quando uma instituição é muito grande em termos de tamanho de ativos, por exemplo, é provável que o governo dê assistência para evitar a falência e potenciais efeitos danosos na economia.

Tabela 2.2 Estatísticas dos Fatores de Nível (l_{it}) e Inclinação (s_{it})

| Fator | Média | Desvio Padrão | Mín | Máx | Assimetria | Curtose | $\hat{\rho}$ (1) | $\hat{\rho}$ (12) | $\hat{\rho}$ (30) |
|------------------------|-------|---------------|-------|-------|------------|---------|------------------|-------------------|-------------------|
| Financeiro BBB+ | | | | | | | | | |
| $\hat{l}_{i,t}$ | 7,46 | 1,42 | 5,38 | 12,97 | 1,62 | 5,58 | 0,99 | 0,82 | 0,54 |
| $\hat{s}_{i,t}$ | -3,70 | 1,78 | -7,58 | -0,46 | 0,29 | 2,10 | 0,99 | 0,92 | 0,78 |
| Financeiro A | | | | | | | | | |
| $\hat{l}_{i,t}$ | 6,50 | 1,07 | 4,08 | 10,58 | 0,58 | 4,17 | 0,99 | 0,74 | 0,48 |
| $\hat{s}_{i,t}$ | -3,71 | 1,92 | -6,23 | -0,12 | 0,55 | 1,88 | 0,99 | 0,93 | 0,80 |
| Financeiro AA | | | | | | | | | |
| $\hat{l}_{i,t}$ | 6,40 | 0,97 | 3,99 | 10,15 | 0,39 | 4,32 | 0,98 | 0,72 | 0,42 |
| $\hat{s}_{i,t}$ | -3,78 | 2,02 | -6,35 | 0,10 | 0,54 | 1,88 | 0,99 | 0,93 | 0,78 |
| Industrial BB | | | | | | | | | |
| $\hat{l}_{i,t}$ | 9,90 | 1,56 | 7,73 | 16,13 | 1,73 | 6,79 | 0,99 | 0,79 | 0,50 |
| $\hat{s}_{i,t}$ | -4,94 | 1,56 | -7,89 | -2,32 | 0,07 | 1,80 | 0,99 | 0,87 | 0,62 |
| Industrial BBB | | | | | | | | | |
| $\hat{l}_{i,t}$ | 6,81 | 0,91 | 4,28 | 8,89 | -0,11 | 2,68 | 0,98 | 0,82 | 0,58 |
| $\hat{s}_{i,t}$ | -3,58 | 1,75 | -6,04 | -0,26 | 0,63 | 1,99 | 0,99 | 0,94 | 0,80 |
| Industrial A | | | | | | | | | |
| $\hat{l}_{i,t}$ | 6,08 | 0,91 | 3,47 | 8,74 | -0,61 | 3,91 | 0,98 | 0,71 | 0,46 |
| $\hat{s}_{i,t}$ | -3,19 | 1,74 | -5,73 | 0,18 | 0,59 | 1,95 | 0,99 | 0,93 | 0,78 |

A figura 2.1 mostra a evolução dos fatores de nível, estimados pela metodologia de Diebold et al. (2006), de cada uma das seis curvas de juros. Podemos verificar que, para todas as curvas, o fator de nível atinge seu valor máximo no período da crise norte-americana. Naturalmente, o prêmio de risco exigido pelos investidores nesse período elevou-se bastante em função da piora nas métricas de crédito das empresas e bancos. Após a crise os prêmios de risco diminuiriam gradualmente, conforme mostra a figura.

A figura 2.2 mostra a evolução dos fatores de inclinação, estimados pela metodologia de Diebold et al. (2006), de cada uma das seis curvas de juros. O fator de inclinação, medido como a diferença entre a taxa de juros de curto prazo e a de longo prazo, atinge valor próximo de zero no período da crise norte-americana. Esse movimento indica que, nesse período, a diferença entre o prêmio de risco de um título de curto prazo e um de longo prazo atingiu valor próximo de zero. Isso ocorre quando a aversão ao risco dos investidores no curto prazo aumenta significativamente, não havendo preferência entre curto e longo prazo por conta da elevada expectativa de inadimplimento.

Finalmente, as duas figuras permitem verificarmos a existência de elevada correlação entre os fatores locais de nível e inclinação para as séries do setor financeiro e industrial, assim como visto em Diebold et al. (2008) para o caso soberano. Essa correlação implica que certamente existe um fator latente global que explica as movimentações comuns das séries de nível e inclinação.

Na tabela 2.3 mostramos os resultados da estimação, via análise de componentes principais, dos fatores latentes globais que explicam os movimentos comuns dos fatores de nível e inclinação do setor financeiro e industrial. Podemos verificar, pela tabela 2.3, que o primeiro componente do fator de nível explica 85% da variação das seis séries e, somando-se o segundo componente, o grau de explicação sobe para 95%. No caso da inclinação, o primeiro componente explica 92% da variação das seis séries de inclinação e, somando-se o segundo componente, o grau de explicação sobe para 98%. Os resultados implicam que o primeiro componente, tanto para o nível quanto para inclinação, é dominante e, portanto, representa bem o fator latente nessa análise preliminar.

Figura 2.1 Evolução dos Fatores de Nível

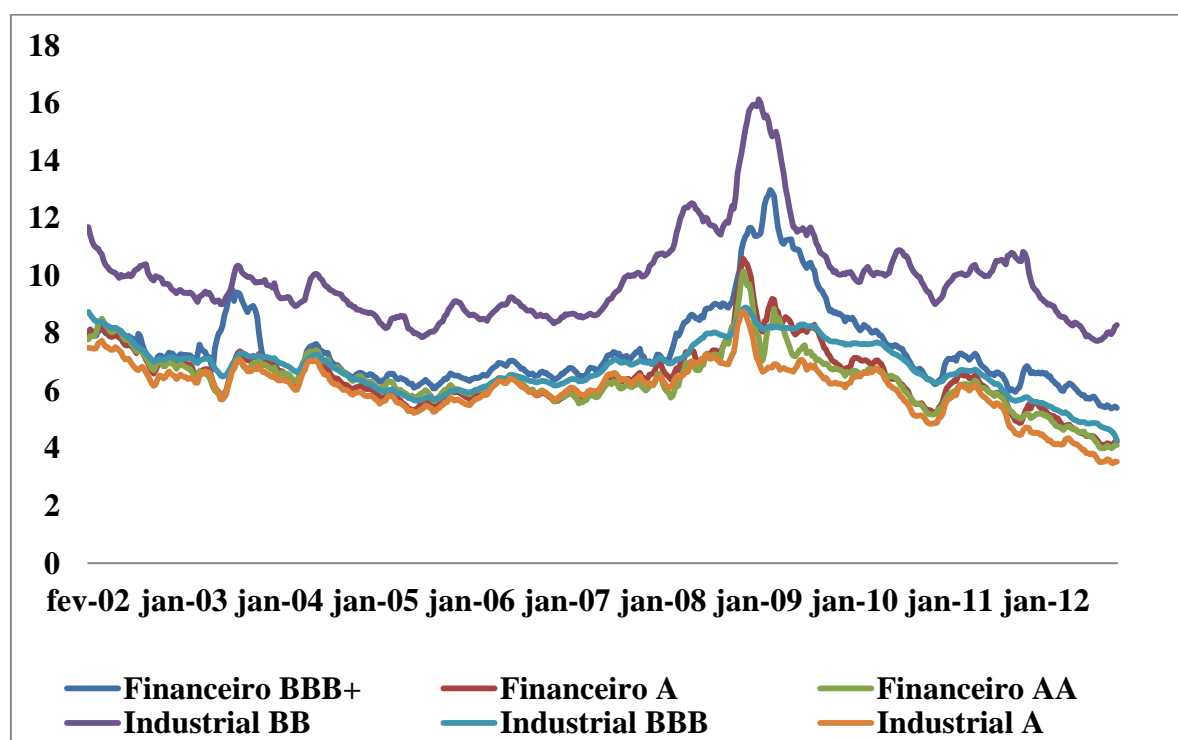


Figura 2.2 Evolução dos Fatores de Inclinação

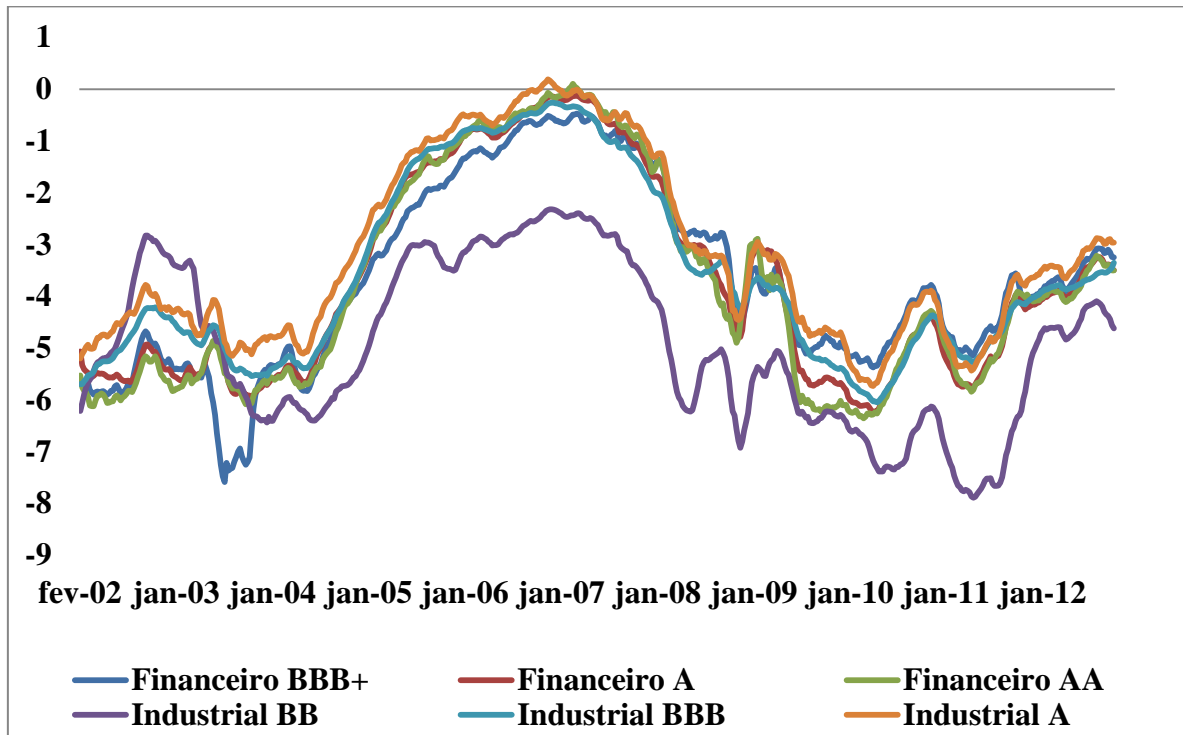


Tabela 2.3 Análise de Componentes Principais (PCA) para os Fatores de Nível e Inclinação

| Sector Industrial + Sector Financeiro | | | | |
|--|------------|------------|------------|------------|
| Fator de Nível | | | | |
| | PC1 | PC2 | PC3 | PC4 |
| Autovalor | 5,15 | 0,57 | 0,12 | 0,09 |
| Variância Prop | 0,85 | 0,09 | 0,02 | 0,01 |
| Variância Prop Acum | 0,85 | 0,95 | 0,97 | 0,99 |
| Fator de Inclinação | | | | |
| Autovalor | 5,54 | 0,38 | 0,04 | 0,01 |
| Variância Prop | 0,92 | 0,06 | 0,00 | 0,00 |
| Variância Prop Acum | 0,92 | 0,98 | 0,99 | 0,99 |

2.5 Estratégia Econométrica

A estimação dos fatores latentes globais e dos idiossincráticos das seis curvas de juros definidas no banco de dados segue a sugestão de dois passos de Diebold et al. (2008). A estimação dos fatores é feita através da aplicação de filtro de Kalman no sistema de equações de espaço-estado das séries observadas de componentes locais de nível e inclinação e variáveis latentes globais e idiossincráticas não observadas de cada curva. As equações (11a)

e (11b) representam as equações de espaço e as equações (10) e (12) representam as equações de estado.

O primeiro passo consiste na estimação dos fatores de nível e inclinação utilizando metodologia de Diebold et al. (2006), conforme equações (1) a (8), uma vez que a estimação das equações de espaço-estado via filtro de Kalman exige que condições iniciais sejam definidas. O segundo passo consiste na estimação dos coeficientes das equações (10) e (12).

A estimação dos coeficientes da equação (10) é feita utilizando-se análise de componentes principais no fator de nível e inclinação estimados no primeiro passo, obtendo-se uma aproximação dos fatores globais de nível e inclinação respectivamente, conforme tabela 2.3. Finalmente, obtém-se a matriz de coeficientes da equação (10) via estimação de um VAR(1), conforme abaixo:

$$\begin{pmatrix} L_t^{PCA} \\ S_t^{PCA} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11}^{PCA} & \phi_{12}^{PCA} \\ \phi_{21}^{PCA} & \phi_{22}^{PCA} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1}^{PCA} \\ S_{t-1}^{PCA} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} U_t^l \\ U_t^s \end{pmatrix} \quad (13)$$

Onde,

U_t^l e U_t^s possuem variância³⁶ tal que $EU_t^n U_t^{n'} = (\sigma^n)^2$, para $n = \hat{n}$, $t = \hat{t}$, e 0 caso contrário, $n = l, s$. Adicionalmente assume-se que a esperança dos distúrbios é igual a zero. $EU_t^n U_t^{n'} = (\sigma^n)^2$.

A partir das estimativas dos fatores globais é possível obter estimativas dos distúrbios das equações (11a) e (11b) e, conseqüentemente, estimativas da matriz de coeficientes da equação (12) através de um VAR (1), conforme abaixo:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{it}^l \\ \varepsilon_{it}^s \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varphi_{11}^{PCA} & \varphi_{12}^{PCA} \\ \varphi_{21}^{PCA} & \varphi_{22}^{PCA} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{it-1}^l \\ \varepsilon_{it-1}^s \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{it}^l \\ u_{it}^s \end{pmatrix} \quad (14)$$

Onde,

u_{it}^l e u_{it}^s possuem variância igual a $(\sigma_i^n)^2$ para $n = \hat{n}$, $t = \hat{t}$, $i = \hat{i}$ e 0 caso contrário, $n = l, s$.

³⁶ Assumimos que a variância dos distúrbios da equação treze, $(\sigma^n)^2$, é igual a um. Essa restrição segue a sugestão de Diebold et al. (2008) que por sua vez se baseou em Sargent e Sims (1977) e Stock e Watson (1989).

Assumindo que os resíduos das equações (13) e (14) não são correlacionados, utiliza-se como valor inicial para inicialização do filtro de Kalman apenas o componente auto-regressivo dos coeficientes³⁷, ou seja, as estimativas de ϕ_{ii}^{PCA} para $i = 1, 2$ e $\phi_{i,11}^{PCA}$ e $\phi_{i,22}^{PCA}$ para $i = 1, 2, \dots, N$.

Uma segunda restrição imposta é que os distúrbios das equações (13) e (14) são ortogonais entre si, ou seja, $EU_t^n u_{i,t-s}^{\hat{n}} = 0$ para todo n, \hat{n}, i, \hat{i} e $s, n = 1, s$.

Assumindo que o parâmetro de decaimento exponencial λ é igual a 0,0609, conforme Diebold e Li (2006), o total de parâmetros a serem estimados para o modelo de seis curvas é igual a 50. São 24 parâmetros ($\alpha_i^l, \alpha_i^s, \beta_i^l, \beta_i^s$) das equações (11a e 11b), 2 parâmetros ($\phi_{11}^{PCA}, \phi_{22}^{PCA}$) da equação (13), 12 parâmetros ($\phi_{i,11}^{PCA}, \phi_{i,22}^{PCA}$) da equação (14) e 12 parâmetros que correspondem aos desvios padrões σ_i^n da equação (14). No total são 50 parâmetros estimados cujos valores iniciais são definidos para aplicação do filtro de Kalman.

2.6 Resultados

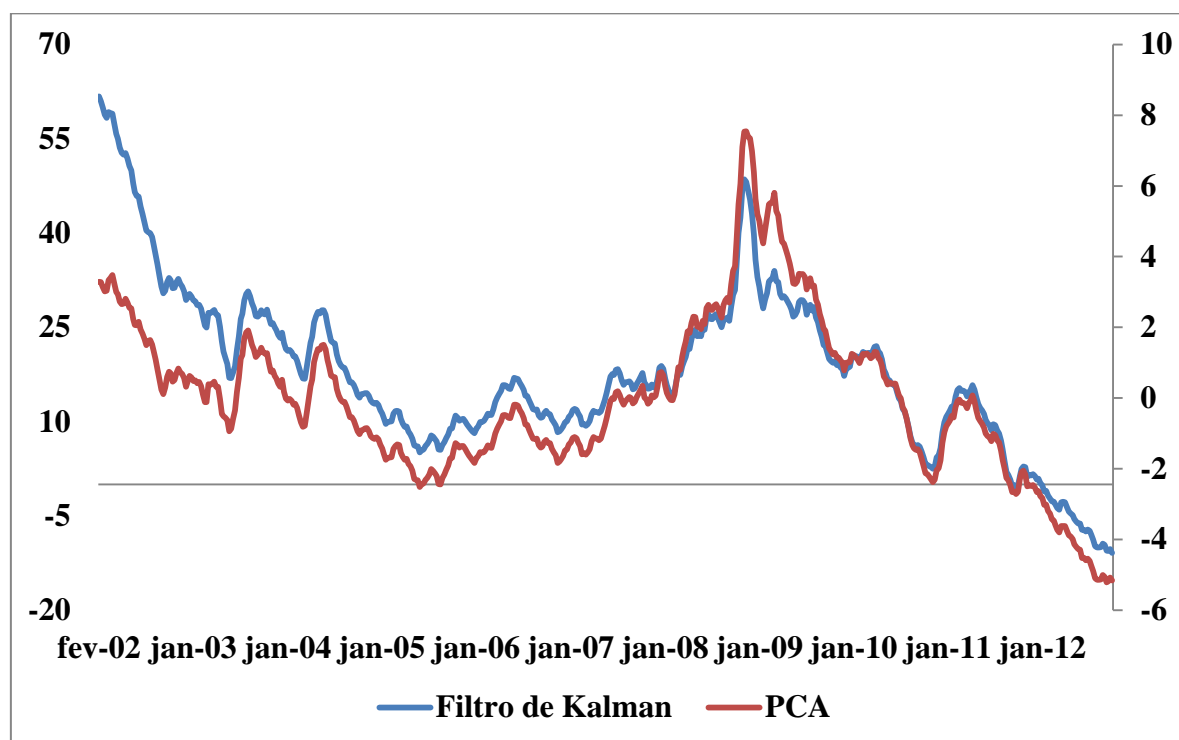
Na tabela 2.4 temos os coeficientes estimados via filtro de Kalman conforme equações (10), (11a), (11b) e (12). Os resultados são bastante interessantes e em vários aspectos similares aos encontrados por Diebold et al. (2008). Primeiramente, analisando as equações dos fatores de nível e inclinação, equações (11a) e (11b), podemos perceber que, em todos os casos, o fator global afeta positivamente o fator comum e todos os coeficientes angulares se mostraram significantes, assim como a maioria dos interceptos. Uma segunda conclusão importante é que o fator idiossincrático é altamente persistente no tempo para todas as séries, ou seja, os choques específicos demoram a se dissipar. Finalmente, a terceira conclusão é que os coeficientes angulares são maiores para o setor financeiro do que industrial. Isso implica que as curvas de juros do setor financeiro são mais influenciadas por movimentos globais do que as curvas do setor industrial.

Nas figuras 2.3 e 2.4 podemos verificar o comportamento dos fatores globais de nível e inclinação estimados pelo filtro de Kalman e por análise de componentes principais. As séries são altamente correlacionadas, embora não sejam idênticas, como podemos verificar nos gráficos. Os índices de correlação entre as séries de nível e inclinação obtidas via análise de componentes principais e as estimadas via filtro de Kalman são iguais a 87% e 97%, respectivamente. As figuras 2.3 e 2.4 mostram que o período da crise norte-americana, assim

³⁷ Estratégia adotada por Diebold et al. (2008).

como pudemos verificar nas figuras 2.1 e 2.2, impactou bastante as curvas globais de juros. O fator global de nível estimado através de filtro de Kalman e análise de componentes principais teve rápida elevação na crise e logo depois voltou ao patamar anterior à crise. A partir de meados de 2011, os fatores globais atingiram inclusive valor negativo, influenciados pelo elevado volume de liquidez decorrente da política monetária expansionista do banco central norte-americano. Na figura 2.4 verificamos padrão semelhante ao verificado na figura 2.2. No período da crise norte-americana, as inclinações das curvas globais, medidas como a diferença entre a taxa de curto prazo e longo prazo, atingiram valor positivo, o que implica que, naquele momento, o prêmio de risco de curto prazo foi superior ao de longo prazo. Esse efeito é consequência de um processo intenso de venda dos ativos corporativos de curto prazo com maior liquidez, consequência do movimento de aversão ao risco por parte dos investidores, de forma que, por um breve período, as taxas de juros de curto prazo superaram as de longo prazo. O mês de novembro de 2008 foi bastante volátil, e nesse mês os componentes globais de nível e inclinação atingiram seus níveis máximos³⁸.

Figura 2.3 Fatores Globais de Nível via Filtro de Kalman e PCA



³⁸ O ano de 2008 foi marcado pela crise financeira mundial e no mês de setembro ocorreu a falência da Lehman Brothers. Os meses seguintes foram marcados pelo receio dos investidores em relação à possibilidade de mais bancos e empresas decretarem falência.

Figura 2.4 Fatores Globais de Inclinação via Filtro de Kalman e PCA

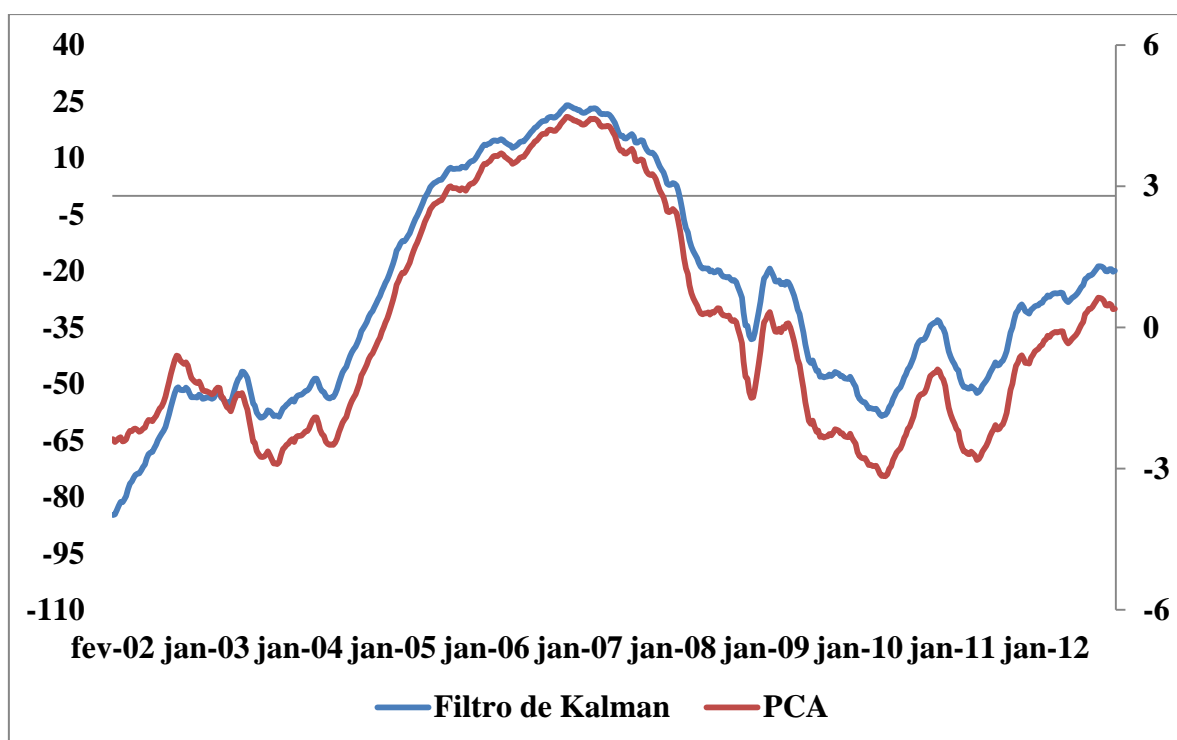


Tabela 2.4 Estimativas dos Coeficientes dos Fatores Globais e Idiossincráticos

| Fator Global de Nível | | | Fator Global de Inclinação | | |
|--|---|--|--|--|--|
| Setor Financeiro + Industrial | | | | | |
| $L_t = 0,99*L_{t-1} + U^l_t$ (0,00) | | | $S_t = 0,99*S_{t-1} + U^l_t$ (0,00) | | |
| Fator Comum de Nível e Inclinação | | | | | |
| Setor Financeiro | | | | | |
| BBB+ | $l_t = 6,61^{**} + 0,08*L_t + \varepsilon^l_t$ (2,66) (0,00) | | $\varepsilon^l_t = 0,98*\varepsilon_{t-1} - 4,41*v^l_t$ (0,00) (0,04) | | |
| | $s_t = -1,95 + 0,07*S_t + \varepsilon^l_t$ (2,60) (0,00) | | $\varepsilon^s_t = 0,97*\varepsilon_{t-1} - 5,48*v^s_t$ (0,00) (0,03) | | |
| A | $l_t = 4,98^{***} + 0,10*L_t + \varepsilon^l_t$ (2,67) (0,00) | | $\varepsilon^l_t = 0,98*\varepsilon_{t-1} - 5,95*v^l_t$ (0,00) (0,08) | | |
| | $s_t = -1,94 + 0,07*S_t + \varepsilon^l_t$ (2,49) (0,00) | | $\varepsilon^s_t = 0,96*\varepsilon_{t-1} - 7,02*v^s_t$ (0,00) (0,07) | | |
| AA | $l_t = 4,81^{***} + 0,10*L_t + \varepsilon^l_t$ (2,60) (0,00) | | $\varepsilon^l_t = 0,97*\varepsilon_{t-1} - 5,34*v^l_t$ (0,00) (0,05) | | |
| | $s_t = -1,84 + 0,07*S_t + \varepsilon^l_t$ (2,70) (0,00) | | $\varepsilon^s_t = 0,96*\varepsilon_{t-1} - 5,86*v^s_t$ (0,00) (0,06) | | |
| Setor Industrial | | | | | |
| BB | $l_t = 9,44^* + 0,06*L_t + \varepsilon^l_t$ (2,06) (0,00) | | $\varepsilon^l_t = 0,99*\varepsilon_{t-1} - 4,3*v^l_t$ (0,00) (0,05) | | |
| | $s_t = -4,15^{***} + 0,06*S_t + \varepsilon^l_t$ (2,48) (0,00) | | $\varepsilon^s_t = 0,99*\varepsilon_{t-1} - 5,62*v^s_t$ (0,00) (0,05) | | |
| BBB | $l_t = 6,56^* + 0,04*L_t + \varepsilon^l_t$ (1,25) (0,00) | | $\varepsilon^l_t = 1,00*\varepsilon_{t-1} - 7,43*v^l_t$ (0,00) (0,07) | | |
| | $s_t = -5,67 + 0,04*S_t + \varepsilon^l_t$ (24,8) (0,00) | | $\varepsilon^s_t = 0,99*\varepsilon_{t-1} - 7,60*v^s_t$ (0,00) (0,10) | | |
| A | $l_t = 4,68^{**} + 0,08*L_t + \varepsilon^l_t$ (2,25) (0,00) | | $\varepsilon^l_t = 0,97*\varepsilon_{t-1} - 6,83*v^l_t$ (0,00) (0,10) | | |
| | $s_t = -1,46 + 0,07*S_t + \varepsilon^l_t$ (2,69) (0,00) | | $\varepsilon^s_t = 0,98*\varepsilon_{t-1} - 7,48*v^s_t$ (0,00) (0,12) | | |

Níveis de Significância: ***10%, **5%, *1%. Desvio-Padrão entre parênteses

Assumimos conforme Diebold et al. (2008) que u_{it} da equação (12) é $= \sigma_i v_{it}$

2.6.1 Decomposição da Variância

O objetivo deste exercício é explicar qual a importância dos fatores idiossincráticos e globais na determinação da variância dos fatores locais de cada curva. Para podermos obter essas respostas, realizamos a decomposição da variância das séries de fatores globais e locais de cada curva. Para a realização desse procedimento, regredimos os fatores locais de cada curva via mínimos quadrados ordinários nos fatores globais estimados pelas equações de espaço-estado via filtro de Kalman, de forma a garantirmos que os distúrbios sejam ortogonais aos fatores globais e que, portanto, a soma das variâncias de cada um desses termos defina a variância dos fatores locais conforme equações (15a) e (15b).

$$\text{var}(l_{it}) = (\beta_i^l)^2 \text{var}(L_t) + \text{var}(\varepsilon_{it}^l) \quad (15a)$$

$$\text{var}(s_{it}) = (\beta_i^s)^2 \text{var}(S_t) + \text{var}(\varepsilon_{it}^s) \quad (15b)$$

Tabela 2.5 Decomposição da Variância dos Fatores Locais

| Variância do Nível | | | | | | |
|--------------------------------|-------------------|-------|-------|-------------------|-------|-------|
| | Financeiro | | | Industrial | | |
| | BBB+ | A | AA | BB | BBB | A |
| Fator Global | 40,6% | 78,6% | 84,6% | 31,9% | 78,2% | 82,2% |
| Fator Idiossincrático | 59,4% | 21,4% | 15,4% | 68,1% | 21,8% | 17,8% |
| Variância da Inclinação | | | | | | |
| | Financeiro | | | Industrial | | |
| | BBB+ | A | AA | BB | BBB | A |
| Fator Global | 93,3% | 95,6% | 96,0% | 49,4% | 93,7% | 93,7% |
| Fator Idiossincrático | 6,7% | 4,4% | 4,0% | 50,6% | 6,3% | 6,3% |

Os resultados da tabela 2.5 estão em linha com a nossa expectativa. Podemos verificar que a variância do fator idiossincrático é bastante importante para explicar a variância total dos fatores locais nas curvas com pior classificação de risco, tanto no setor financeiro quanto no industrial. Os resultados indicam claramente que, quanto pior a classificação de risco, maior é a influência dos fatores idiossincráticos na variância dos fatores locais. No caso do

fator de nível, por exemplo, a variância do fator idiossincrático para a curva do setor industrial com classificação BB corresponde a 68,1% da variância do fator local, enquanto o fator global responde por apenas 31,9%. A variância do fator idiossincrático da curva com classificação A do mesmo setor responde por apenas 17,8% da variância do fator local. Os resultados para o fator de inclinação seguem a mesma tendência, porém percebemos que a influência do fator global pouco se altera entre as curvas compostas por emissores considerados grau de investimento³⁹ pelas agências de classificações de risco tanto para o setor financeiro quanto para o industrial. A conclusão é que a classificação de risco das empresas não influencia de maneira relevante o impacto dos fatores globais no componente de inclinação das curvas compostas por emissores com grau de investimento, ao contrário do que ocorre no componente de nível.

2.6.2 Resultados para as subamostras

O objetivo desta seção é verificar se os resultados obtidos para a amostra que compreende o período de 2002 a setembro de 2012 se aplicam se dividirmos a amostra com base em uma potencial quebra estrutural. Conforme pudemos perceber pelas figuras 2.1, 2.2, 2.3 e 2.4, os fatores locais e globais foram bastante afetados durante a crise financeira de 2008. Esse período foi marcado por elevada volatilidade dos ativos e, para o caso dos componentes de nível local e global, esse foi o período em que esses fatores atingiram o seu valor máximo para todas as curvas. Uma das causas dessa elevação abrupta dos fatores de nível está relacionada à incerteza dos investidores a respeito da capacidade de pagamento das obrigações das empresas. Segundo relatório da *Moody's*⁴⁰, 2001-2002 e 2008-2009 foram os anos com maior nível de inadimplimento em volume financeiro dos últimos quarenta anos. A quantidade e o volume financeiro de inadimplências nos anos 2008-2009 são dois fatores que podem ter explicado a oscilação dos fatores globais e locais nesse período. Testamos neste item se as conclusões a respeito da influência dos fatores locais e globais por nível de classificação são as mesmas para determinadas subamostras. A série de juros podem conter diversas quebras-estruturais, porém acreditamos que o dia 14/03/2008 simboliza bem o início

³⁹ Grupo de Classificação de Risco composto pela classificação BBB- ou melhor.

⁴⁰ *Corporate Default and Recovery Rates, 1920-2010*

da crise bancária norte-americana⁴¹. Após a venda do Bear Stearns para o JP Morgan, diversos eventos⁴² ocorreram indicando o aprofundamento da crise financeira. Todos os eventos que ocorreram após a venda do *Bear Stearns* elevaram demasiadamente a volatilidade e os *spreads* dos títulos bancário e corporativos.

Realizamos o teste de Chow⁴³ para verificar se de fato houve uma quebra estrutural na data de 14/03/2008. O teste foi realizado utilizando as equações (11a) e (11b) para todas as séries de juros do setor financeiro e industrial. Conforme tabela 2.6, podemos verificar que o teste de Chow aceita a hipótese alternativa de quebra estrutural na data de 14/03/2008, data que antecede a falência e posterior venda do banco *Bear Stearns* e que simboliza o início de vários eventos que deflagraram a crise financeira norte-americana. A figura 2.5 indica a evolução da soma cumulativa dos resíduos recursivos das equações (11a) e os intervalos de confiança de 5% com base no teste CUSUM⁴⁴ de quebra estrutural. A figura 2.5 mostra que a soma dos resíduos ultrapassa o intervalo de confiança entre Janeiro de 2008 e Janeiro de 2009, período de crise na economia norte-americana. O teste CUSUM corrobora o teste de Chow de que a data de 14/03/2008 pode ser considerada uma quebra estrutural no período entre fevereiro de 2002 e setembro de 2012.

⁴¹ Essa data antecede o dia 17/03/2008, a chamada “segunda-feira negra”, data em que ficou evidente a falência do banco Bear Stearns. Nessa data o banco valia cerca de 7% do seu valor real. O banco JP Morgan comprou o falido Bear Stearns através de financiamento do tesouro norte-americano no valor de US\$ trinta bilhões.

⁴² No dia 07/09/2008, o governo norte-americano anunciou pacote de até US\$ 200 bilhões para socorrer as agências de crédito imobiliário Fannie Mae e Freddie Mac. Na segunda-feira dia 15/09/2008, o banco Lehman Brothers decretou falência, após 158 anos de existência. No dia seguinte, o tesouro norte-americano adquiriu o controle de 80% da seguradora AIG. Finalmente, no dia 01/10/2008, o senado norte-americano aprovou pacote de US\$ 700 bilhões para instituições financeiras em dificuldade.

⁴³ Ver Chow, Gregory C. (1960) para maiores detalhes sobre a metodologia do teste de Chow.

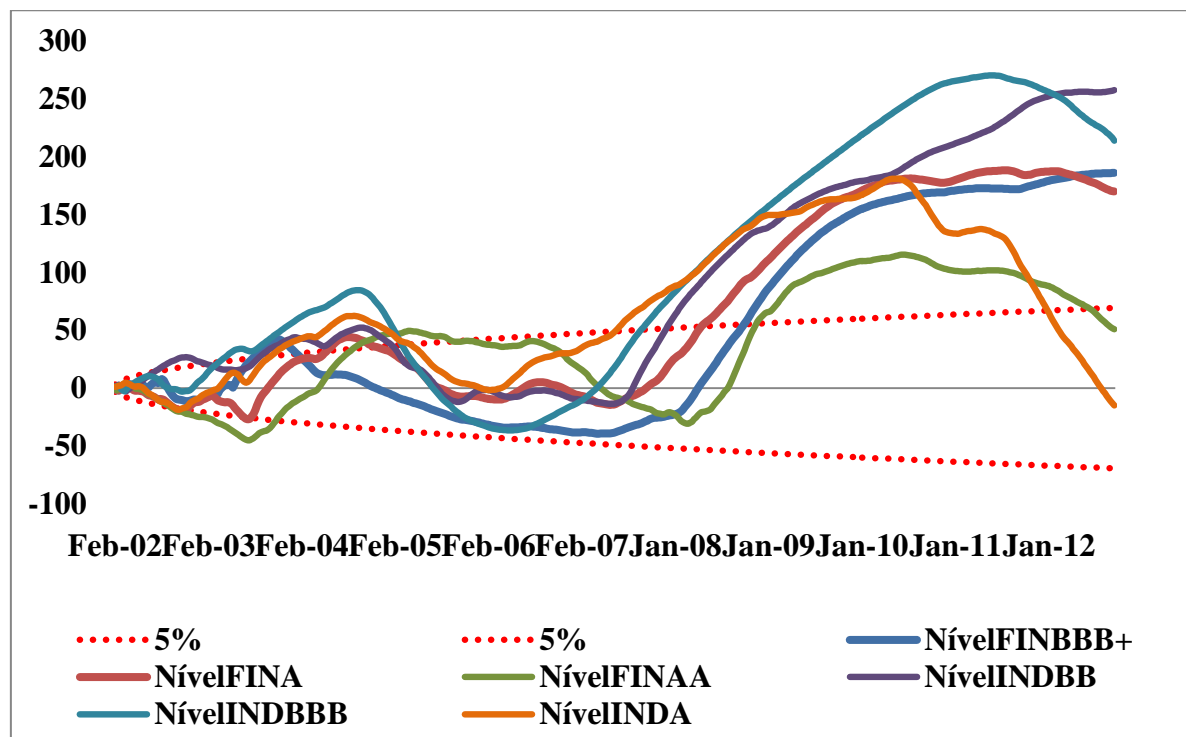
⁴⁴ Ver Brown, Durbin e Evans (1975) para maiores detalhes sobre a metodologia do teste CUSUM

Tabela 2.6 Teste de Chow nas Equações de Nível e Inclinação Locais

| Equações de Nível (11a) | Teste F | P-Valor |
|--------------------------------|----------------|----------------|
| Financeiro BBB+ | 484,37 | 0,0000 |
| Financeiro A | 921,28 | 0,0000 |
| Financeiro AA | 584,24 | 0,0000 |
| Industrial BB | 459,16 | 0,0000 |
| Industrial BBB | 511,15 | 0,0000 |
| Industrial A | 552,14 | 0,0000 |

| Equações de Inclinação (11b) | Teste F | P-Valor |
|-------------------------------------|----------------|----------------|
| Financeiro BBB+ | 13,53 | 0,0000 |
| Financeiro A | 181,84 | 0,0000 |
| Financeiro AA | 165,25 | 0,0000 |
| Industrial BB | 239,94 | 0,0000 |
| Industrial BBB | 252,13 | 0,0000 |
| Industrial A | 412,46 | 0,0000 |

Figura 2.5 Fatores Globais de Inclinação via Filtro de Kalman e PCA



Os resultados para as subamostras ratificam a conclusão obtida para a amostra completa, ou seja, de que, quanto pior a classificação de risco de uma determinada curva, mais os fatores locais são influenciados por fatores idiossincráticos. Os resultados, porém,

mostram algumas diferenças relevantes, principalmente nas equações de inclinação. Na segunda subamostra (Mar2008-Set 2012), período marcado por maior volatilidade, a influência do fator idiossincrático nas equações de inclinação é significativamente maior do que na primeira subamostra e na amostra completa. O fator idiossincrático foi responsável por mais de 45% da explicação dos movimentos dos fatores locais mesmo para as classificações A ou melhor. Nas outras amostras, a influência do fator idiossincrático no componente de inclinação não foi superior a 10% para as curvas com classificação de risco grau de investimento.

No segundo período percebemos em geral uma menor discrepância entre a influência dos fatores idiossincráticos por nível de classificação para um determinado setor. Na série de nível do setor industrial, por exemplo, percebe-se que a diferença da influência do fator global e do fator idiossincrático entre as classificações BB e A é de 19,3 pontos percentuais na primeira subamostra e de apenas 4,1 p.p para o segundo período. Na série de inclinação do setor industrial ocorre efeito semelhante, com diferença de 35 pontos percentuais no primeiro período e 21,9 pontos no segundo período. Na série de inclinação do setor financeiro as diferenças são mais evidentes. A diferença da explicação do fator global entre a classificação BBB+ e AA é de 2,3 pontos percentuais no primeiro período e negativo em 3,5 pontos percentuais no segundo período.

Os resultados indicam, portanto, que, para períodos com alta volatilidade, como entre março de 2008 e Setembro de 2012, os componentes de nível e inclinação das curvas de juros com classificação de risco distintas foram influenciados de maneira mais homogênea do que nos períodos de menor volatilidade. Nesses períodos de maior volatilidade, a relevância das classificações de risco diminui nas decisões de alocação dos investidores. Uma segunda conclusão importante é que a influência dos fatores idiossincráticos no componente de inclinação foi mais elevada no período de maior volatilidade, a ponto de ser superior em relação à influência que esse mesmo fator provoca no componente de nível. Isso implica que, em períodos de crise financeira ou de grande volatilidade, os fatores idiossincráticos tendem a influenciar mais os componentes de inclinação e em geral menos os componentes de nível, ou seja, o componente de nível nesses períodos é governado de forma mais significativa por fatores globais.

As principais conclusões obtidas para a amostra completa, entretanto, se mantêm para as duas subamostras. Os resultados estão em linha com o esperado tomando como referência a atuação dos investidores dessa classe de ativos ao longo do tempo e seu comportamento em

períodos de maior *stress*. A primeira conclusão é que a influência dos fatores globais, no geral, cresce conforme melhora a classificação de risco das curvas de juros tanto para o componente de nível quanto para o de inclinação. A demanda e oferta dos investidores por títulos corporativos, quanto melhor a classificação de risco, tendem a ser mais influenciadas por fatores como a liquidez do mercado, condições econômicas globais e do país do que idiosincrasias de cada setor. A segunda conclusão é que, para curvas com classificação de risco grau de investimento, a diferença no grau de influência do fator global no componente de inclinação é pouco relevante conforme varia a classificação. Finalmente, a terceira conclusão⁴⁵ é que o setor financeiro, no geral, é mais afetado por fatores idiosincráticos no componente de nível do que o industrial, ainda que o efeito dos fatores idiosincráticos seja inferior à influência do componente global. Isso implica que as decisões de alocação dos investidores é mais afetada no caso do setor financeiro por variáveis específicas desse setor do que no caso do setor industrial.

⁴⁵ Comparamos a classificação BBB+ do setor financeiro com o BBB do setor industrial e o A do setor financeiro com o A do industrial

Tabela 2.7 Estimativas dos Coeficientes dos Fatores Globais e Idiossincráticos: Fev2002 – Mar2008

| Fator Global de Nível | | Fator Global de Inclinação | |
|--|--|--|--|
| Setor Financeiro + Industrial | | | |
| $L_t = 0,99*L_{t-1} + U^l_t$ (0,01) | | $S_t = 0,98*S_{t-1} + U^l_t$ (0,10) | |
| Fator Comum de Nível e Inclinação | | | |
| Setor Financeiro | | | |
| BBB+ | $l_t = 6,57 + 0,06*L_t + \varepsilon^l_t$ (8,43) (0,01) | $\varepsilon^l_t = 1,00*\varepsilon_{t-1} - 5,98*v^l_t$ (0,01) (0,19) | |
| | $s_t = -4,92 + 0,32*S_t + \varepsilon^l_t$ (21,79) (0,05) | $\varepsilon^s_t = 0,97*\varepsilon_{t-1} - 5,81*v^s_t$ (0,01) (0,19) | |
| A | $l_t = 2,74 + 0,14L_t + \varepsilon^l_t$ (21,96) (0,16) | $\varepsilon^l_t = 1,09*\varepsilon_{t-1} - 0,00v^l_t$ (0,41) (0,08) | |
| | $s_t = -4.49 + 0.31*S_t + \varepsilon^l_t$ 21,16) (0,05) | $\varepsilon^s_t = 0,97*\varepsilon_{t-1} - 7,12*v^s_t$ (0,01) (0,07) | |
| AA | $l_t = 5,32 + 0,05*L_t + \varepsilon^l_t$ (8,78) (0,01) | $\varepsilon^l_t = 0,99*\varepsilon_{t-1} - 8,44*v^l_t$ (0,01) (0,32) | |
| | $s_t = 10,28 + 0.29*S_t + \varepsilon^l_t$ (28460) (0,05) | $\varepsilon^s_t = 0,99*\varepsilon_{t-1} - 7,89*v^s_t$ (0,19) (0,01) | |
| Setor Industrial | | | |
| BB | $l_t = -3,82 + 0,07*L_t + \varepsilon^l_t$ (746) (0,01) | $\varepsilon^l_t = 0,99*\varepsilon_{t-1} - 6,06*v^l_t$ (0,00) (0,09) | |
| | $s_t = -4,21 + 0,15*S_t + \varepsilon^l_t$ (10,94) (0,03) | $\varepsilon^s_t = 0,99*\varepsilon_{t-1} - 5,91*v^s_t$ (0,00) (0,05) | |
| BBB | $l_t = 5,90 + 0,04*L_t + \varepsilon^l_t$ (6,45) (0,01) | $\varepsilon^l_t = 1,02*\varepsilon_{t-1} - 8,17*v^l_t$ (0,01) (0,33) | |
| | $s_t = -4,50 + 0,28*S_t + \varepsilon^l_t$ (19,06) (0,04) | $\varepsilon^s_t = 0,97*\varepsilon_{t-1} - 7,70*v^s_t$ (0,02) (0,41) | |
| A | $l_t = 7,23 + 0,04*L_t + \varepsilon^l_t$ 48,47) (0,00) | $\varepsilon^l_t = 1,00*\varepsilon_{t-1} - 8,21*v^l_t$ (0,01) (0,39) | |
| | $s_t = -4,19 + 0,27*S_t + \varepsilon^l_t$ (19,04) (0,04) | $\varepsilon^s_t = 0,99*\varepsilon_{t-1} - 7,89*v^s_t$ (0,01) (0,36) | |

Níveis de Significância: ***10%, **5%, *1%. Desvio-Padrão entre parênteses

Assumimos conforme Diebold et al. (2008) que u_{it} da equação (12) é $= \sigma_i v_{it}$

Tabela 2.8 Decomposição da Variância dos Fatores Locais: Fev2002 – Mar2008

| Variância do Nível | | | | | | |
|------------------------------|-------------------|-------|-------|-------------------|-------|-------|
| | Financeiro | | | Industrial | | |
| | BBB+ | A | AA | BB | BBB | A |
| Fator Global | 68,1% | 77,1% | 88,1% | 63,3% | 77,3% | 82,6% |
| Fator Idiossincrático | 31,9% | 22,9% | 11,9% | 36,7% | 22,7% | 17,4% |

| Variância da Inclinação | | | | | | |
|--------------------------------|-------------------|-------|-------|-------------------|-------|-------|
| | Financeiro | | | Industrial | | |
| | BBB+ | A | AA | BB | BBB | A |
| Fator Global | 96,0% | 98,4% | 98,3% | 63,9% | 99,1% | 98,9% |
| Fator Idiossincrático | 4,0% | 1,6% | 1,7% | 36,1% | 0,9% | 1,1% |

Tabela 2.9 Estimativas dos Coeficientes dos Fatores Globais e Idiossincráticos: Mar2008 – Set2012

| Fator Global de Nível | | Fator Global de Inclinação | |
|--|---|--|--|
| Setor Financeiro + Industrial | | | |
| $L_t = 1,00 * L_{t-1} + U^l_t$ (0,01) | | $S_t = 1,00 * S_{t-1} + U^l_t$ (0,01) | |
| Fator Comum de Nível e Inclinação | | | |
| Setor Financeiro | | | |
| BBB+ | $l_t = -4,55 + 0,08 * L_t + \varepsilon^l_t$ (203,27) (0,01) | $\varepsilon^l_t = 0,99 * \varepsilon_{t-1} - 4,4 * v^l_t$ (0,00) (0,09) | |
| | $s_t = 3,90 + 0,08 * S_t + \varepsilon^l_t$ (120,22) (0,01) | $\varepsilon^s_t = 0,99 * \varepsilon_{t-1} - 7,12 * v^s_t$ (0,00) (0,22) | |
| A | $l_t = 8,32 + 0,12 * L_t + \varepsilon^l_t$ (13,16) (0,02) | $\varepsilon^l_t = 0,97 * \varepsilon_{t-1} - 5,17 * v^l_t$ (0,02) (0,17) | |
| | $s_t = -25,92 + 0,08 * S_t + \varepsilon^l_t$ (1659,29) (0,01) | $\varepsilon^s_t = 1,00 * \varepsilon_{t-1} - 5,90 * v^s_t$ (0,01) (0,22) | |
| AA | $l_t = 8,36 + 0,13 * L_t + \varepsilon^l_t$ (14,49) (0,02) | $\varepsilon^l_t = 0,91 * \varepsilon_{t-1} - 5,02 * v^l_t$ (0,04) (0,16) | |
| | $s_t = -32,39 + 0,09 * S_t + \varepsilon^l_t$ (1646,42) (0,01) | $\varepsilon^s_t = 1,00 * \varepsilon_{t-1} - 6,20 * v^s_t$ (0,01) (0,21) | |
| Setor Industrial | | | |
| BB | $l_t = 9,50 + 0,06 * L_t + \varepsilon^l_t$ (10,34) (0,01) | $\varepsilon^l_t = 0,99 * \varepsilon_{t-1} - 4,03 * v^l_t$ (0,01) (0,13) | |
| | $s_t = 15,41 + 0,08 * S_t + \varepsilon^l_t$ (257,32) (0,01) | $\varepsilon^s_t = 0,99 * \varepsilon_{t-1} - 5,70 * v^s_t$ (0,01) (0,10) | |
| BBB | $l_t = 7,99 + 0,08 * L_t + \varepsilon^l_t$ (9,28) (0,01) | $\varepsilon^l_t = 0,96 * \varepsilon_{t-1} - 4,57 * v^l_t$ (0,01) (0,14) | |
| | $s_t = 1,29 + 0,07 * S_t + \varepsilon^l_t$ (103,69) (0,01) | $\varepsilon^s_t = 0,95 * \varepsilon_{t-1} - 5,64 * v^s_t$ (0,02) (0,13) | |
| A | $l_t = 7,24 + 0,09 * L_t + \varepsilon^l_t$ (9,35) (0,03) | $\varepsilon^l_t = 0,99 * \varepsilon_{t-1} - 5,66 * v^l_t$ (0,01) (0,22) | |
| | $s_t = 2,74 + 0,08 * S_t + \varepsilon^l_t$ (127,01) (0,02) | $\varepsilon^s_t = 0,99 * \varepsilon_{t-1} - 6,56 * v^s_t$ (0,01) (0,21) | |

Níveis de Significância: ***10%, **5%, *1%. Desvio-Padrão entre parênteses

Assumimos conforme Diebold et al. (2008) que u_{it} da equação (12) é $= \sigma_i v_{it}$

Tabela 2.10 Decomposição da Variância dos Fatores Locais: Mar2008 – Set2012

| Variância do Nível | | | | | | |
|------------------------------|-------------------|-------|-------|-------------------|-------|-------|
| | Financeiro | | | Industrial | | |
| | BBB+ | A | AA | BB | BBB | A |
| Fator Global | 72,0% | 91,7% | 91,8% | 72,8% | 84,7% | 76,9% |
| Fator Idiossincrático | 28,0% | 8,3% | 8,2% | 27,2% | 15,3% | 23,1% |

| Variância da Inclinação | | | | | | |
|--------------------------------|-------------------|-------|-------|-------------------|-------|-------|
| | Financeiro | | | Industrial | | |
| | BBB+ | A | AA | BB | BBB | A |
| Fator Global | 48,2% | 44,5% | 44,7% | 30,4% | 40,9% | 52,3% |
| Fator Idiossincrático | 51,8% | 55,5% | 55,3% | 69,6% | 59,1% | 47,7% |

2.7 Considerações Finais

A aplicação da metodologia de Diebold et al. (2008), frequentemente utilizada para curvas soberanas, é inédita para curvas de juros de empresas, permitindo-nos obter resultados interessantes para essa importante classe de ativos. A intenção deste estudo foi determinar primeiramente se a influência dos fatores globais e idiossincráticos nos componentes locais de nível e inclinação varia conforme muda a classificação de risco de cada curva de juros. Utilizamos como amostra as curvas agregadas do setor industrial e financeiro de empresas norte-americanas para testar essa hipótese.

Os resultados estão em linha com o esperado. O comportamento dos investidores nessa classe de ativos e suas decisões de alocação varia conforme o período de análise, a classificação de risco e o setor. Os resultados são conclusivos na medida em que as estimações indicam claramente uma tendência crescente na influência do fator idiossincrático de cada curva conforme piora a classificação de risco. Os investidores tendem a dar mais importância na decisão de alocação para variáveis específicas de cada setor conforme piora a respectiva classificação de risco dos emissores do setor. O estudo também permitiu-nos verificar, entretanto, que, para curvas com classificação de risco grau de investimento, não há diferença relevante na magnitude de influência do fator global no componente de inclinação.

Pudemos perceber também diferenças na influência dos fatores quando comparamos os resultados por setor de atividade. O setor financeiro, para o período de análise, foi mais

afetado em geral por fatores idiossincráticos no componente de nível do que o industrial para curvas com classificação de risco semelhantes, evidência não tão clara no caso do componente de inclinação. A interpretação desse resultado é que o componente de nível das empresas do setor industrial tende a ser relativamente mais governado por fatores globais não associados ao risco idiossincrático do setor, por exemplo.

Finalmente, a aplicação da metodologia para diferentes intervalos de tempo também rendeu algumas conclusões importantes. Os resultados indicam que na subamostra de maior volatilidade, que compreende a crise de 2008, a influência dos fatores globais nos componentes de nível e inclinação das curvas de juros foi mais homogênea. Uma das explicações é que, em períodos de maior *stress* nas condições econômicas e financeiras das empresas, os investidores consideram menos relevante a informação das classificações de risco nas suas decisões de investimento. Uma segunda conclusão importante é que a influência dos fatores idiossincráticos no componente de inclinação foi mais elevada nesse período de maior volatilidade dos ativos. Isso implica que, em períodos como esse, variáveis idiossincráticas de cada setor exercem influência maior no componente de curto prazo (inclinação), porém não é possível perceber que essa influência varia de maneira significativa conforme varia a classificação de risco.

Referências Bibliográficas

BIS. 2005. Zero-Coupon Yield Curves, Technical Documentation. *Bank for International Settlements, Basle*.

BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM. 2014. Flow of Funds, Balance Sheets, and Integrated Macroeconomic Accounts. Financial Accounts of the United States.

BRENNAN, M. J., XIA, Y. 2006. International Capital Markets and Foreign Exchange Risk. *Review of Financial Studies*. 19, 753-795.

BROWN, R. L., DURBIN, J., EVANS, J. M. 1975. Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society*. 35, 149–192.

CHRISTENSEN, J. H. E., DIEBOLD, F. X., RUDEBUSCH, G. D. 2011. An arbitrage-free Class of Nelson-Siegel Term Structure Model. *Journal of Econometrics*, 164, 4-20.

CHOW, G. C. 1960. Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*. 28, 591– 605.

COX, J.C., INGERSOLL, J. E., ROSS, S. A. 1985. A Theory of the Term Structure of Interest Rates. *Econometrica*, 53, 385-407.

DAI, Q., SINGLETON, K. 2007. Regime Shifts in a Dynamic Term Structure Model of U.S. Treasury Bond Yields. *Review of Financial Studies*, 20, 1669–1706.

DIEBOLD, F. X., LI, C. 2006. Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields. *Journal of Econometrics*, 130, 337-364.

DIEBOLD, F. X., RUDEBUSCH, G. D., ARUOBA, S. B. 2006. The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach. *Journal of Econometrics*, 131, 309–338.

DIEBOLD, F. X., LI, C., YUE, V. 2008. Global Yield Curve Dynamics and Interactions: A Generalized Nelson–Siegel Approach. *Journal of Econometrics*. 146, 351–363.

- DUFFIE, D., KAN, R. 1996. A Yield-Factor Model of Interest Rates. *Mathematical Finance* 6, 379–406.
- HEATH, D., JARROW, R., MORTON, A. 1992. Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A New Methodology for Contingent Claims Valuation. *Econometrica*, 60, 77–105.
- HULL, J., WHITE, A. 1990. Pricing Interest-Rate-Derivative Securities. *Review of Financial Studies*. 3, 573–592.
- KRISHNAN, C. N. V., RITCHKEN, P. H., THOMSON, J. B. 2007. On Forecasting the Term Structure of Credit Spreads. *Case Western Reserve University*.
- LEE, M. 2007. Bloomberg Fair Value Market Curves. *International Bond Market Conference*, Taipei.
- LITTERMAN, R., SCHEINKMAN, J. 1991. Common Factors Affecting Bond Returns. *Journal of Fixed Income*, 1, 54–61.
- MCCULLOCH, J. H. 1971. Measuring the Term Structure of Interest rates. *Journal of Business*, 34, 19-31.
- MCCULLOCH, J. H. 1975. The Tax-adjusted Yield Curve. *Journal of Finance*, 30, 811-829.
- NELSON, C. R., SIEGEL, A. F. 1987. Parsimonious Modeling of Yield Curves. *Journal of Business*. 60, 473–489.
- SARGENT, T., SIMS, C.A. 1977. Business Cycle Modeling Without Pretending to Have too Much A Priori Economic Theory. *New Methods of Business Cycle Research*. Federal Reserve Bank of Minneapolis, 45-110.
- STOCK, J. H., WATSON, M.W. 1989. New Index of Coincidence and Leading Economic Indicators. *NBER Macroeconomics*, Annual, 351-393.
- SVENSSON, L. E.O. 1994. Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992 – 94. *IWF Working Paper* 114.

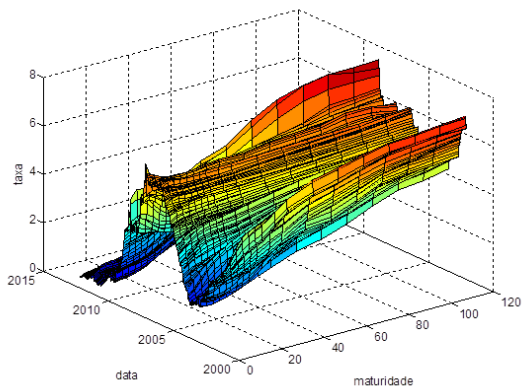
VASICEK, O. 1977. An Equilibrium Characterization of the Term Structure. *Journal of Financial Economics*, 5, 177-88.

ZANTEDESCHI, D., DAMIEN, P., Polson, N. G. 2011. Predictive Macro-Finance With Dynamic Partition Models. *Journal of the American Statistical Association*, 106, 494.

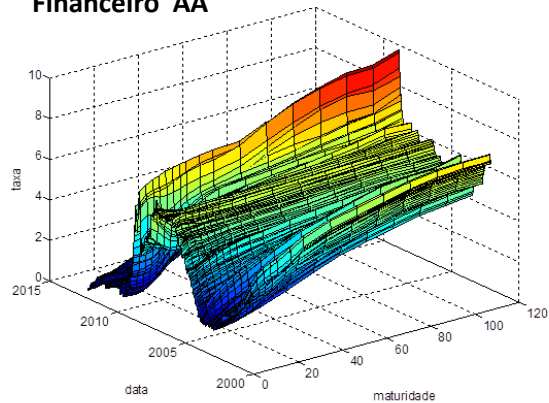
Apêndice A

Figura 2.6 Curvas de Juros do Setor Financeiro e Industrial

Industrial A

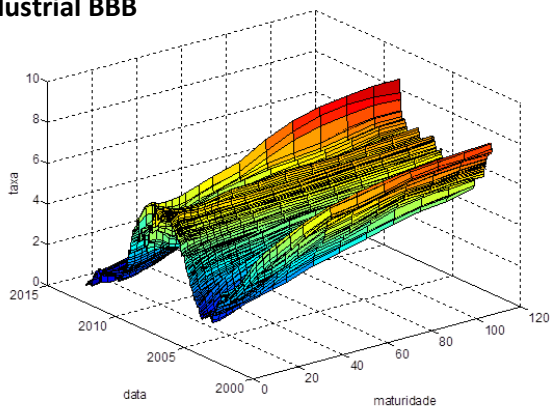


Financeiro AA

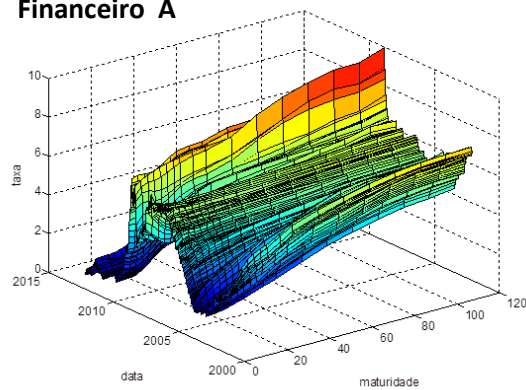


Fonte: Bloomberg. Elaboração Própria

Industrial BBB

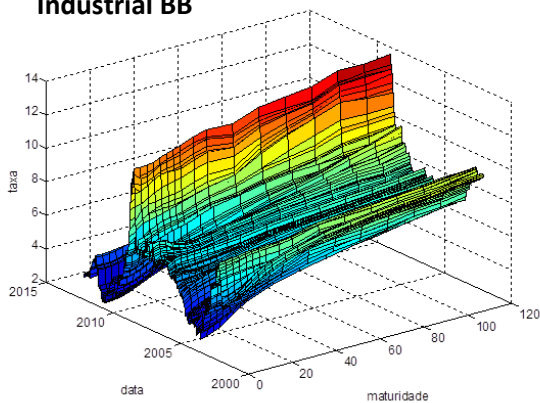


Financeiro A

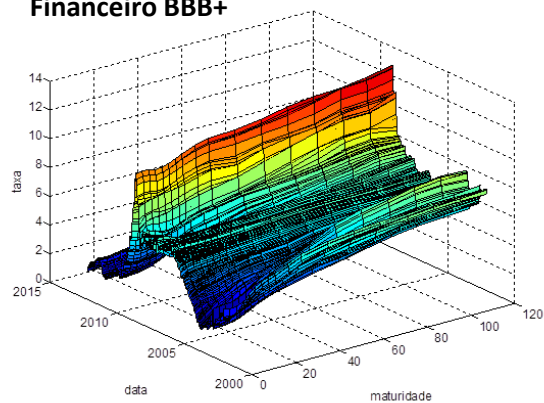


Fonte: Bloomberg. Elaboração Própria

Industrial BB



Financeiro BBB+



Fonte: Bloomberg. Elaboração Própria

Apêndice B

Interpolação Cúbica

Para estimar a função de desconto $\delta(m)$ e a taxa de juros $\eta(m)$ de maturidade m conforme McCulloch (1971, 1975) é necessário definir k funções continuamente diferenciáveis $f_j(m)$, expressando-as como uma combinação linear dessas funções somada a um termo constante conforme abaixo:

$$\delta(m) = a_0 + \sum_{j=1}^k a_j f_j(m) \quad (16)$$

Onde m é a maturidade, a é um parâmetro desconhecido a ser estimado e assume-se que $\delta(0) = 1$, ou seja, o valor presente de um ativo com função de desconto $\delta(m)$ é igual a 1.

A taxa de juros $\eta(m)$ é definida conforme equação abaixo:

$$\eta(m) = \frac{-1}{m} \ln \delta(m) \quad (17)$$

Como $\eta(m)$ é uma transformação não linear de $\delta(m)$, é possível assumir que $\eta(m)$ também pode ser descrito por uma combinação linear de k funções $s_j(m)$.

$$\eta(m) = a_0 + \sum_{j=1}^k a_j s_j(m) \quad (18)$$

Para definir a função polinomial, onde $s_j(m)$ é de terceiro grau, é necessário estimar $4n$ coeficientes de um sistema de equações cúbicas através de $n + 1$ pares de taxa de juros $\eta(m)$ e maturidade m .

$$s_k(m) = a_k(m - m_k)^3 + b_k(m - m_k)^2 + c_k(m - m_k) + d_k \quad (19)$$

Onde,

$k = 1, 2, \dots, n$ e a, b, c e d são parâmetros desconhecidos.

Apêndice C

Detalhes da metodologia da *Bloomberg* de geração de curvas para empresas

1. Critério de agrupamento

O agrupamento das diversas emissões de emissores de um determinado setor é definida pela classificação da emissão. As classificações são calculados pela Bloomberg como uma média das classificações das agências: Moody's, Standard and Poor's e Fitch.

Os grupos de classificações são agrupados em unidades maiores, chamadas de clusters, que contém uma ou mais classificações semelhantes. Um determinado setor por exemplo é constituído por dez grupos de classificações conforme abaixo, e cada grupo contém um determinado número de emissões

{AAA,AA1,AA2,AA3,A1,A2,A3,BBB1,BBB2,BBB3}. Esses nove grupos são agrupados em quatro grupos. A razão para o agrupamento é a falta de emissões dentro de um determinado grupo.

AAA = {AAA}, AA = {AA1, AA2,AA3}, A = {A1,A2,A3}, BBB = {BBB1,BBB2,BBB3}.

2. Preço:

Apenas emissões com preço definido pela Bloomberg Generic (BGN) são incluídos. BGN é a média de todos os tipos de preços, incluindo preços indicativos e executáveis cotados por diversas fontes de preço numa determinada janela de tempo. A disponibilidade de preço pela BGN é uma indicação de bom nível de liquidez para uma determinada emissão. Preços de uma emissão cujo valor esteja muito acima ou abaixo de emissões comparáveis são excluídos.

3. Modelagem da Curva de Juros

A curva zero, $Z_i(T)$ (sem pagamento de cupom), com classificação i e maturidade T é estimada através de uma função linear, definida por partes, ao invés de uma função de suavização de quatro ou cinco parâmetros. A vantagem do uso da função definida por partes é que a mesma contém mais parâmetros do que o método de suavização. A desvantagem é que a função por partes não garante positividade das taxas de juros. A partir de $Z_i(T)$, a Curva a Termo $f_i(T)$ pode ser calculada. A curva zero pode ser descrita como uma função da curva a termo conforme abaixo:

$$z(t) = \frac{\int_0^t f(u) du}{t} \quad (20)$$

Restrições Impostas para a Curva a Termo:

$f_i(t) > 0$ para qualquer classificação i .

Onde, $f_i(t)$ é a curva a termo com classificação i e prazo t .

Capítulo 3

ESTRUTURA A TERMO DA CURVA DE *SPREADS* DE TÍTULOS CORPORATIVOS

Resumo

Neste capítulo analisamos a influência de algumas variáveis nas curvas de *spreads* de empresas norte-americanas. Estimamos seis modelos de estrutura a termo de *spreads*, de acordo com a classificação de risco das empresas, utilizando a técnica econométrica do filtro de Kalman. O modelo estimado, além de ser mais completo do que os trabalhos recentes da literatura, incorpora a crise financeira de 2008-2009. Incorporamos em um só modelo, fatores latentes das curvas de juros do Tesouro e de *spreads*, variáveis macroeconômicas e setoriais. Concluímos, ao contrário do encontrado por alguns autores, que o componente de nível da curva do Tesouro norte-americano exerce influência positiva sobre as curvas de *spreads*. Os nossos resultados, entretanto, estão em linha com estudos que controlam períodos de alta volatilidade de ativos com quebras estruturais nos modelos de *spreads*. Os resultados para as variáveis macroeconômicas mostraram-se em linha com o encontrado na literatura.

Palavras-chave: *Spreads*; Filtro de Kalman; Fatores latentes; Variáveis macroeconômicas

Abstract

In this chapter we analyze the influence of some variables on the North American spreads curves. We estimated six models of spreads term structure, according to the rating of the companies, using the econometric technique of Kalman filter. The model estimated is more complete than that found in recent literature and incorporates the financial crisis of 2008-2009. We incorporated in a single model, latent factors of yield curves and treasury spreads, macroeconomic and sectoral variables. We conclude, contrary to the findings of some authors, that the level component of the treasury curve has a positive influence on the level spread curves. Our results, however, are in line with studies that control periods of high assets volatility with structural breaks in spreads models. The results for macroeconomic variables proved to be in line with findings in the literature.

Key-words: Spreads; Kalman filter; Latent factors; Macroeconomic variables

3.1 Introdução

O mercado de títulos de crédito nos Estados Unidos teve rápido crescimento nos últimos anos. O estoque⁴⁶ dessa classe de ativos na economia quase dobrou entre 2003 a 2013, atingindo a soma de US\$ 11,1 trilhões segundo dados do *Federal Reserve*. O estoque de crédito na forma de títulos nos Estados Unidos é tão significativo que ele representava em 2013 mais do que 25% do volume global⁴⁷ de títulos de crédito. No período entre 2003 e 2007, por exemplo, o estoque de títulos corporativos chegou a ser duas vezes maior do que o estoque de títulos do Tesouro. Essa realidade mudou significativamente entre 2008 e 2013 em função da política monetária expansionista e diversas outras medidas⁴⁸ tomadas pelo governo norte-americano que tinham como objetivo elevar a liquidez do sistema financeiro e a disponibilidade de crédito na economia. No período entre 2007 e 2013 o estoque de títulos corporativos teve crescimento de apenas 5,3%, enquanto o de títulos do Tesouro teve variação de 141,1%. O baixo crescimento do estoque de títulos corporativos nos últimos anos reduziu naturalmente a sua participação no Produto Interno Bruto (PIB), que passou de 72,8% em 2007 para 66,1% em 2013. Podemos perceber, entretanto, que, mesmo com o baixo crescimento dos últimos anos, o estoque de títulos corporativos norte-americano continua sendo bastante representativo, tanto em termos da participação no mercado global de títulos quanto em termos de sua importância para a economia norte-americana.

Naturalmente, pelo tamanho do mercado, com o aumento da transparência através da introdução do TRACE⁴⁹ e pelo rápido crescimento nos últimos anos, o estudo dos *spreads* de títulos corporativos tornou-se cada vez mais relevante por conta do impacto dos títulos na atividade econômica e nas decisões de política monetária do banco central norte-americano. No período entre 2003 e 2012 os *spreads* corporativos passaram por períodos de menor oscilação e baixo nível a momentos de elevada tensão com rápido crescimento no nível dos *spreads* e na respectiva volatilidade. Nos anos entre 2003 e 2007 os títulos⁵⁰ classificados

⁴⁶ Fonte: *Federal Reserve Statistical Accounts – Financial Accounts of the United States*

⁴⁷ Fonte: *Bank for International Settlements (BIS)*

⁴⁸ Maiores detalhes em Thornton (2012)

⁴⁹ Transaction Reporting and Compliance Engine. A partir da introdução do TRACE os *dealers* passaram a ser obrigados a reportar para a *National Association of Security Dealers* todas as transações envolvendo títulos corporativos emitidos em oferta pública o que permitiu maior transparência e liquidez para o mercado.

⁵⁰ As informações são da *Bloomberg*. São *spreads* de títulos corporativos com classificação de risco BBB calculados como a diferença entre a taxa de juros de dez anos dos títulos corporativos e a taxa do tesouro dos Estados-Unidos.

como BBB tiveram média de *spread* de 148 pontos em relação à taxa de juros norte-americana, nível bastante inferior à média dos anos 2008-2009, que foi de 372 pontos com a eclosão da crise financeira norte-americana. Finalmente, no período pós-crise entre 2010 e 2012 e com a política de provimento de liquidez do banco central, os *spreads* tiveram patamar médio de 212 pontos em relação à taxa de juros norte-americana.

Diversos estudos⁵¹ buscam entender quais fatores influenciam o nível e a inclinação das curvas de *spreads*. Dentro desse tema há algumas questões centrais tais como a relevância dos fatores da curva de juros do Tesouro como variável explicativa dos fatores das curvas de *spreads* e o papel das variáveis macroeconômicas e setoriais nessa influência. A literatura de *spreads* corporativos baseou-se nos últimos anos em três linhas de abordagem: os modelos estruturais, os modelos na forma reduzida e os modelos de componentes.

Na literatura⁵², os modelos estruturais normalmente são uma generalização do tradicional modelo de Merton (1974). A classe de modelos estruturais, em geral, utiliza a estrutura de capital das empresas e suas oscilações ao longo do tempo para mensurar a respectiva probabilidade de inadimplemento e, conseqüentemente, os *spreads* de crédito. Segundo essa literatura, a probabilidade de falência de uma empresa é função da distância entre o valor esperado dos seus ativos e de suas dívidas, ou seja, à medida que o patrimônio líquido dos acionistas diminui, maior é a chance de a empresa falir. A fundamentação teórica dos modelos estruturais é sólida, porém sua capacidade de previsão dos *spreads* de crédito é relativamente ruim. Os modelos estruturais⁵³ tendem a subestimar os *spreads* de crédito de empresas com grau de investimento⁵⁴ e superestimar os *spreads* das empresas sem grau de investimento.

Os modelos de forma reduzida⁵⁵ não tratam o evento da falência da empresa como função das características da estrutura de capital da empresa. A literatura dessa classe de modelos defende que a probabilidade de inadimplência entre dois períodos é função de variáveis exógenas não observáveis como, por exemplo, métricas de alavancagem da empresa, variáveis macroeconômicas e financeiras. Segundo Jarrow e Protter (2004), os

⁵¹ Algumas referências são: Duffee (1998), Collin-Dufresne, Goldstein e Martin (2001), Duffie et al. (2007), Krishnan et al. (2007), Landschoot (2004), Yu e Salvards (2009), Christensen e Lopez (2012), entre outros.

⁵² Algumas referências são: Black e Cox (1976), Brennan e Schwartz (1984), Longstaff e Schwartz (1995), Leland e Toft (1996), Duffie e Lando (2001), Collin-Dufresne e Goldstein (2001).

⁵³ Maiores detalhes em Huang e Huang (2012) e Eom et al. (2004)

⁵⁴ Empresas com classificação de risco BBB- ou melhor por pelo menos duas das três agências de classificação de risco: Moodys, Standard and Poors e Fitch.

⁵⁵ Algumas referências são: Jarrow et al. (1995), Lando (1998), Duffe e Singleton (1999) e Hull e White (2000)

modelos na forma reduzida, pelo fato de utilizarem variáveis observadas pelo mercado, são mais eficientes para fins de modelagem de preços de títulos e derivativos com risco crédito.

Finalmente, os modelos de componentes baseados no estudo de Nelson e Siegel (1987) não têm a fundamentação teórica dos modelos estruturais e da forma reduzida, porém têm grande apelo prático em função da parcimônia, facilidade na reprodução dos principais fatos estilizados das curvas de *spreads* e capacidade de previsão. Segundo Diebold e Li (2006), os modelos baseados em Nelson e Siegel (1987) utilizam três fatores, originalmente tratados como componentes de longo, curto e médio prazo, e que, segundo os autores, podem ser definidos como o nível, inclinação e curvatura, respectivamente, da curva de juros.

3.2 Breve Resumo de Literatura

Nos últimos anos, com o crescimento da importância do mercado de títulos de crédito corporativos, surgiram diversos estudos que tinham como objetivo avaliar quais variáveis influenciam os *spreads* de crédito. Nesse sentido, uma importante contribuição foi a de Collin-Dusfrene et al. (2001), que investigam os determinantes das variações mensais dos *spreads* de crédito entre julho de 1988 e Dezembro de 1997 de 688 emissões e 261 emissores diferentes. Os autores utilizam como variáveis explicativas a variação na alavancagem das firmas, a variação da taxa de dez anos do Tesouro norte-americano, a variação da inclinação⁵⁶ da taxa de juros norte-americana, a variação da volatilidade implícita do índice de ações *Standard & Poors* (S&P) 500, o retorno do S&P 500 e a volatilidade implícita do índice de preços das opções de venda do S&P 500. Os autores estimam diversas regressões com esse grupo de variáveis, separando as amostras por classificação de risco, nível de alavancagem e maturidade das emissões. Os sinais dos coeficientes das regressões estimadas por Collin-Dusfrene et al. (2001) indicam que as variações nos *spreads* de crédito são influenciadas negativamente pela variação da inclinação da taxa de juros norte-americana, nível da taxa de juros, alavancagem das firmas, retorno do S&P 500 e positivamente pela volatilidade implícita do S&P 500. Segundo os autores, uma das explicações para o baixo nível de aderência do modelo é que os *spreads* tendem a ser explicados por fatores agregados que afetam de forma comum todas as firmas, e não por variáveis específicas de cada firma. O estudo indica que a maior parte da explicação da variação dos *spreads* é determinada pelos

⁵⁶ A medida de inclinação utilizada por Collin-Dusfrene, Goldstein e Martin (2001) e Diebold e Li (2006) é definida pela diferença entre a taxa de 10 anos e a de 2 anos.

resíduos da equação e que os mesmos são altamente correlacionados com o primeiro componente dos *spreads* numa análise de componentes principais.

A metodologia e as variáveis utilizadas por Collin-Dusfrene et al. (2001) inspiraram diversos autores nos anos seguintes. Um dos desafios dos estudos de *spreads* de crédito baseados em países com mercado menos desenvolvido que os Estados Unidos é a dificuldade de obtenção de uma amostra elevada de empresas que seja capaz de permitir estimações robustas. Landschoot (2004) contornou esse desafio ao analisar dados de empresas de vários países europeus. A autora analisou os determinantes de *spreads* de crédito utilizando dados semanais de 1.577 emissões de 448 emissores corporativos europeus entre 1998 e 2002. O estudo busca verificar a sensibilidade das curvas de *spreads* desses emissores a variáveis macroeconômicas e financeiras de acordo com as características das curvas, como maturidade e classificação de risco. A autora conclui que mudanças no fator de nível e inclinação da estrutura a termo de curvas de emissões livre de risco⁵⁷ influenciam as curvas de *spreads*. Segundo a autora, esses dois fatores são negativamente relacionados com os *spreads*, assim como encontrado por Collin-Dusfrene et al. (2001). A autora também conclui que o retorno do índice de ações é negativamente relacionado com os *spreads* de crédito e que a volatilidade implícita do índice, por sua vez, é positivamente relacionada. Finalmente, a autora encontra evidências de que, quanto pior a classificação de risco, maior é a influência dessas variáveis nos *spreads* de crédito. A regressão estimada por Landschoot (2004) utiliza os *spreads* como variável dependente e diversas variáveis macroeconômicas e financeiras (retorno do índice de ações, volatilidade implícita do índice, fator de nível e inclinação da curva agregada dos emissores livre de risco, liquidez, entre outras) como explicativas.

Os estudos baseados em componentes na linha de Nelson e Siegel (1987) tiveram uma importante contribuição com Diebold et al. (2006). Os autores, embora não tenham focado a atenção diretamente nos *spreads*, contribuíram de forma relevante na maneira como os componentes de nível, inclinação e curvatura afetam as curvas de juros. Os autores tiveram sucesso ao incorporar na metodologia de Diebold e Li (2006) variáveis macroeconômicas como fatores importantes na previsibilidade dos movimentos das curvas de juros. Diebold et al. (2006) assumem que os fatores de nível, inclinação e curvatura de Nelson e Siegel (1987) são correlacionados e, portanto, a melhor forma de estimação do modelo é através de um

57 A autora utiliza uma amostra de 260 emissões de governos da União Europeia tais como Alemanha, Áustria, França, Holanda, Irlanda, Espanha e Finlândia.

vetor auto-regressivo de ordem um, VAR(1), ao invés de um AR(1), como em Diebold e Li (2006). Os autores encontram fortes evidências de que as variáveis macroeconômicas impactam as curvas futuras de juros.

Os estudos de Collin-Dufrene et al. (2001) e Landschoot (2004) foram importantes na medida em que obtiveram resultados sobre potenciais variáveis que explicam os *spreads* de crédito, assim como a conclusão de que um potencial determinante dos *spreads* são os componentes da própria estrutura a termo das curvas. A inclusão desses componentes formalmente nas regressões de *spreads* foi uma das importantes contribuições de Krishnan et al. (2007). Os autores baseiam sua metodologia no modelo desenvolvido por Diebold et al. (2006). A intenção é verificar se os *spreads* de crédito podem ser explicados por fatores relacionados à sua própria estrutura a termo e por variáveis específicas de cada empresa, setor ou macroeconômicas. Os *spreads* são construídos através de uma base de dados mensal de curvas de títulos de empresas do setor industrial, bancário e de serviços que compõem o S&P 500 e de curvas de juros fornecidas pela *Bloomberg* de títulos de empresas com classificação de risco BB pela S&P. Os autores concluem que variáveis específicas das empresas, dos respectivos setores ou macroeconômicas são irrelevantes para explicar o movimento dos *spreads*. Uma segunda conclusão é que os fatores relacionados à estrutura a termo dos *spreads* (nível, inclinação e curvatura) contêm informação importante, mas não suficiente, para prever os movimentos futuros dos *spreads*. Os autores, assim como Collin-Dufrene et al. (2001) e Landschoot (2004), encontram evidências de que o nível e a inclinação da curva de juros do Tesouro são negativamente relacionados com os *spreads*.

Nos anos seguintes alguns estudos contribuíram com a literatura de *spreads* de crédito adicionando questões não tratadas formalmente nos estudos anteriores. Um exemplo é o estudo de Yu et al. (2009). Os autores utilizam curvas de empresas sem pagamento de cupom, em uma periodicidade mensal e classificação de risco entre AAA e B- pela *Standard & Poors* entre Dezembro de 1994 a Abril de 2006, para verificar a sensibilidade das curvas a mudanças no fator de decaimento λ no que diz respeito à capacidade de previsão do modelo. Os autores concluem que o fator de decaimento pode ser bastante diferente entre emissores com grau de investimento e os demais emissores. Uma segunda conclusão é que o modelo de três fatores de Nelson e Siegel (1987) explica 92% das variações das curvas de juros de emissores corporativos e que, portanto, não é necessário adicionar mais variáveis nas equações.

A possibilidade de existência de quebras estruturais não foi tratada nos estudos recentes de Collin-Dufrene et al. (2001), Landschoot (2004) e Krishnan et al. (2007). A

existência de quebras estruturais e seus potenciais efeitos nos resultados foi incorporada nos trabalhos de Davies (2008) e Maalaoui et al. (2009). Os autores concluem que o controle de quebras estruturais nos modelos eleva o poder explicativo dos determinantes dos *spreads* usualmente utilizados na literatura. Uma segunda conclusão muito importante é que, em períodos de alta volatilidade, a influência do nível da curva de juros do Tesouro sobre os *spreads* é positiva, e não negativa, como encontrado em trabalhos anteriores.

Um ponto não tratado na literatura de *spreads* de crédito pelos estudos anteriores é a importância de fatores globais na determinação dos movimentos dos *spreads*. Uma questão também não abordada claramente pela literatura é a interação que os componentes da curva soberana tem com os componentes das curvas de *spreads*. Christensen et al. (2012) adicionam à literatura de *spreads* essas duas contribuições. Os autores adicionam ao modelo teórico de três fatores de Diebold et al. (2006) os fatores específicos de nível e inclinação das próprias curvas de *spreads* para explicar a estrutura a termo dos *spreads* de quatro setores norte-americanos. A conclusão é que os três fatores relacionados à curva soberana, assim como os fatores globais comuns da curva de *spreads*, são relevantes para explicar os fatores da curva de *spreads* de cada setor. Os autores infelizmente não incorporam variáveis macroeconômicas ou setoriais nos modelos estimados, o que impede a verificação da interação destas variáveis com os cinco fatores.

O modelo utilizado neste estudo baseia-se nos trabalhos de Diebold et al. (2006) e Christensen et al. (2012). A importância deste trabalho consiste na verificação de quais variáveis influenciam o fator de nível das curvas de *spreads* de emissores norte-americanos. Este estudo nos permite, conseqüentemente, verificar a interação de variáveis macroeconômicas, setoriais e fatores da própria curva soberana com os fatores das curvas de *spreads*. A técnica econométrica utilizada foi a do filtro de Kalman, que permite, por exemplo, estimarmos a influência de fatores latentes globais comuns das curvas de *spreads* no fator de nível.

O capítulo está organizado da seguinte forma. Na seção 3.3 explicamos as principais características do modelo teórico baseado em Diebold et al. (2006) e Christensen et al. (2012). Na seção 3.4 apresentamos os dados utilizados na estimação do modelo teórico, estimativas dos fatores de nível e inclinação das curvas de *spreads* e estatísticas descritivas das variáveis específicas⁵⁸ macroeconômicas e de alavancagem de cada setor. Na seção 3.5 explicamos a

⁵⁸ Variáveis utilizadas, por exemplo, nos trabalhos de Collin-Dufresne et al. (2001), Krishnan et al. (2007) e Landschoot (2004).

estratégia econométrica utilizada, que consiste no uso de componentes principais para permitir a inicialização do filtro de Kalman. Finalmente, nas seções 3.6 e 3.7 apresentamos os principais resultados das estimativas e concluimos.

3.3 Modelo Teórico

O modelo teórico deste estudo baseia-se no modelo de Diebold et al. (2006) com variáveis macroeconômicas⁵⁹, que pode ser descrito pelas equações abaixo:

$$y_{it}(\tau) = L_{it} + S_{it} \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + C_{it} \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) \quad (1)$$

Onde,

$y_{it}(\tau)$ é a taxa de juros com maturidade τ do emissor i no período t .

L_{it} , S_{it} e C_{it} são fatores locais do nível, inclinação⁶⁰ e curvatura respectivamente, do emissor i no período t conforme descrito por Diebold e Li (2006).

λ é o fator de decaimento que maximiza a curvatura de y_{it} para τ igual a 30 meses conforme Diebold e Li (2006)⁶¹. O valor de λ quando isso acontece é 0,0609.

$v_{it}(\tau)$ são os distúrbios da equação com média zero e variância $\sigma_i^2(\tau)$

A equação de transição (2), na forma de um vetor auto-regressivo de ordem um, governa a dinâmica do vetor de estado.

$$\begin{pmatrix} L_{it} - \mu_L \\ S_{it} - \mu_S \\ C_{it} - \mu_C \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & \dots & a_{16} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & \dots & a_{26} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & \dots & a_{36} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{it-1} - \mu_L \\ S_{it-1} - \mu_S \\ C_{it-1} - \mu_C \\ NU_{t-1} - \mu_{NU} \\ TI_{t-1} - \mu_{TI} \\ IPC_{t-1} - \mu_{IPC} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_{it}(L) \\ \eta_t(S) \\ \eta_{it}(C) \end{pmatrix} \quad (2)$$

⁵⁹ Diebold et al. (2006) assumem que as variáveis macroeconômicas não afetam a taxa de juros diretamente.

⁶⁰ A inclinação descrita como s_{it} na equação (1) é a diferença entre a taxa de juros de curto prazo e a de longo prazo.

⁶¹ O valor de λ que maximiza a curvatura de y_{it} para τ igual a 30 meses é 0,0609. Assumindo esse valor, a equação (1) torna-se linear. Os valores iniciais utilizados por Diebold e Li (2006) dos termos L_{it} , S_{it} e C_{it} para inicialização do filtro de Kalman são obtidos através da regressão por mínimos quadrados ordinários para cada período de tempo.

Onde, NU_t é o nível de utilização da capacidade instalada da indústria, TI_t é a média mensal da taxa interbancária⁶² e IPC_t é a inflação de 12 meses medida pelo deflator de preço para gastos com consumo.

A equação de medida (3) relaciona a taxa de juros com os três fatores não observáveis da equação de transição (2).

$$\begin{pmatrix} y_{it}(\tau_1) \\ y_{it}(\tau_2) \\ \vdots \\ y_{it}(\tau_N) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\tau_1\lambda}}{\tau_1\lambda} & \frac{1-e^{-\tau_1\lambda}}{\tau_1\lambda} & -e^{-\tau_1\lambda} \\ 1 & \frac{1-e^{-\tau_2\lambda}}{\tau_2\lambda} & \frac{1-e^{-\tau_2\lambda}}{\tau_2\lambda} & -e^{-\tau_2\lambda} \\ & & \ddots & \\ 1 & \frac{1-e^{-\tau_N\lambda}}{\tau_N\lambda} & \frac{1-e^{-\tau_N\lambda}}{\tau_N\lambda} & -e^{-\tau_N\lambda} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t(\tau_1) \\ \varepsilon_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \varepsilon_t(\tau_N) \end{pmatrix} \quad (3)$$

Numa notação vetorial as equações (2) e (3) podem ser descritas segundo a forma abaixo:

$$(f_t - \mu) = A(f_{t-1} - \mu) + \eta_t \quad (4)$$

$$y_t = \Lambda f_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Assume-se que os distúrbios η_t e ε_t das equações (4) e (5) seguem distribuição normal, são ortogonais entre si e em relação aos valores iniciais de y_t .

$$\begin{pmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \sim WN \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q & 0 \\ 0 & H \end{pmatrix} \right], \quad (6)$$

$$E(f_0 \eta_t) = 0, \quad (7)$$

$$E(f_0 \varepsilon_t) = 0. \quad (8)$$

⁶² Diebold et al. (2006) utiliza a taxa de depósito de três meses. Utilizamos a taxa interbancária em função de estarmos estudando a estrutura a termo de curvas corporativas. De qualquer forma, a correlação das séries para o período de análise foi superior a 90%.

Onde a matriz H é definida como diagonal⁶³ e a Q, não diagonal. A hipótese da matriz Q não ser diagonal significa que os distúrbios da equação (4) são correlacionados.

Seguindo o modelo de Christensen et al. (2012), definimos o *spread*⁶⁴ de uma curva de juros de um título privado conforme abaixo:

$$s_t^{i,c}(\tau) = y_t^{i,c}(\tau) - y_t^T(\tau) \quad (9)$$

Onde, $y_t^{i,c}(\tau)$ é a curva de juros de um título do setor i com classificação de risco c e $y_t^T(\tau)$ refere-se a curva de juros do tesouro norte-americano.

A partir de (9) é possível descrever a curva de *spread* como um modelo de cinco fatores⁶⁵.

$$s_t^{i,c}(\tau) = \alpha_0^{i,c} + \alpha_{L^T}^{i,c} L_t^T + \alpha_{S^T}^{i,c} S_t^T + \alpha_{C^T}^{i,c} C_t^T + \alpha_L^{i,c} L_t^S(i) + \alpha_S^{i,c} S_t^S(i) \quad (10)$$

Onde, L_t^T , S_t^T , C_t^T são os componentes de nível, inclinação e curvatura da curva de juros do tesouro norte-americano e $L_t^S(i)$ e $S_t^S(i)$ são componentes comuns de nível e inclinação de cada setor i, independente da classificação de risco dos títulos do setor.

A equação (10) implica que os *spreads* de um determinado setor i com classificação de risco c são função dos fatores de nível, inclinação e curvatura da curva do tesouro e dos fatores de nível e inclinação comuns do setor.

⁶³ Assumimos que a variância dos distúrbios da equação cinco, $(\sigma^n)^2$, é igual a um. Essa restrição segue a sugestão de Sargent e Sims (1977) e Stock e Watson (1989).

⁶⁴ Blanco et al. (2005) alertam que a escolha de uma medida incorreta de ativo livre de risco para cálculo do risco de crédito pode prejudicar os resultados. Christensen e Lopez (2012) assumem implicitamente em (9) que a taxa de juros norte-americana é livre de risco. Segundo os autores, embora essa hipótese possa não ser correta, se houver um viés, os *spreads* de crédito estarão viesados na mesma direção.

⁶⁵ Assim como em Christensen e Lopez (2012), assumimos que os *spreads* são função dos fatores de nível, inclinação e curvatura da curva do tesouro e nível e inclinação da curva de *spreads* do setor, ou seja, não incluímos o fator de curvatura da curva de *spreads*. Segundo Diebold et al. (2008), o termo de curvatura não tem sentido econômico, ficando difícil relacioná-lo com indicadores macroeconômicos. Acreditamos que isso se aplica também para a curva de *spreads*.

Reescrevendo as equações (2) e (3) e partindo da equação (10) obtemos a forma final da equação de medida e transição, equações (11) e (12), respectivamente, a serem estimadas neste estudo para uma determinada curva de *spreads* de classificação de risco c e setor i .

Equação de Medida

$$\begin{pmatrix} y_t^T(\tau) \\ s_t^{i,c}(\tau) \end{pmatrix} = \Lambda \begin{pmatrix} L_t^T \\ S_t^T \\ C_t^T \\ L_t^S(i) \\ S_t^S(i) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^T \\ \varepsilon_t^S(i, c) \end{pmatrix} \quad (11)$$

Onde,

$$\Lambda = \begin{pmatrix} 1 \left(\frac{1 - e^{\tau_1 \lambda}}{\tau_1 \lambda} \right) \left(\frac{1 - e^{-\tau_1 \lambda}}{\tau_1 \lambda} - e^{-\tau_1 \lambda} \right) & 0 & 0 \\ 1 \left(\frac{1 - e^{-\tau_2 \lambda}}{\tau_2 \lambda} \right) \left(\frac{1 - e^{-\tau_2 \lambda}}{\tau_2 \lambda} - e^{-\tau_2 \lambda} \right) & 0 & 0 \\ \vdots & & \\ 1 \left(\frac{1 - e^{-\tau_N \lambda}}{\tau_N \lambda} \right) \left(\frac{1 - e^{-\tau_N \lambda}}{\tau_N \lambda} - e^{-\tau_N \lambda} \right) & 0 & 0 \\ 1 \left(\frac{1 - e^{\tau_1 \lambda}}{\tau_1 \lambda} \right) & 0 & 1 \left(\frac{1 - e^{\tau_1 \lambda}}{\tau_1 \lambda} \right) \\ 1 \left(\frac{1 - e^{\tau_2 \lambda}}{\tau_2 \lambda} \right) & 0 & 1 \left(\frac{1 - e^{\tau_2 \lambda}}{\tau_2 \lambda} \right) \\ \vdots & & \\ 1 \left(\frac{1 - e^{\tau_N \lambda}}{\tau_N \lambda} \right) & 0 & 1 \left(\frac{1 - e^{\tau_N \lambda}}{\tau_N \lambda} \right) \end{pmatrix}$$

Equação de Transição

$$\begin{array}{c} \mu \quad \quad \quad \mathbf{B} \quad \quad \quad \mathbf{C} \\ \underbrace{\hspace{1.5cm}} \quad \underbrace{\hspace{1.5cm}} \quad \underbrace{\hspace{1.5cm}} \end{array}
 \begin{pmatrix} L_t^T \\ S_t^T \\ C_t^T \\ L_t^S(i) \\ S_t^S(i) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_L^T \\ \mu_S^T \\ \mu_C^T \\ \mu_L^S(i) \\ \mu_S^S(i) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & \dots & b_{19} \\ b_{21} & b_{22} & \dots & b_{29} \\ b_{31} & b_{32} & \dots & b_{39} \\ b_{41} & b_{42} & \dots & b_{49} \\ b_{51} & b_{52} & \dots & b_{59} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1}^T - \mu_L^T \\ S_{t-1}^T - \mu_S^T \\ C_{t-1}^T - \mu_C^T \\ (L_{t-1}^S - \mu_L^S)(i) \\ (S_{t-1}^S - \mu_S^S)(i) \\ NU_{t-1} - \mu_{NU} \\ TI_{t-1} - \mu_{TI} \\ IPC_{t-1} - \mu_{IPC} \\ (IA_{t-1} - \mu_{IA})(i) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(L^T) \\ \eta_t(S^T) \\ \eta_t(C^T) \\ \eta_t(L^S(i)) \\ \eta_t(S^S(i)) \end{pmatrix} \quad (12)$$

Onde, $IA_t(i)$ é o índice de alavancagem do setor i . Para o setor industrial, a alavancagem utilizada nesse estudo é a razão entre o total de dívida agregada do setor e o respectivo patrimônio líquido. Para o setor financeiro, o índice de alavancagem é medido pelo índice de Capital Principal, calculado como a razão entre os ativos ponderados pelo risco agregados do setor financeiro e o capital principal⁶⁶.

Assumimos neste estudo que os fatores de nível, inclinação e curvatura da curva de juros norte-americana, assim como do nível e inclinação das curvas de *spreads*, não afetam as variáveis macroeconômicas e setoriais de alavancagem. Dessa forma, o total de coeficientes a serem estimados são setenta: o fator de decaimento λ da equação de medida, nove coeficientes de média da matriz μ , 45 coeficientes da matriz B , cinco variâncias e dez covariâncias dos distúrbios das equações dos componentes de nível, inclinação e curvatura da curva do Tesouro e nível e inclinação da curva de *spreads* de cada setor específico da matriz C . A determinação de que as variáveis macroeconômicas não são afetadas pelos fatores das curvas do Tesouro e de *spreads* implica em uma redução enorme de coeficientes, elevando significativamente os graus de liberdade e facilitando, assim, a estimação dos coeficientes pelo filtro de Kalman.

⁶⁶ O capital principal é a somatório do capital social, reservas e lucros acumulados e emissões classificadas como capital principal nível I. Maiores detalhes ver Bank for International Settlements, Basle. (2011): Definition of Capital Disclosure Requirements.

O sistema de equações (11) e (12) pode ser descritos pela forma matricial, conforme abaixo:

$$y_t = \Lambda f_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$(f_t - \mu) = B(f_{t-1} - \mu) + \eta_t \quad (14)$$

A matriz B e a matriz de variância-covariância Q do vetor de distúrbios η_t são fundamentais para verificar as interações entre as variáveis macroeconômicas, as específicas de cada setor e os fatores de nível, inclinação e curvatura. A matriz Q é estimada da forma como sugerida por Diebold et al. (2006), ou seja, não diagonal.

3.4 Dados

A base de dados é composta por curvas de juros agregadas disponibilizadas pela *Bloomberg*⁶⁷, divididas segundo a classificação de risco dos títulos corporativos dos emissores que compõem cada curva e setor de atividade. No total foram utilizadas sete curvas de juros neste estudo, sendo seis curvas agregadas de juros de emissores corporativos e a curva de juros do Tesouro norte-americano. Cada curva agregada de emissores corporativos contém títulos dos respectivos emissores com mesma classificação de risco e setor de atividade. Os setores escolhidos neste estudo foram o industrial e o financeiro. O setor industrial e financeiro são dois setores bastante relevantes na economia. A qualidade de crédito das empresas do setor industrial tende a estar diretamente correlacionada com variáveis como a taxa de crescimento real da economia, a taxa de inflação e a taxa de desemprego. A qualidade de crédito das empresas do setor financeiro, por sua vez, está potencialmente correlacionada com a liquidez do mercado interbancário, a demanda por crédito das empresas e, naturalmente, com as decisões de política monetária. Para o setor financeiro foram obtidas três curvas agregadas com classificações de risco⁶⁸ BBB+, A e AA. No caso do setor industrial, foram obtidas mais três curvas com classificações de risco BB, BBB e A.

⁶⁷ Maiores Detalhes sobre a metodologia de geração de curvas da *Bloomberg* estão no apêndice C e no relatório de Michael Lee: *Bloomberg Fair Value Market Curves – International Bond Market Conference 2007*, Taipei.

⁶⁸ Não foi possível, por indisponibilidade de informação da *Bloomberg*, obter a curva de classificação de risco BB para o setor financeiro. A *Bloomberg* calcula a classificação de risco de cada emissor segundo a média das classificações de risco das três agências de classificação (Moody's, Fitch e Standard and Poors) para cada emissor.

Os *spreads*, conforme descrito na seção 3.1, são calculados a partir de curvas agregadas de juros dos setores industrial e financeiro sem pagamento de cupom e sem cláusula de resgate antecipado. Para o cálculo dos *spreads*, na forma como descrito na seção 3.1, extraímos também da *Bloomberg* a curva de juros do Tesouro norte-americano.

As periodicidade das informações das curvas de juros é semanal e abrange o período de fevereiro de 2002 a setembro de 2012. As maturidades utilizadas para a construção de cada uma das seis curvas⁶⁹ de *spreads* são de 3,6,12,24,36,48,60,84,96,108 e 120 meses. As taxas de juros para as maturidades de 9,15,18,21,30 e 72 meses foram calculadas pelo método de interpolação cúbica desenvolvido por McCulloch⁷⁰ (1971, 1975). O período de estudo compreende, portanto, a crise financeira de 2008-2009. Esse período foi marcado por excessiva intervenção do governo norte-americano na condução da política monetária, conforme argumenta Thornton (2012). Na crise de 2008-2009 os *spreads* tiveram elevada oscilação e atingiram os níveis máximos no período entre 2002 e 2012 ao mesmo tempo em que houve uma redução significativa na taxa de juros de curto prazo norte-americana e grande oscilação em variáveis macroeconômicas. Segundo Davies (2008) e Maalaoui et al. (2009), períodos de elevada volatilidade podem alterar significativamente os resultados a respeito da forma como determinantes de *spreads* de crédito influenciam os fatores das curvas de *spreads*.

As variáveis macroeconômicas utilizadas nesse estudo são a taxa interbancária de um mês, o nível de utilização da capacidade instalada da indústria e a variação de doze meses do índice de preços ao consumidor. As variáveis⁷¹ macroeconômicas são as mesmas utilizadas por Diebold et al. (2006). Utilizamos também neste estudo uma variável de alavancagem para cada setor, em linha com Krishnan et al. (2007). Para o setor industrial foi utilizada a variável dívida agregada sobre patrimônio líquido. Para o setor financeiro, a variável utilizada foi o índice de capital principal do sistema financeiro, que mede a relação entre volume agregado de capital principal no balanço dos bancos e os ativos ponderados pelo risco. Diferentemente de Krishnan et al. (2007), não utilizamos para o setor financeiro a mesma variável de alavancagem do setor industrial. Acreditamos que o índice de capital principal mede com maior precisão o nível de alavancagem do setor.

A tabela 3.1 a seguir contém um breve descritivo das variáveis utilizadas nesse estudo.

⁶⁹ Os gráficos de cada uma das seis curvas estão no apêndice

⁷⁰ Maiores detalhes sobre a metodologia de interpolação cúbica estão no apêndice A.

⁷¹ Exceto a taxa interbancária.

Tabela 3.1 Descrição da Base de Dados

| Variável | Fonte | Periodicidade | Descrição |
|---|--|---------------|--|
| Juros do Setor Financeiro, Industrial e Tesouro | Bloomberg | Semanal | Índices setoriais de curvas de Juros sem pagamento de cupom e sem cláusula de resgate antecipado com vértices de maturidade variando de três meses a dez anos. |
| Nível de Utilização (NU) | Federal Reserve | Mensal | Medida de utilização da capacidade utilizada da indústria norte-americana. É calculado a partir da divisão da produção industrial e a capacidade total de produção da indústria. |
| Taxa Interbancária de 1 Mês (TI) | Federal Reserve | Semanal | Taxa de referência para negociações entre instituições financeiras norte-americanas para o período de um mês. |
| Inflação de 12 meses de Preços ao Consumidor % (IPC) | Bureau of Labor Statistics | Mensal | É a inflação dos últimos doze meses sem ajuste sazonal com base no índice de preços ao consumidor. |
| Dívida sobre PL - Setor Industrial (DSPL) | Federal Reserve | Trimestral | É a razão entre a dívida agregada das empresas do setor industrial e o respectivo patrimônio líquido. É uma medida de alavancagem agregada do setor |
| Índice de Capital Principal - Setor Financeiro (ICP) | Federal Insurance Deposit Corporation (FDIC) | Trimestral | É a razão entre o capital principal agregado do sistema financeiro e os respectivos ativos ponderados pelo risco. |

Na tabela 3.2 descrevemos as estatísticas das curvas de *spreads* de cada setor por nível de classificação de risco. Na tabela fica evidente que os *spreads* médios no período entre fevereiro de 2002 a setembro de 2012 variaram positivamente com a classificação de risco para qualquer maturidade tanto para o setor financeiro quanto para o industrial. Nesse período, também os *spreads* do setor financeiro mostraram-se significativamente maiores do que os do setor industrial para níveis de classificação de risco similares. Uma provável razão para essa evidência é que, ao longo da crise norte-americana de 2008 e 2009, o principal setor

afetado foi justamente o financeiro e, portanto, havia significativa aversão ao risco de títulos de emissores financeiros por parte dos investidores. A tabela indica também que os *spreads* aumentam quanto maior a maturidade, um fato estilizado das curvas de *spreads*. Uma última evidência importante é que as séries de *spreads* são altamente persistentes no tempo, o que implica que são potencialmente não estacionárias.

Tabela 3.2 Estatísticas Descritivas para as Curvas de Spreads

| Maturidade (meses) | Média | Desvio Padrão | Mín | Máx | Assimetria | Curtose | $\hat{\rho}$ (1) | $\hat{\rho}$ (12) | $\hat{\rho}$ (30) |
|------------------------|-------|---------------|-------|--------|------------|---------|------------------|-------------------|-------------------|
| Financeiro BBB+ | | | | | | | | | |
| 12 | 187,3 | 167,4 | 38,1 | 927,6 | 2,29 | 8,75 | 0,99 | 0,86 | 0,56 |
| 60 | 237,2 | 163,1 | 73,9 | 951,0 | 2,19 | 8,42 | 0,99 | 0,84 | 0,51 |
| 120 | 251,4 | 166,8 | 82,8 | 979,2 | 2,26 | 8,57 | 0,99 | 0,84 | 0,51 |
| Financeiro A | | | | | | | | | |
| 12 | 101,4 | 107,1 | 30,2 | 595,5 | 2,90 | 11,43 | 0,99 | 0,79 | 0,42 |
| 60 | 150,7 | 110,1 | 52,7 | 608,5 | 2,32 | 8,60 | 0,99 | 0,85 | 0,54 |
| 120 | 163,1 | 102,0 | 67,2 | 591,5 | 2,44 | 9,02 | 0,99 | 0,83 | 0,47 |
| Financials AA | | | | | | | | | |
| 12 | 80,4 | 95,2 | 20,5 | 580,9 | 2,29 | 8,75 | 0,99 | 0,76 | 0,34 |
| 60 | 128,1 | 96,6 | 47,0 | 597,2 | 2,19 | 8,42 | 0,99 | 0,81 | 0,45 |
| 120 | 144,2 | 88,2 | 59,9 | 585,8 | 2,26 | 8,57 | 0,99 | 0,78 | 0,43 |
| Industrials BB | | | | | | | | | |
| 12 | 312,2 | 191,8 | 75,6 | 1056,0 | 1,29 | 5,31 | 0,99 | 0,84 | 0,53 |
| 60 | 352,9 | 172,8 | 132,8 | 1088,2 | 1,74 | 7,05 | 0,99 | 0,83 | 0,49 |
| 120 | 380,5 | 165,8 | 173,7 | 1114,8 | 2,05 | 8,19 | 0,99 | 0,81 | 0,45 |
| Industrial BBB | | | | | | | | | |
| 12 | 135,7 | 87,7 | 51,7 | 466,3 | 1,82 | 6,31 | 0,99 | 0,88 | 0,60 |
| 60 | 162,1 | 80,9 | 66,9 | 478,3 | 1,91 | 6,88 | 0,99 | 0,88 | 0,59 |
| 120 | 177,1 | 72,6 | 97,1 | 470,1 | 2,14 | 7,72 | 0,99 | 0,85 | 0,51 |
| Industrial A | | | | | | | | | |
| 12 | 74,5 | 61,0 | 15,4 | 332,8 | 2,37 | 8,66 | 0,99 | 0,81 | 0,48 |
| 60 | 97,3 | 59,6 | 34,7 | 367,5 | 2,50 | 9,38 | 0,99 | 0,83 | 0,53 |
| 120 | 114,5 | 54,2 | 56,3 | 365,6 | 2,50 | 10,01 | 0,99 | 0,80 | 0,44 |

Fonte: Bloomberg. Elaboração Própria

A tabela 3.3 contém as estatísticas descritivas para as variáveis macroeconômicas e de alavancagem de cada setor. Percebemos que existiu no período uma elevada amplitude entre

os valores mínimos e máximos de cada variável. Essa diferença de valores deve-se ao fato que o período de análise deste estudo compreende dois momentos distintos, um de forte crescimento econômico dos anos pré crise de 2008 e o segundo momento, que abrange a crise e os anos seguintes de estagnação econômica.

Tabela 3.3 Estatísticas Descritivas das Variáveis Macroeconômicas e de Cada Setor

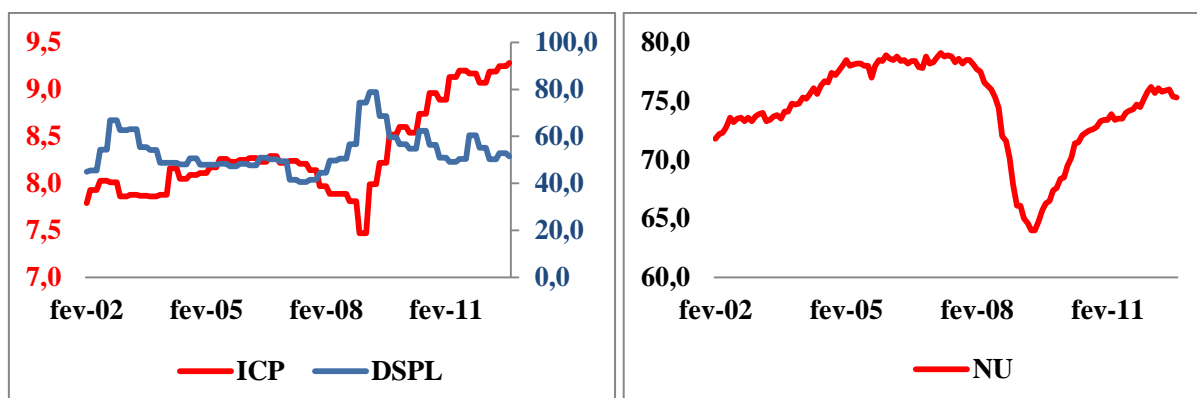
| Nome | Média | Desvio Padrão | Mín | Máx | Assimetria | Curtose | $\hat{\rho}$ (1) | $\hat{\rho}$ (12) | $\hat{\rho}$ (30) |
|---|-------|---------------|-------|-------|------------|---------|------------------|-------------------|-------------------|
| Nível de Utilização % (NU) | 74,64 | 3,67 | 64,00 | 79,10 | -1,16 | 3,90 | 0,99 | 0,93 | 0,72 |
| Taxa Interbancária de 1 Mês (TI) | 1,77 | 1,82 | 0,03 | 5,33 | 0,83 | 2,25 | 0,99 | 0,95 | 0,86 |
| Inflação de 12 meses do Índice de Preços ao Consumidor | 2,36 | 1,36 | -2,10 | 5,60 | -0,58 | 4,01 | 0,98 | 0,66 | 0,18 |
| Dívida sobre PL % (DSPL) | 53,02 | 7,89 | 40,60 | 78,80 | 1,24 | 4,67 | 0,98 | 0,76 | 0,31 |
| Índice de Capital Principal % (ICP) | 8,39 | 0,52 | 7,47 | 9,40 | 0,58 | 2,01 | 0,99 | 0,91 | 0,8 |

Fonte: Federação Reserve, Bloomberg, Bureal of Labor Statistics e FDIC. Elaboração Própria

A figura 3.1 mostra a evolução das variáveis macroeconômicas e de alavancagem dos setores, indicando que houve grande variação no período entre 2008 e 2010, que abrange a crise norte-americana e o início da recuperação da economia. Verificamos através dos gráficos que as variáveis de alavancagem atingiram o pior nível durante a crise, assim como as variáveis macroeconômicas. Percebemos que, ao longo da crise de 2008, o nível de utilização da capacidade instalada da indústria (NU) atingiu a mínima de 64%, indicando a queda no nível de atividade econômica. A taxa interbancária de um mês (TI) atingiu nível próximo de zero como consequência da política de provimento de liquidez do banco central

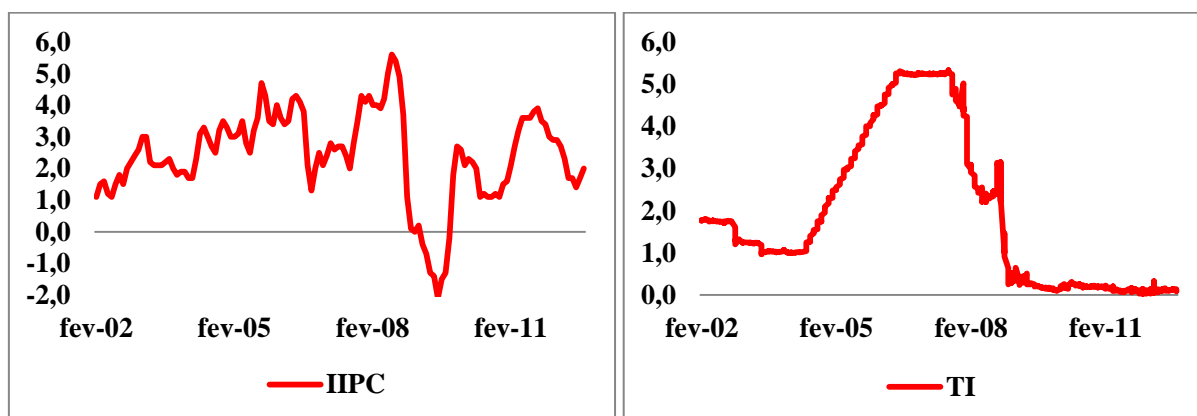
norte-americano. As variáveis de alavancagem de Dívida sobre PL (DSPL) do setor industrial tiveram estabilidade entre 2004 e 2008 ao redor de 50%, atingindo, porém, o patamar de 80% ao longo da crise como consequência dos prejuízos que afetaram a base de capital das empresas. O índice de capital principal do setor financeiro teve queda para nível próximo de 7,0% na crise e depois se recuperou significativamente à medida que o Comitê Internacional de Basileia passou a exigir mais capital e de melhor qualidade para os bancos de todos os países, principalmente os considerados significativamente importantes para o sistema, como é o caso dos bancos norte-americanos.

Figura 3.1 Evolução das Variáveis Econômicas e Setoriais⁷²



Fonte: Federal Reserve e FDIC. Elaboração Própria

Fonte: Federal Reserve. Elaboração Própria



Fonte: Bureal of Labor Statistics. Elaboração Própria

Fonte: Federal Reserve. Elaboração Própria

⁷² ICP = Índice de Capital Principal; DSPL = Dívida sobre Patrimônio Líquido; NU = Nível de Utilização da Capacidade Instalada; IIPC = Inflação de 12 meses do Índice de Preços ao Consumidor; TI = Taxa Interbancária.

Na tabela 3.4 estão descritas as estatísticas dos fatores de nível e inclinação das curvas de *spreads*, estimados pela metodologia de Diebold et al. (2006). Os fatores de nível apresentaram correlação positiva com as classificações de risco, ou seja, quanto melhor a classificação de risco de cada curva agregada setorial, menores os *spreads*. Não enxergamos um padrão, entretanto, para os fatores de inclinação. As séries, conforme esperado, são altamente persistentes no tempo, assim como as séries da tabela 3.2. As figuras 3.2 e 3.3 mostram a evolução dos fatores ao longo do período de estudo. Os fatores de nível atingiram os valores máximos no ano de 2008, voltando aos padrões normais após o fim de 2009. Percebemos que o movimento dos fatores de nível e inclinação da curva de *spreads* teve comportamento bastante correlacionado com o comportamento das variáveis macroeconômicas descritas na figura 3.1. Percebemos também que a curva de *spreads* teve crescimento bastante acelerado no componente de nível por conta da deterioração do cenário macroeconômico e da alavancagem das empresas e bancos de uma forma geral. No caso da inclinação, os *spreads* de curto prazo aproximaram-se em nível dos *spreads* de longo prazo, de forma que o prêmio de risco pela maturidade dos ativos de crédito foi quase zero no período da crise. Esse fenômeno ocorreu por conta da aversão intensa ao risco de curto prazo por parte dos investidores, que preferiram aplicar os seus recursos na curva do Tesouro norte-americano que, por sua vez, teve movimento de queda bastante expressiva no nível durante a crise. Exceto pela curva de *spreads* com classificação de risco BB do setor industrial, todas as demais curvas são grau de investimento. Naturalmente, ao longo de uma crise com a magnitude da crise de 2008, os emissores que tiveram oscilação mais relevante nos *spreads* foram os que não possuíam grau de investimento. Essa evidência pode ser vista na figura 3.2. O componente de nível da curva de *spreads* com classificação BB foi o que atingiu o maior valor no período da crise. Importante ressaltar, entretanto, que o diferencial de *spread* entre o componente de nível dessa curva e o da curva com classificação de risco BBB+ do setor financeiro diminuiu sensivelmente na crise, uma evidência de que o setor financeiro foi mais afetado pela crise em termos de *oscilação de spreads*.

Tabela 3.4 Estatísticas dos Fatores de Nível (l_{it}) e Inclinação (s_{it})

| Fator | Média | Desvio Padrão | Mín | Máx | Assimetria | Curtose | $\hat{\rho}$ (1) | $\hat{\rho}$ (12) | $\hat{\rho}$ (30) |
|------------------------|--------|------------------|--------|---------|------------|---------|------------------|-------------------|-------------------|
| Financeiro BBB+ | | | | | | | | | |
| $\hat{l}_{i,t}$ | 260,4 | 162,2 | 96,9 | 961,5 | 2,1 | 8,2 | 1,0 | 0,8 | 0,5 |
| $\hat{s}_{i,t}$ | -89,9 | 55,8 | -412,5 | 11,0 | -2,3 | 12,1 | 1,0 | 0,6 | 0,2 |
| Financeiro A | | | | | | | | | |
| $\hat{l}_{i,t}$ | 171,9 | 104,3 | 71,6 | 587,4 | 2,2 | 8,1 | 1,0 | 0,9 | 0,5 |
| $\hat{s}_{i,t}$ | -85,3 | 40,1 | -190,8 | 55,9 | 0,6 | 3,6 | 1,0 | 0,6 | 0,5 |
| Financeiro AA | | | | | | | | | |
| $\hat{l}_{i,t}$ | 153,3 | 91,4 | 65,8 | 560,8 | 2,4 | 9,3 | 1,0 | 0,8 | 0,5 |
| $\hat{s}_{i,t}$ | -87,3 | 41,7 | -191,5 | 55,9 | 0,5 | 3,7 | 1,0 | 0,6 | 0,5 |
| Industrial BB | | | | | | | | | |
| $\hat{l}_{i,t}$ | 394,2 | 160,9 | 201,7 | 1.133,2 | 2,4 | 9,3 | 1,0 | 0,8 | 0,4 |
| $\hat{s}_{i,t}$ | -94,8 | 101,9 | -264,4 | 189,9 | 0,9 | 3,6 | 1,0 | 0,8 | 0,6 |
| Industrial BBB | | | | | | | | | |
| $\hat{l}_{i,t}$ | 182,4 | 73,6 | 88,9 | 468,8 | 1,9 | 7,0 | 1,0 | 0,9 | 0,5 |
| $\hat{s}_{i,t}$ | -57,1 | 41,4 | -196,9 | 17,8 | -0,9 | 4,2 | 1,0 | 0,8 | 0,4 |
| Industrial A | | | | | | | | | |
| $\hat{l}_{i,t}$ | 173,4 | 59,6 | 77,0 | 418,1 | 1,4 | 5,6 | 1,0 | 0,7 | 0,4 |
| $\hat{s}_{i,t}$ | -102,9 | 57,2 | -245,6 | 22,9 | -0,4 | 2,8 | 1,0 | 0,7 | 0,4 |

Figura 3.2 Evolução dos Fatores de Nível

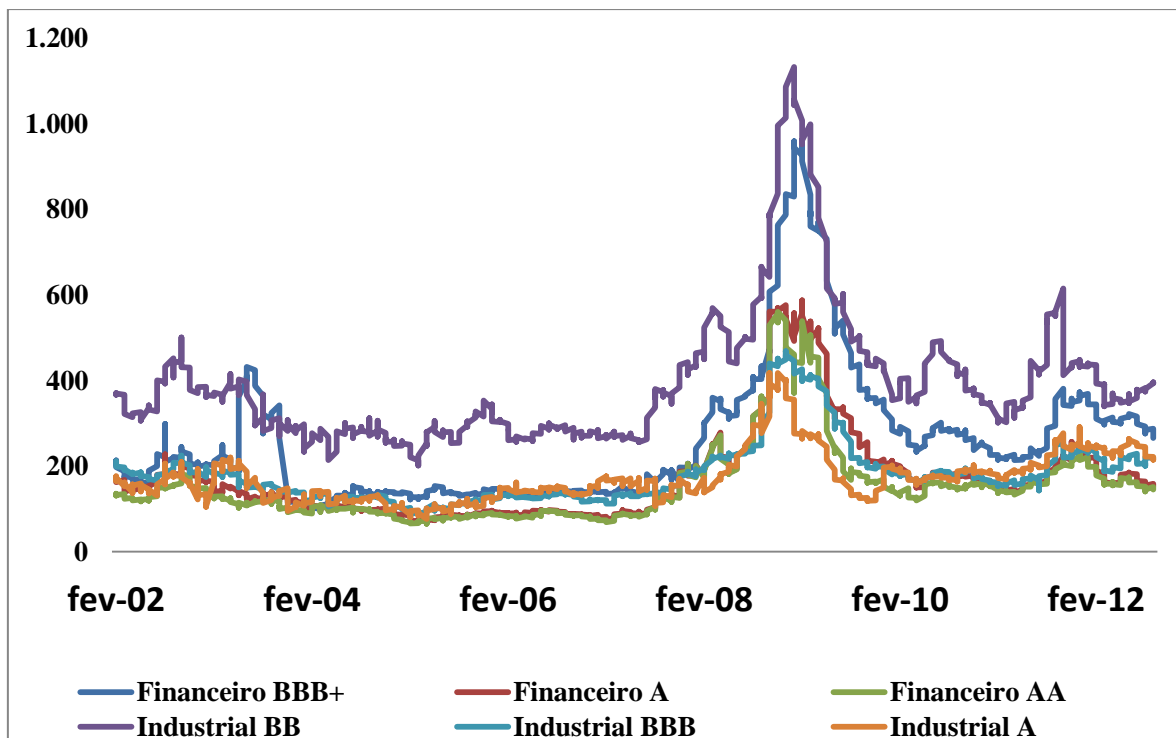
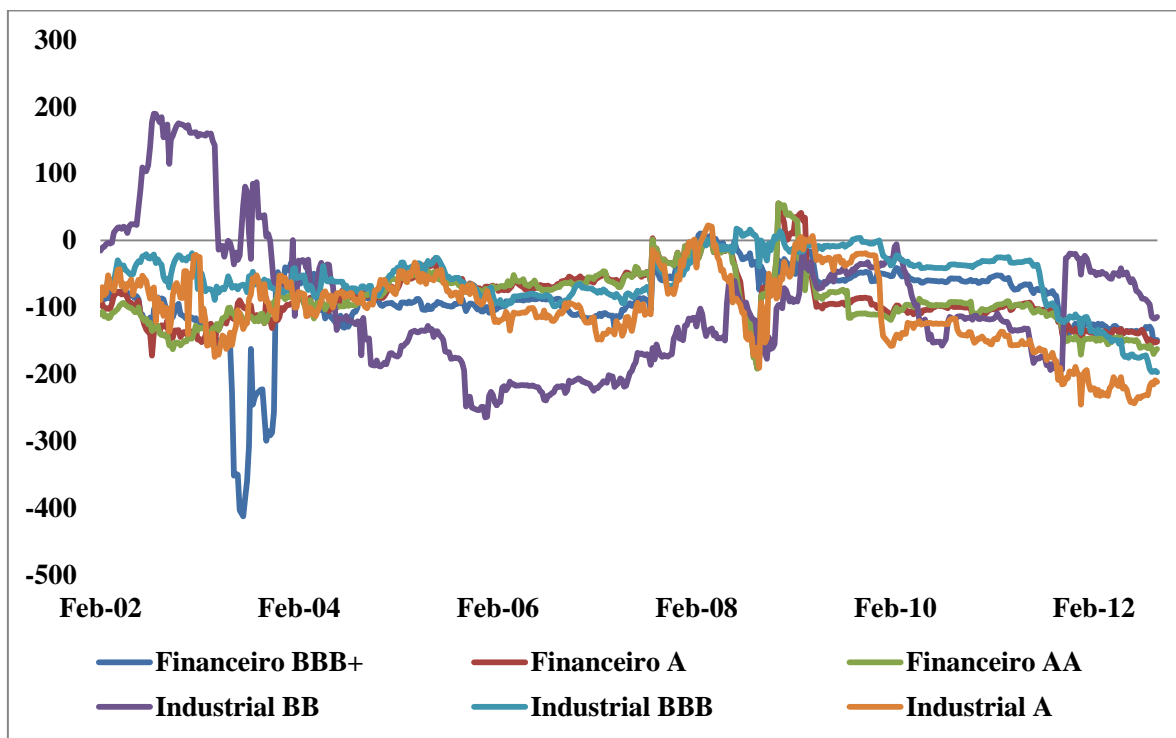


Figura 3.3 Evolução dos Fatores de Inclinação



3.5 Estratégia Econométrica

A estimação dos coeficientes da matriz B da equação (12), assim como os próprios fatores de nível, inclinação e curvatura do Tesouro e nível e inclinação comuns das curvas de *spreads* foi feita através da aplicação do filtro de Kalman. As condições iniciais da matriz B, assim como da matriz de variância-covariância Q dos distúrbios η_t da equação (12), foram estimadas através de uma rotina de três passos.

O primeiro passo consistiu na obtenção dos fatores de nível, inclinação e curvatura da curva de juros do Tesouro norte-americano e nível e inclinação para cada uma das seis curvas de *spreads* com classificação de risco distintas utilizando a metodologia de Diebold et al. (2006). As equações de medida e transição desse procedimento são apresentadas a seguir. As estatísticas estão descritas na tabela 3.2.

Equações de Medida e Transição para a Curva do Tesouro: Passo 1

$$y_t^T = \Lambda^T f_t^T + \varepsilon_t^T \quad (15)$$

$$(f_t^T - \mu) = A (f_{t-1}^T - \mu) + \eta_t \quad (16)$$

Equações de Medida e Transição para as Curvas de *Spreads*: Passo 1

$$s_t^{i,c} = \Lambda^{Sf^{i,c}}_t + \varepsilon_t^S \quad (17)$$

Setor i, classificação de risco c

$$(f_t^{i,c} - \mu^{i,c}) = A^{i,c} (f_{t-1}^{i,c} - \mu^{i,c}) + \eta_t^{i,c} \quad (18)$$

No segundo passo utilizamos análise de componentes principais para calcular o fator comum dos fatores de nível e inclinação das três curvas de cada setor, estimados no passo 1. A tabela 3.5 contém a análise de componentes principais para as três séries de componentes de nível e inclinação de cada setor estimadas no passo 1. O primeiro componente explica 96% da variação do fator de nível das três curvas do setor financeiro e 89% das três curvas do setor

industrial. O primeiro componente para os fatores de inclinação tem menor poder explicativo, representando 74% da variação para o setor financeiro e 57% para o setor industrial.

Tabela 3.5 Análise de Componentes Principais (PCA) para os Fatores de Nível e Inclinação dos *Spreads*

| Setor Financeiro | | Setor Industrial | |
|---------------------|------|---------------------|------|
| Fator de Nível | | Fator de Nível | |
| | PC1 | | PC1 |
| Autovalor | 2,88 | Autovalor | 2,69 |
| Variância Prop | 0,96 | Variância Prop | 0,89 |
| Variância Prop Acum | 0,96 | Variância Prop Acum | 0,89 |
| Fator de Inclinação | | Fator de Inclinação | |
| Autovalor | 2,23 | Autovalor | 1,72 |
| Variância Prop | 0,74 | Variância Prop | 0,57 |
| Variância Prop Acum | 0,74 | Variância Prop Acum | 0,57 |

No terceiro passo estimamos um VAR (1,1) na forma da equação (12) utilizando os fatores de nível, inclinação e curvatura do Tesouro estimados no passo 1 e os componentes principais estimados no passo dois dos fatores de nível e inclinação de cada setor i estimados no passo 1.

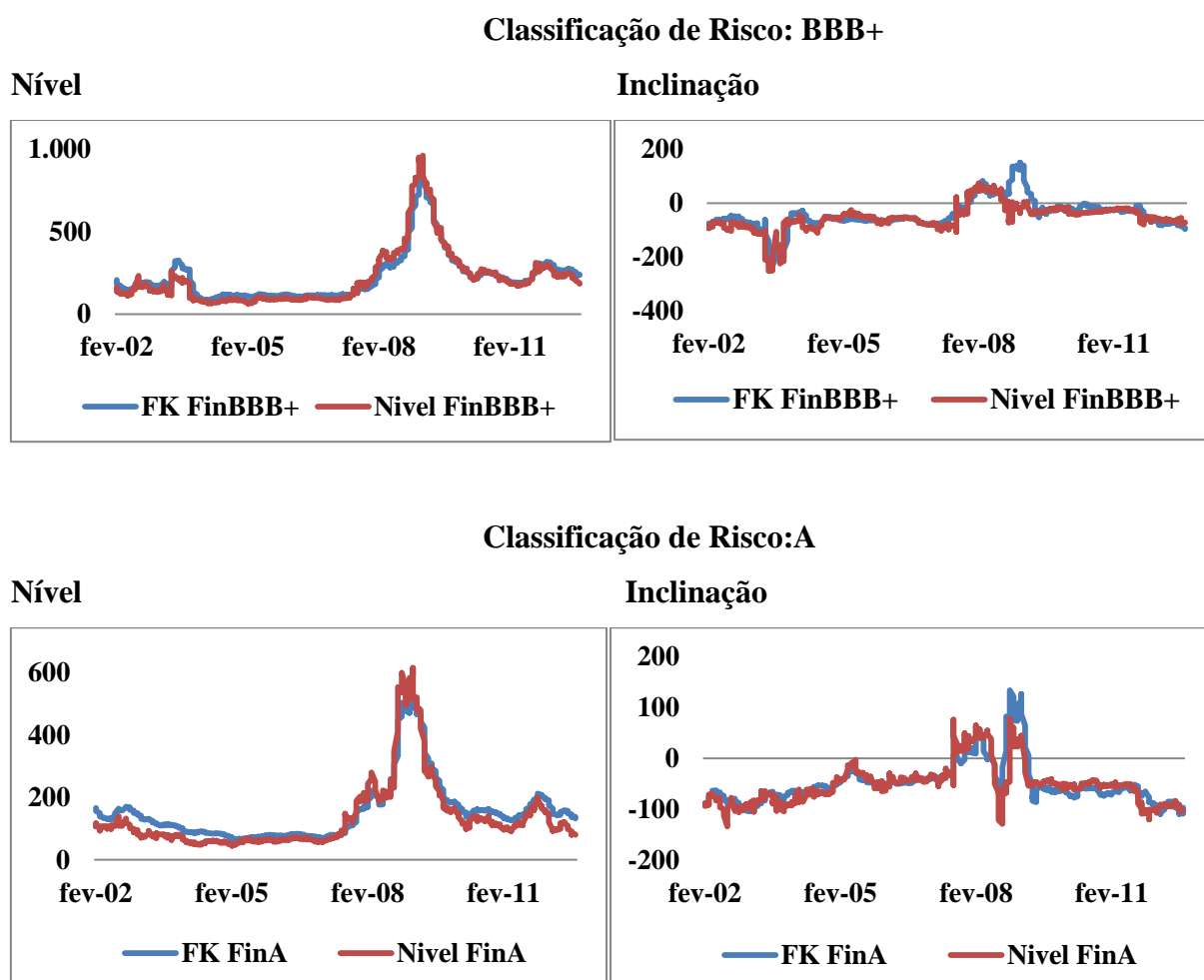
$$\begin{pmatrix} L_t^T \\ S_t^T \\ C_t^T \\ L_t^{S^{PCA}(i)} \\ S_t^{S^{PCA}(i)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & \dots & b_{19} \\ b_{21} & b_{22} & \dots & b_{29} \\ b_{31} & b_{32} & \dots & b_{39} \\ b_{41} & b_{42} & \dots & b_{49} \\ b_{51} & b_{52} & \dots & b_{59} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1}^T \\ S_{t-1}^T \\ C_{t-1}^T \\ L_{t-1}^{S^{PCA}(i)} \\ S_{t-1}^{S^{PCA}(i)} \\ NU_{t-1} \\ TI_{t-1} \\ IPC_{t-1} \\ IA_{t-1}(i) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(L^T) \\ \eta_t(S^T) \\ \eta_t(C^T) \\ \eta_t(L^S) \\ \eta_t(S^S) \end{pmatrix} \quad (19)$$

Finalmente, o terceiro e último passo consistiu na aplicação dos coeficientes e variâncias estimadas no VAR (1,1) da equação (19) como coeficientes iniciais da equação de transição (12). Após a aplicação do terceiro passo foi possível estimar as equações de medida (11) e transição (12) através do filtro de Kalman.

Na figura 3.4 percebemos que os fatores de nível e inclinação estimados através da rotina de três passos que envolve o filtro de Kalman são bastante aderentes aos fatores

calculados⁷³ através da própria curva agregada de juros de cada setor / classificação de risco. A correlação entre as séries de nível estimadas por filtro de Kalman e as calculadas pela própria amostra é superior a 90% e, no caso da inclinação, a correlação é superior a 80% em todos casos.

Figura 3.4 Evolução dos Fatores de Nível e Inclinação Estimados por Filtro de Kalman e Cálculo Amostral – Setor Financeiro



⁷³O cálculo do nível e inclinação amostral (linha vermelha da figura 3.4) de cada série segue a definição de Diebold et al. (2006). O nível é definido, segundo os autores, como a média aritmética simples da série de 3 meses, 24 meses e 10 anos. A inclinação é definida como a diferença entre a série de 3 meses e 10 anos, ou seja, é negativa quando a taxa de 10 anos é maior que a de 3 meses.

Classificação de Risco: AA

Nível

Inclinação

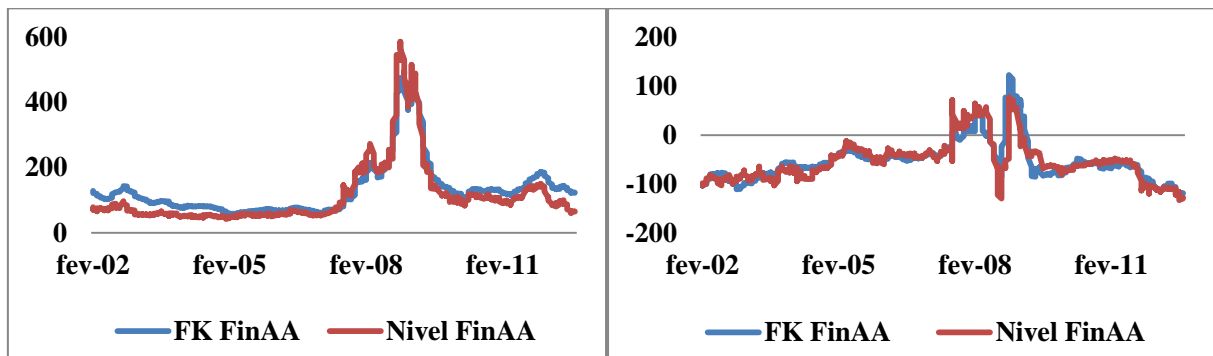
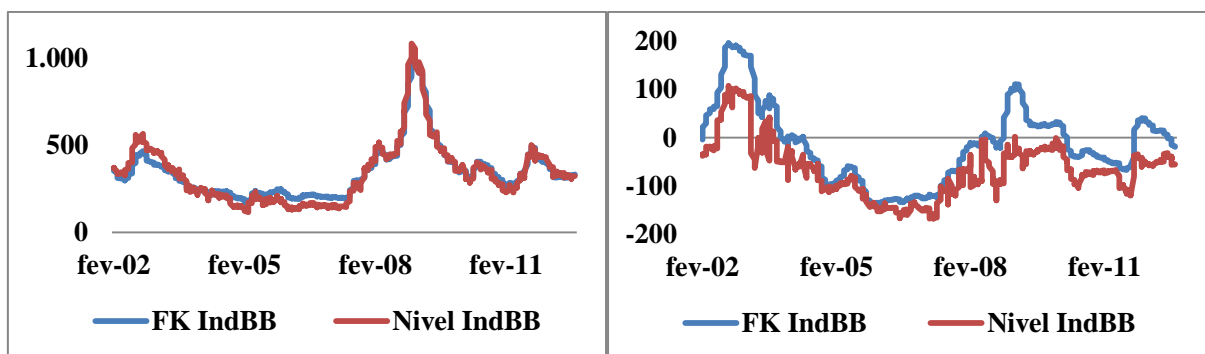


Figura 3.5 Evolução dos Fatores de Nível e Inclinação Estimados por Filtro de Kalman e Cálculo Amostral – Setor Industrial

Classificação de Risco: BB

Nível

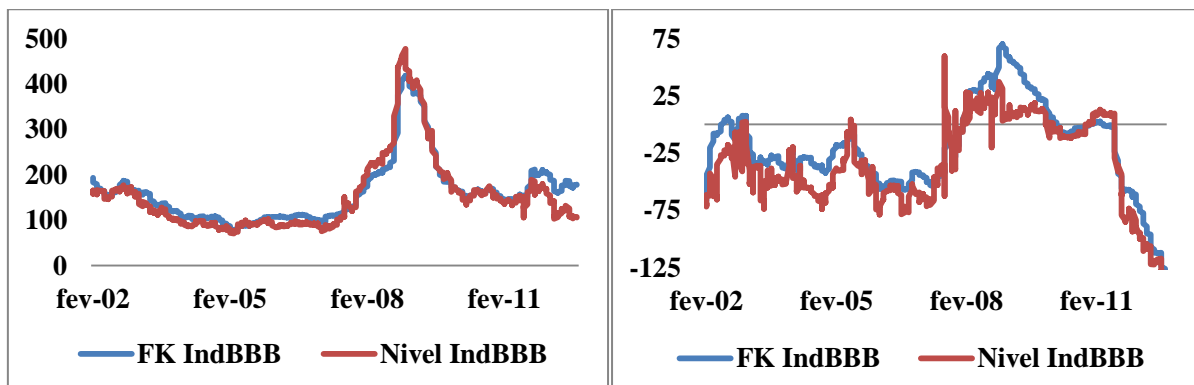
Inclinação



Classificação de Risco: BBB

Nível

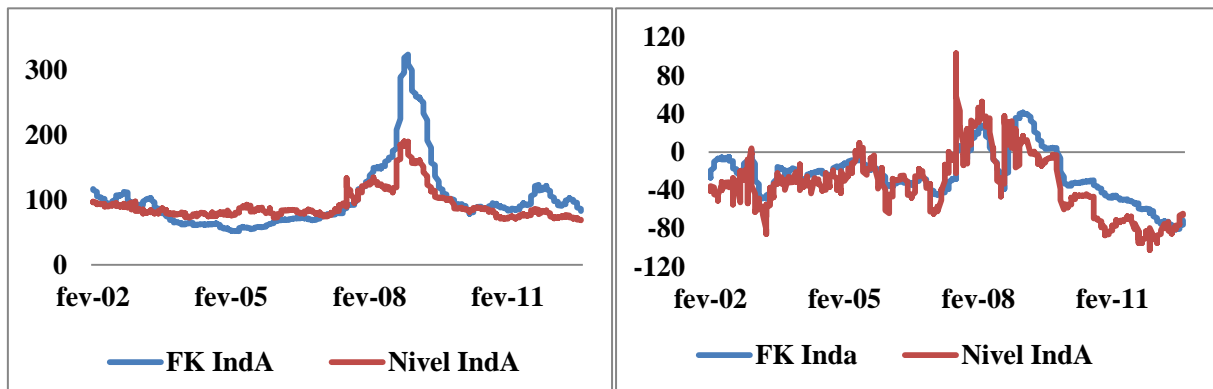
Inclinação



Classificação de Risco: A

Nível

Inclinação



3.6 Resultados

Os resultados⁷⁴ das estimações descritos na tabela 3.6 em geral foram consistentes com o esperado, porém com algumas diferenças em relação ao encontrado por alguns autores na literatura recente. Conforme equação (12), cada um dos cinco fatores é função dos fatores de nível e inclinação e curvatura da curva de juros do Tesouro, do nível e inclinação globais das curvas de *spreads*, do índice de alavancagem (índice de capital principal para o setor financeiro e dívida sobre patrimônio líquido para o setor industrial), da inflação acumulada de doze meses de preços ao consumidor, da taxa interbancária média de um mês e, finalmente, do nível de utilização da capacidade instalada da indústria. As tabelas 3.6 a 3.7 descrevem os coeficientes das equações estimadas cuja variável dependente é o fator de nível da curva de *spreads* e o fator de nível da curva do tesouro, respectivamente.

De acordo com a tabela 3.6 podemos perceber que o fator de nível do tesouro, (L^T), tem coeficiente positivo e significativo para todas as classificações de risco do setor financeiro e industrial, exceto para a classificação BBB do setor industrial. Elevações no componente de nível da curva de juros norte-americana são seguidas por elevações no componente de nível dos *spreads*. Esse resultado não coincide com os resultados encontrados por Duffee (1998), Collin-Dufresne et al. (2001) e Landschoot (2004). Duffee (1998), entretanto, ressalta que os resultados são diferente do esperado. Segundo o autor, elevações na taxa de juros norte-americana deveriam provocar elevações nos *spreads*. Uma das razões, segundo o autor, está relacionada à maneira como incidem os impostos nas duas classes de ativos. No caso dos

⁷⁴ Os resultados detalhados das estimações estão no Apêndice B.

títulos corporativos, os impostos das esferas federal, estadual e municipal são aplicados e, no caso dos títulos do Tesouro, apenas são aplicados os impostos da esfera federal. Elevações nos retornos dos títulos do Tesouro deveriam provocar elevações mais do que proporcionais nos retornos dos títulos corporativos para compensar esse efeito. Davies (2008) e Maalaoui et al. (2009) encontram resultados bastante interessantes e em linha com o encontrado neste estudo. Os autores encontram evidências de que em períodos de elevada volatilidade, e controlando os modelos para quebras estruturais, a relação entre *spreads* de crédito e a taxa de juros norte-americana é positiva, e não negativa, como encontrado por Collin-Dusfrene et al. (2001), Landschoot (2004) e Krishnan et al. (2007). Os resultados do nosso estudo com certeza foram influenciados pelo período de elevadíssima oscilação nos componentes da curva de *spreads* na crise de 2008-2009 e isso pode ter afetado o sinal dessa relação, conforme visto em Davies (2008) e Maalaoui et al. (2009).

O fator de inclinação⁷⁵ (S^T) do Tesouro apresentou coeficiente negativo e significativo em todas as classificações de risco do setor financeiro e resultado oposto para duas das três classificações de risco do setor industrial. Os resultados para o setor industrial estão em linha com o encontrado por Duffee (1998), Collin-Dusfrene et al. (2001), Landschoot (2004) e Christensen et al. (2012). Segundo os autores, a elevação da inclinação da curva de juros norte-americana é consequência, por exemplo, da expectativa de elevação no nível de produtividade das empresas, o que naturalmente significa melhora no perfil de crédito e consequente redução no nível dos *spreads*. O resultado diferente para o setor financeiro pode ser consequência do período de análise deste estudo. O período pré crise (2003-2007) foi marcado por relativa estabilidade dos *spreads*, conforme figura 3.2, uma contínua elevação da taxa de curto prazo norte-americana e uma diminuição da inclinação como consequência da política monetária contracionista do banco central. No período da crise de 2008-2009 ocorreu movimento exatamente oposto, marcado por intensa expansão monetária por parte do banco central norte-americano com o intuito de prover liquidez ao sistema. Nesse movimento de intensa redução das taxas de juros, a taxa de curto prazo norte-americana diminuiu muito em relação à taxa de longo prazo. Esse movimento de elevação da inclinação da curva de juros ocorreu no mesmo período em que os *spreads*, principalmente do setor financeiro, se elevaram drasticamente em função da crise. Esses movimentos com certeza influenciaram o

⁷⁵ Seguimos a nomenclatura de Diebold et al. (2006), ou seja, a inclinação é definida como a diferença entre a taxa de curto prazo e a de longo prazo. Os trabalhos de Duffee (1998), Collin-Dusfrene et al. (2001) e Landschoot (2004) e Christensen et al. (2012) calculam a inclinação como a diferença entre a taxa de longo prazo e a de curto prazo.

resultado. Nesse período da crise a elevação da inclinação ocorreu muito mais em função da redução da taxa de juros de curto prazo do que da própria elevação da taxa de juros de longo prazo. Os resultados para o setor financeiro, que refletem uma relação positiva entre a inclinação do Tesouro e o nível dos *spreads*, está em linha com os resultados encontrados por Davies (2008) e Maalaoui et al. (2009).

O fator de inclinação dos *spreads*, S^S , teve sinal positivo e significativo, revelando que, quanto menor a diferença entre os *spreads* de curto prazo e longo prazo por conta de uma elevação mais intensa nos vértices de curto prazo, como visto na crise de 2008-2009 (figura 3.3), maior o nível dos *spreads*. Movimentos de “achatamento” da curva de *spreads* por conta de elevação dos vértices de curto prazo refletem aversão ao risco dos agentes em função da elevação da expectativa de inadimplemento das empresas no curto prazo. Infelizmente não há na literatura resultados suficientes a respeito dessa relação para compararmos os resultados.

O sinal do coeficiente do índice de alavancagem (IA) sobre o fator de nível de *spreads* teve um resultado interessante. O sinal do coeficiente do Índice de Capital Principal do setor financeiro foi significativo apenas para a equação de classificação AA. O coeficiente negativo está em linha com o esperado. Esse resultado implica que, quanto maior o índice de capital principal do sistema, menor o nível de *spread* das empresas do setor financeiro. No setor industrial o coeficiente da Dívida sobre Patrimônio Líquido foi negativo e significativo para todos os níveis de classificação de risco. Isso implica que elevações na Dívida sobre o Patrimônio Líquido das empresas provocam redução no nível do fator de *spread* do setor. O resultado é diferente do esperado. Uma possível razão é que a crise de 2008-2009 foi a principio gerada pelo setor financeiro, ou seja, a elevação nos *spreads* das empresas não financeiras foi consequência de um movimento mais global de aversão ao risco sobre todos os setores da economia, de forma que a elevação da alavancagem das empresas não financeiras naquele período não foi o fator que gerou a elevação dos *spreads*. Collin-Dusfrene et al. (2001) e Krishnan et al. (2007) encontram evidências de que variáveis específicas setoriais têm baixo poder explicativo no que se refere à influência nos movimentos do nível dos *spreads*.

Os coeficientes das variáveis nível de utilização da capacidade instalada da indústria (NU) e taxa de inflação de doze meses de preços ao consumidor (IPC) foram, respectivamente, negativos e positivos, e significantes na grande maioria dos casos. Os resultados também estão de acordo com o encontrado por Amato e Luisi (2006) e Krishnan et al. (2007). Ambos os autores encontram evidências de que elevações na taxa de inflação

provocam elevação no nível dos *spreads*. Elevações da taxa de inflação provocam elevações na taxa de juros de curto prazo do tesouro e redução da respectiva inclinação da curva de juros. Esses movimentos elevam o prêmio de risco das curvas de juros corporativas e, conseqüentemente, os *spreads*. Amato e Luisi (2006) também encontram relação negativa entre o desempenho da indústria e os *spreads*.

Finalmente, o coeficiente da taxa interbancária de um mês foi positivo para todas as equações e em linha com o esperado, exceto para a curva de *spreads* com classificação de risco BB do setor industrial. Elevações na taxa interbancária significam menor nível de liquidez no sistema financeiro, o que pode ser consequência da elevação da expectativa de inadimplemento do próprio sistema financeiro. O efeito da falta de liquidez no sistema bancário e suas consequências naturalmente elevam o nível de *spread* das empresas e bancos. Landschoot (2004) encontra efeito semelhante a esse resultado, porém utilizando uma variável de liquidez do sistema. Segundo a autora, reduções no nível de liquidez do sistema elevam o nível dos *spreads*.

Tabela 3.6 Estimativas dos Coeficientes para a Equação do Fator de Nível do *Spread* (L_t^S)

| | FINANCEIRO | | | INDUSTRIAL | | |
|---------------------|------------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|
| | BBB+ | A | AA | BB | BBB | A |
| λ | 0,061* | 0,061* | 0,061* | 0,061* | 0,061* | 0,061* |
| | (3,4E-10) | (2,2E-09) | (1,0E-09) | (9,9E-09) | (3,8E-09) | (6,1E-09) |
| L_{t-1}^T | 0,027* | 0,041* | 0,025* | 0,151* | -0,011 | 0,081* |
| | (6,5E-03) | (7,9E-03) | (6,3E-03) | (4,1E-03) | (8,8E-03) | (9,0E-03) |
| S_{t-1}^T | -0,027* | -0,024* | -0,001** | 0,022* | -0,024* | 0,025* |
| | (3,8E-03) | (4,8E-03) | (4,1E-03) | (2,2E-03) | (6,9E-03) | (5,1E-03) |
| C_{t-1}^T | -0,027* | -0,009* | -0,014* | 0,003* | -0,029* | -0,020* |
| | (2,9E-03) | (2,3E-03) | (2,2E-03) | (8,5E-04) | (2,5E-03) | (1,7E-03) |
| L_{t-1}^S | 0,988* | 0,990* | 0,991* | 0,996* | 0,993* | 0,997* |
| | (4,3E-04) | (3,3E-04) | (4,5E-04) | (1,1E-04) | (3,8E-04) | (3,1E-04) |
| S_{t-1}^S | 0,005* | 0,004* | 0,004* | 0,014* | 0,014* | 0,015* |
| | (1,6E-04) | (3,3E-04) | (4,2E-04) | (1,5E-04) | (5,6E-04) | (5,3E-04) |
| NU_{t-1} | -0,006* | -0,004* | -0,001 | -0,015* | -0,024* | 0,033* |
| | (3,9E-03) | (8,2E-03) | (5,6E-03) | (2,8E-04) | (5,2E-04) | (6,8E-04) |
| TI_{t-1} | 0,059* | 0,040* | 0,026* | -0,025* | 0,060* | 0,007 |
| | (6,4E-04) | (1,7E-03) | (9,5E-04) | (1,1E-03) | (2,7E-03) | (3,5E-03) |
| IPC_{t-1} | 0,033* | 0,034* | 0,025* | 0,025* | 0,036* | 0,031* |
| | (6,4E-04) | (9,8E-04) | (6,6E-04) | (9,0E-04) | (2,7E-03) | (2,6E-03) |
| IA_{t-1} | 0,001 | -0,003 | -0,019* | -0,002* | -0,001* | -0,006* |
| | (2,2E-03) | (4,6E-03) | (3,8E-03) | (2,5E-03) | (7,1E-03) | (8,2E-03) |
| $\sigma_{\eta t}^2$ | 0,024* | 0,027* | 0,023* | 0,021* | 0,030* | 0,013* |
| | (1,3E-02) | (1,1E-02) | (1,1E-02) | (1,7E-02) | (1,8E-02) | (1,3E-01) |

Níveis de Significância: ***10%, **5%, *1%. Desvio-Padrão entre parênteses

O principal objetivo deste estudo é verificar quais são os determinantes do componente de nível das curvas de *spreads* de empresas norte-americanas. Na tabela 3.7, entretanto, incluímos os resultados dos coeficientes para a equação do componente de nível da curva de juros do Tesouro. O sinal dos coeficientes em sua grande maioria foram em linha com o esperado.

Os coeficientes das variáveis macroeconômicas tiveram sinal em linha com o esperado. Elevações no nível de utilização da capacidade instalada da indústria diminuem o fator de nível da curva de juros do Tesouro. Períodos de baixo crescimento econômico ou até mesmo de recessão, como visto nos anos pós-crise, com elevações abaixo do esperado na taxa de utilização da capacidade instalada, foram respondidas com redução da taxa básica da economia por parte do banco central norte-americano com o intuito de elevar o nível de atividade da economia. Diebold et al. (2006) encontram resultados semelhantes. O coeficiente da taxa de inflação de doze meses de preços do consumidor foi positivo e significativo para quatro das seis séries de classificação de risco. A expectativa de elevação na taxa de inflação pode provocar um aumento da taxa de juros de curto prazo da economia se a autoridade monetária entender necessário. A variável utilizada, embora não seja baseada na expectativa da taxa de inflação e sim no seu valor corrente, deveria estar diretamente correlacionada com o fator de nível da curva de juros norte-americana. O estudo de Diebold et al. (2006) também encontra relação positiva entre essas duas variáveis. Segundo os autores, surpresas no nível de inflação corrente podem provocar elevação na taxa de juros por parte da autoridade monetária. Finalmente, o coeficiente da taxa interbancária foi positivo e significativo para quatro das seis séries de classificação de risco. O resultado também está em linha com o encontrado por Diebold et al. (2006). Segundo os autores, uma elevação na taxa interbancária gera uma elevação temporária no fator de nível da curva de juros. A taxa interbancária de um mês é absolutamente definida pela autoridade monetária, o que implica que elevações nessa taxa de curto prazo podem ser interpretadas como uma preocupação por parte do banco central com movimentos inflacionários, efeito que gera uma elevação na perspectiva de inflação e, portanto, no nível da curva de juros.

O coeficiente do fator global de nível dos *spreads* comum de cada setor foi positivo e significativo para todas as equações de classificação de risco. Elevações no fator de nível da curva de *spreads* do setor financeiro e industrial provocam, segundo os resultados deste estudo, elevações no fator de nível da taxa de juros norte-americana. Diferentemente deste

estudo, Christensen et al. (2012) assumem que o fator de nível da curva de juros do Tesouro segue um processo auto-regressivo e, portanto, não sofre influência de outras variáveis como, por exemplo, o fator de nível da curva de *spreads*.

Na tabela 3.8 mostramos o resultado do teste de Wald, que tem como objetivo avaliar se, conjuntamente, um grupo de variáveis foi estatisticamente significativo na explicação dos movimentos dos componentes das curvas do Tesouro e dos *spreads*. Dividimos os grupos de variáveis em macroeconômicas, alavancagem e componentes do tesouro e *spreads*. Os resultados foram bastante robustos, ou seja, em todos os casos os coeficientes dos grupos de variáveis foram estatisticamente diferentes de zero e, portanto, foram relevantes na explicação dos movimentos dos componentes. Na tabela 3.8 também testamos se a matriz Q de variância-covariância dos resíduos η_t das equações de transição (12) são diagonais. Claramente o teste de Wald rejeita a hipótese de que a matriz de variância-covariância seja diagonal, ou seja, os resíduos das equações de transição são correlacionados.

Tabela 3.7 Estimativas dos Coeficientes para a Equação do Fator de Nível do Tesouro (L_t^T)

| | FINANCEIRO | | | INDUSTRIAL | | |
|---------------------|------------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|
| | BBB+ | A | AA | BB | BBB | A |
| λ | 0,061* | 0,061* | 0,061* | 0,061* | 0,061* | 0,061* |
| | (3,4E-10) | (2,2E-09) | (1,0E-09) | (9,9E-09) | (3,8E-09) | (6,1E-09) |
| L_{t-1}^T | 1,004* | 1,009* | 1,011* | 0,920* | 1,019* | 0,965* |
| | (3,6E-03) | (8,2E-03) | (7,5E-03) | (3,4E-03) | (5,9E-03) | (7,9E-03) |
| S_{t-1}^T | 0,004* | -0,006 | -0,011* | -0,029* | 0,013* | -0,022* |
| | (1,4E-03) | (3,6E-03) | (2,8E-03) | (1,8E-03) | (3,7E-03) | (4,4E-03) |
| L_{t-1}^T | 0,004* | -0,002 | -0,006* | -0,005* | 0,006* | 0,012* |
| | (1,5E-03) | (1,3E-03) | (1,7E-03) | (4,1E-04) | (2,0E-03) | (1,2E-03) |
| L_{t-1}^T | 0,007* | 0,007* | 0,005* | 0,001* | 0,002* | 0,002* |
| | (5,9E-04) | (5,0E-04) | (8,2E-04) | (1,1E-04) | (4,4E-04) | (3,0E-04) |
| S_{t-1}^S | -0,006* | -0,008* | -0,008* | 0,002* | 0,001 | -0,002* |
| | (1,8E-04) | (3,0E-04) | (4,0E-04) | (1,7E-04) | (5,1E-04) | (5,3E-04) |
| NU_{t-1} | -0,002* | -0,001 | -0,002* | 0,000 | 0,002 | -0,031* |
| | (1,4E-03) | (5,7E-03) | (4,4E-03) | (1,9E-04) | (3,7E-04) | (5,6E-04) |
| L_{t-1}^T | 0,002 | 0,016* | 0,024* | 0,041* | -0,024* | 0,027* |
| | (2,7E-04) | (1,6E-03) | (6,2E-04) | (8,7E-04) | (2,0E-03) | (2,6E-03) |
| IPC_{t-1} | 0,003* | -0,005* | 0,002* | 0,003* | 0,001 | 0,015* |
| | (3,0E-04) | (1,0E-03) | (6,1E-04) | (5,5E-04) | (2,0E-03) | (2,2E-03) |
| IA_{t-1} | 0,012* | 0,043* | 0,027* | 0,002* | -0,001* | 0,002* |
| | (1,8E-03) | (4,8E-03) | (4,1E-03) | (2,0E-03) | (5,1E-03) | (6,0E-03) |
| $\sigma_{\eta t}^2$ | 0,003* | 0,004* | 0,003* | 0,003* | 0,003* | 0,001* |
| | (5,3E-02) | (8,4E-02) | (1,1E-01) | (7,5E-02) | (5,9E-02) | (1,0E+06) |

Níveis de Significância: ***10%, **5%, *1%. Desvio-Padrão entre parênteses

Tabela 3.8 Teste de Wald: Restrição Conjunta de Interação entre as Variáveis

| | Variáveis Macro nos Fatores do Tesouro e Spreads (15 restrições) | Variáveis de Alavancagem nos Fatores Tesouro e Spreads (5 restrições) | Fatores do Tesouro nos Fatores de Spread (6 restrições) | Fatores de Spread nos Fatores do Tesouro (6 restrições) | Matriz de Var- Cov Diagonal (10 restrições) |
|----------------|---|--|--|--|--|
| FINBBB+ | | | | | |
| Wald | 8,9E+04 | 1,5E+02 | 1,1E+03 | 1,9E+04 | 2,1E+06 |
| P Valor | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| FINA | | | | | |
| Wald | 3,3E+04 | 1,3E+02 | 1,0E+03 | 1,6E+04 | 3,0E+05 |
| P Valor | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| FINAA | | | | | |
| Wald | 2,9E+04 | 1,0E+02 | 6,2E+02 | 8,6E+03 | 2,6E+05 |
| P Valor | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| INDBB | | | | | |
| Wald | 8,8E+04 | 1,4E+04 | 5,7E+03 | 1,7E+04 | 2,3E+06 |
| P Valor | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| INDBBB | | | | | |
| Wald | 8,3E+03 | 4,4E+03 | 1,2E+03 | 1,3E+03 | 2,4E+05 |
| P Valor | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| INDA | | | | | |
| Wald | 6,3E+03 | 3,4E+03 | 2,3E+03 | 1,1E+03 | 1,0E+05 |
| P Valor | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |

3.7 Considerações Finais

O objetivo principal deste estudo foi verificar os determinantes do componente de nível da curva de *spreads* de empresas norte-americanas. Utilizamos para isso seis curvas de *spreads* do setor industrial e financeiro no período de fevereiro de 2002 a setembro de 2012. Os resultados das estimativas foram interessantes e, no geral, em linha com o esperado, embora, em alguns poucos casos, diferentes do encontrado por alguns autores da literatura

recente . O modelo estimado neste estudo, em um procedimento de três passos, é mais completo do que o encontrado nos trabalhos de Duffee (1998), Collin-Dusfrene et al. (2001), Landschoot (2004) e Christensen et al. (2012). Neste trabalho, ao contrário dos demais, incorporamos variáveis latentes de componentes das curvas do Tesouro e de *spreads* dos Estados Unidos, variáveis macroeconômicas e setoriais dentro da estrutura de um VAR (1), o que permitiu entendermos como cada variável afetou o fator de nível de cada uma das seis curvas de *spreads*.

O sinal do componente de nível do Tesouro ficou em linha com o esperado, porém diferente do encontrado pela literatura, como, por exemplo, em Duffee (1998), Collin-Dusfrene et al. (2001), Landschoot (2004) e Krishnan et al. (2007). Duffee (1998), entretanto, assume que os resultados encontrados por ele não foram de acordo com o esperado. Na visão do autor, a diferença de magnitude na forma de incidência de impostos pelas diferentes esferas (federal, estadual e municipal), por exemplo, deveria fazer com que elevações na curva de juros do Tesouro fossem respondidas com elevações mais do que proporcionais nos retornos dos títulos corporativos para compensar o efeito dos impostos. Os resultados do nosso estudo, porém, estão em linha com os resultados encontrados por Davies (2008) e Maalaoui et al. (2009) para períodos de alta volatilidade. O período da crise de 2008-2009, que foi incorporada no nosso trabalho, com certeza influenciou os resultados, pois foi um período de elevada volatilidade nos componentes das curvas de *spreads*.

O resultado para o sinal do coeficiente do fator de inclinação da curva de juros do Tesouro foi positivo para o setor industrial e negativo para o setor financeiro. Os resultados para o setor industrial estão em linha com o encontrado por Duffee (1998), Collin-Dusfrene et al. (2001) e Landschoot (2004). Segundo os autores, a elevação no nível de produtividade das empresas, por exemplo, e, conseqüentemente, a elevação da inclinação da curva de juros do Tesouro diminui o nível dos *spreads*. Acreditamos que o resultado diferente para o setor financeiro pode ter sido consequência do movimento da inclinação da curva de juros norte-americana na crise financeira de 2008 e 2009. A injeção de liquidez por parte do banco central norte-americano nesse período provocou um movimento de intensa redução das taxas de juros e conseqüente elevação da inclinação, ao mesmo tempo em que os *spreads*, principalmente do setor financeiro, se elevaram drasticamente. Os resultados para o setor financeiro, que foi o mais influenciado pela crise de 2008-2009, estão em linha com os resultados encontrados por Davies (2008) e Maalaoui et al. (2009).

O índice de alavancagem para a equação de classificação AA do setor financeiro mostrou-se inversamente proporcional ao fator de nível de *spreads*, ou seja, períodos de elevação da base de capital do sistema provocam redução no nível de *spreads*. No caso do setor industrial, elevações na relação dívida sobre patrimônio líquido provocam redução do componente de nível de *spread* das empresas do setor. O resultado para o setor industrial foi diferente do esperado. Collin-Dusfrene et al. (2001) e Krishnan et al. (2007) não encontraram evidências em seus estudos de que variáveis específicas das empresas são relevantes para explicar movimentos de *spreads*. A crise de 2008-2009, a princípio, pode ter influenciado os resultados para essa variável neste estudo.

O sinal dos coeficientes das variáveis macroeconômicas está em linha com o encontrado pela literatura, ou seja, positivo para a taxa de inflação de preços ao consumidor, negativo para o nível de utilização da capacidade instalada da indústria e positivo para a taxa interbancária. Os resultados no geral são semelhantes aos encontrados por Landschoot (2004), Amato e Luisi (2006) e Krishnan et al. (2007).

O presente estudo permite entender melhor a dinâmica de interação entre fatores latentes das curvas de juros do Tesouro e *spreads*, variáveis macroeconômicas e setoriais de alavancagem. Apesar dos resultados não serem totalmente comparáveis, em função de uma escassa bibliografia, os resultados encontrados estão alinhados com a literatura e também com fatos estilizados. Entendemos que a literatura de estrutura a termo de curvas de *spreads* de empresas ainda é escassa. Os resultados do presente estudo podem ser testados no futuro incorporando novas variáveis ou até mesmo estimando-se formas mais eficientes de equações de espaço-estado do que as utilizadas aqui.

Referências Bibliográficas

AMATO, J., LUISI, J. 2006. Macro Factors in the Term Structure of Credit Spreads. *Bank for International Settlements*, Working Paper No 203.

BIS. 2011. Definition of Capital Disclosure Requirements. *Bank for International Settlements*, Basle.

BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM. 2014. Flow of Funds, Balance Sheets, and Integrated Macroeconomic Accounts. Financial Accounts of the United States.

BLACK, F., COX, J. 1976. Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions. *Journal of Finance*, 31, 351-367.

BLANCO, R., BRENNAN, S., IAN, W. 2005. An Empirical Analysis of the Dynamic Relation between Investment-Grade Bonds and Credit Default. *Journal of Finance*, 60, 2255-2281.

BRENNAN, M. J., XIA, Y. 2006. International Capital Markets and Foreign Exchange Risk. *Review of Financial Studies*. 19, 753-795.

BRENNAN, M. J., SCHWARTZ, E. S. 1984. Valuation of corporate claims: Optimal Financial Policy and Firm Valuation. *Journal of Finance*, 39, 593-609.

CHRISTENSEN, J. H. E., LOPEZ, J. A. 2012. Common Risk Factors in the U.S. Treasury and Corporate Bond Markets: An Arbitrage-free Dynamic Nelson-Siegel Modeling Approach. FRB of San Francisco Working in Progress.

COLLIN-DUFRESNE, P., GOLDSTEIN, R. 2001. Do Credit Spreads Reflect Stationary Leverage Ratios? *Journal of Finance*, 56, 1929-1957.

COLLIN-DUSFRENE, P., Goldstein, R.S., Martin, J.S. 2001. The Determinants of Credit Spread Changes. *The Journal of Finance*, 56, 2177-2207.

- DAVIES, A. 2008. Credit Spread Determinants: An 85 Year Perspective. *Journal of Financial Markets*, 11, 180-197.
- DIEBOLD, F. X., LI, C. 2006. Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields. *Journal of Econometrics*, 130, 337-364.
- DIEBOLD, F. X., RUDEBUSCH, G. D., & ARUOBA, S. B. 2006. The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach. *Journal of Econometrics*, 131, 309–338.
- DIEBOLD, F. X., LI, C., YUE, V. 2008. Global Yield Curve Dynamics and Interactions: A Generalized Nelson–Siegel Approach. *Journal of Econometrics*, 146, 351–363.
- DUFFEE, G. R. 1998. The Relation Between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads. *Journal of Finance*, 53, 2225-2241.
- DUFFIE, D., LANDO, D. 2001. Term Structure of Credit Spreads with Incomplete Accounting Information. *Econometrica*, 69, 633-664.
- DUFFIE, D., SAITA, L., WANG, K. 2007. Multi-Period Corporate Default Prediction with Stochastic Covariates. *Journal of Financial Economics*, 83, 635-665.
- DUFFIE, D., SINGLETON, K. 1999. Modeling Term Structure of Defaultable Bonds. *Review of Financial Studies*, 12, 687-720.
- EOM, Y. H., HELWEGE, J., HUANG, J. Z. 2004. Structural Models of Corporate Bond Pricing: An Empirical Analysis. *Review of Financial Studies*, 17, 499–544.
- HUANG, J., HUANG, M. 2012. How Much of the Corporate-Treasury Yield Spread is Due to Credit Risk? *Review of Asset Pricing Studies*, vol 2, No 2.
- HULL, J., White, A. 2000. Valuing Credit Default Swaps: No Counterparty Default Risk. *Journal of Derivatives* 8, 29–40.
- JARROW, P. R., TURNBULL, S. 1995. Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Default Risk. *Journal of Finance*, 50, 53-86.

- KRISHNAN, C. N. V., RITCHKEN, P. H., THOMSON, J. B. 2007. On Forecasting the Term Structure of Credit Spreads. *Case Western Reserve University*.
- LANDO, D. 1998. On Cox Processes and Credit Risky Securities. *Review of Derivatives Research*, 2, 99-120.
- LANDSCHOOT. 2004. Determinants of Euro Term Structure of Credit Spreads. *European Central Bank*, 397.
- LEE, M. 2007. Bloomberg Fair Value Market Curves. *International Bond Market Conference*, Taipei.
- LELAND, H., TOFT, K. 1996. Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy, and the Term Structure of Credit Spreads. *Journal of Finance*, 51, 987-1019.
- LONGSTAFF, F., SCHWARTZ, E. 1995. Valuing Risky Debt: A New Approach. *Journal of Finance*, 789-820.
- MAALAOU, C., DIONNE, G., FRANÇOIS, P. 2009. Credit Spread Changes within Switching Regimes. *Finance International Meeting, AFFI – EUROFIDAI*.
- MCCULLOCH, J. H. 1971. Measuring the Term Structure of Interest rates. *Journal of Business*, 34, 19-31.
- MCCULLOCH, J. H. 1975. The Tax-adjusted Yield Curve. *Journal of Finance*, 30, 811-829.
- MERTON, R.C. 1974. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *Journal of Finance*, 29, 449-470.
- THORNTON, D. L. 2012. The Federal Reserve's Response to the Financial Crisis: What It Did and What It Should Have Done. *FRB of St. Louis Working Paper* No. 050A.
- SARGENT, T., SIMS, C.A. 1977. Business Cycle Modeling Without Pretending to Have too Much A Priori Economic Theory. *New Methods of Business Cycle Research*. Federal Reserve Bank of Minneapolis, 45-110.
- Standard and Poors. 2013. A Primer On International Corporate Bonds.

STOCK, J. H., WATSON, M.W. 1989. New Index of Coincidence and Leading Economic Indicators. *NBER Macroeconomics*, Annual, 351-393.

YU, W. C. SALYARDS, D. 2009. Parsimonious Modeling and Forecasting of Corporate Yield Curve. *Journal of Forecasting*, 28, 73-88.

Apêndice A

Interpolação Cúbica

Para estimar a função de desconto $\delta(m)$ e a taxa de juros $\eta(m)$ de maturidade m conforme McCulloch (1971, 1975) é necessário definir k funções continuamente diferenciáveis $f_j(m)$, expressando-as como uma combinação linear dessas funções somada a um termo constante, conforme abaixo:

$$\delta(m) = a_0 + \sum_{j=1}^k a_j f_j(m) \quad (18)$$

Onde m é a maturidade, a é um parâmetro desconhecido a ser estimado e assume-se que $\delta(0) = 1$, ou seja, o valor presente de um ativo com função de desconto $\delta(m)$ é igual a 1.

A taxa de juros $\eta(m)$ é definida conforme equação abaixo:

$$\eta(m) = \frac{-1}{m} \ln \delta(m) \quad (19)$$

Como $\eta(m)$ é uma transformação não linear de $\delta(m)$, é possível assumir que $\eta(m)$ também pode ser descrito por uma combinação linear de k funções $s_j(m)$.

$$\eta(m) = a_0 + \sum_{j=1}^k a_j s_j(m) \quad (20)$$

Para definir a função polinomial, onde $s_j(m)$ é de terceiro grau, é necessário estimar $4n$ coeficientes de um sistema de equações cúbicas através de $n + 1$ pares de taxa de juros $\eta(m)$ e maturidade m .

$$s_k(m) = a_k(m - m_k)^3 + b_k(m - m_k)^2 + c_k(m - m_k) + d_k \quad (21)$$

Onde,

$k = 1, 2, \dots, n$ e a, b, c e d são parâmetros desconhecidos.

Apêndice B

Tabela 3.9 Estimativa dos Coeficientes das Equações (11) e (12)

Financeiro BBB+

| | λ | L_t^T | S_t^T | C_t^T | L_t^S | S_t^S |
|---------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 0,061* | | | | | |
| | (3,4E-10) | | | | | |
| μ_t | | 3,453 | -1,234 | -1,271 | 4,591 | 2,085 |
| | | (40,7) | (91,7) | (160,9) | (133,7) | (558,7) |
| L_{t-1}^T | | 1,004* | -0,108* | -0,156* | 0,027* | -0,097* |
| | | (3,6E-03) | (2,1E-02) | (3,8E-02) | (6,5E-03) | (9,5E-03) |
| S_{t-1}^T | | 0,004* | 0,973 | -0,074* | -0,027* | -0,097* |
| | | (1,4E-03) | (9,8E-03) | (1,6E-02) | (3,8E-03) | (5,4E-03) |
| C_{t-1}^T | | 0,004* | 0,043* | 0,996* | -0,027* | -0,008* |
| | | (1,5E-03) | (4,6E-03) | (5,6E-03) | (2,9E-03) | (1,0E-03) |
| L_{t-1}^S | | 0,007* | 0,007* | -0,006*** | 0,988* | 0,017* |
| | | (5,9E-04) | (1,1E-03) | (3,2E-03) | (4,3E-04) | (4,5E-04) |
| S_{t-1}^S | | -0,006* | 0,007* | 0,009* | 0,005* | 0,950* |
| | | (1,8E-04) | (4,2E-04) | (1,2E-03) | (1,6E-04) | (1,8E-04) |
| CU_{t-1} | | -0,002* | 0,007* | 0,006 | -0,006* | 0,000 |
| | | (1,4E-03) | (9,0E-03) | (2,2E-02) | (3,9E-03) | (6,5E-03) |
| TI_{t-1} | | 0,002 | -0,046* | 0,040** | 0,059* | 0,134* |
| | | (2,7E-04) | (1,3E-03) | (5,8E-03) | (6,4E-04) | (1,8E-03) |
| IPC_{t-1} | | 0,003* | -0,002 | -0,013** | 0,033* | -0,003*** |
| | | (3,0E-04) | (1,2E-03) | (4,6E-03) | (6,4E-04) | (1,8E-03) |
| IA_{t-1} | | 0,012* | 0,013*** | -0,103* | 0,001 | -0,027* |
| | | (1,8E-03) | (3,5E-03) | (1,8E-02) | (2,2E-03) | (5,3E-03) |
| $\sigma_{\eta t}^2$ | | 0,003* | 0,001* | 0,060 | 0,024* | 0,109* |
| | | (5,3E-02) | (5,7E-01) | (1,1E-01) | (1,3E-02) | (2,7E-03) |

Níveis de Significância: ***10%, **5%, *1%. Desvio-Padrão entre parênteses

Financeiro A

| | λ | L_t^T | S_t^T | C_t^T | L_t^S | S_t^S |
|---------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------|
| | 0,061* | | | | | |
| | (2,2E-09) | | | | | |
| μ_t | 10,351 | -6,614 | -0,687 | 30,438 | -15,147 | |
| | (34,7) | (79,9) | (98,5) | (270,6) | (424,7) | |
| L_{t-1}^T | 1,009* | -0,101* | -0,098 | 0,041* | -0,109* | |
| | (8,2E-03) | (2,3E-02) | (6,4E-02) | (7,9E-03) | (1,1E-02) | |
| S_{t-1}^T | -0,006 | 1,024* | -0,014 | -0,024* | -0,114* | |
| | (3,6E-03) | (1,0E-02) | (2,8E-02) | (4,8E-03) | (6,1E-03) | |
| C_{t-1}^T | -0,002 | 0,041* | 0,976* | -0,009* | -0,027* | |
| | (1,3E-03) | (4,6E-03) | (1,0E-02) | (2,3E-03) | (1,6E-03) | |
| L_{t-1}^S | 0,007* | 0,001 | -0,011* | 0,999* | 0,016* | |
| | (5,0E-04) | (7,4E-04) | (2,7E-03) | (3,3E-04) | (3,4E-04) | |
| S_{t-1}^S | -0,008* | 0,017* | 0,014* | 0,004* | 0,949* | |
| | (3,0E-04) | (5,3E-04) | (1,4E-03) | (3,3E-04) | (1,3E-04) | |
| CU_{t-1} | -0,001 | -0,005** | 0,012 | -0,004* | 0,016* | |
| | (5,7E-03) | (1,5E-02) | (4,1E-02) | (8,2E-03) | (7,8E-03) | |
| TI_{t-1} | 0,016* | -0,074* | -0,031 | 0,040* | 0,155* | |
| | (1,6E-03) | (1,5E-03) | (1,2E-02) | (1,7E-03) | (2,2E-03) | |
| IPC_{t-1} | -0,005* | 0,001 | 0,081* | 0,034* | -0,001 | |
| | (1,0E-03) | (2,1E-03) | (8,9E-03) | (9,8E-04) | (2,1E-03) | |
| IA_{t-1} | 0,043* | -0,065* | -0,310* | -0,003 | -0,019** | |
| | (4,8E-03) | (6,2E-03) | (3,7E-02) | (4,6E-03) | (7,1E-03) | |
| $\sigma_{\eta t}^2$ | 0,004* | 0,000 | 0,095* | 0,027* | 0,110* | |
| | (8,4E-02) | (1,7E+05) | (8,3E-02) | (1,1E-02) | (2,9E-03) | |

Níveis de Significância: ***10%, **5%, *1%. Desvio-Padrão entre parênteses

Financeiro AA

| | λ | L_t^T | S_t^T | C_t^T | L_t^S | S_t^S |
|---------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 0,061* | | | | | |
| | (1,0E-09) | | | | | |
| μ_t | | 7,254 | 27,472 | 12,922 | 62,620 | -11,230 |
| | | (23,6) | (68,3) | (31,6) | (51,6) | (186,5) |
| L_{t-1}^T | | 1,011* | -0,116* | -0,206* | 0,025* | -0,044* |
| | | (7,5E-03) | (3,3E-02) | (6,0E-02) | (6,3E-03) | (1,1E-02) |
| S_{t-1}^T | | -0,011* | 0,990* | -0,032 | -0,010** | -0,101* |
| | | (2,8E-03) | (1,3E-02) | (2,6E-02) | (4,1E-03) | (7,1E-03) |
| C_{t-1}^T | | -0,006* | 0,066* | 0,988* | -0,014* | -0,026* |
| | | (1,7E-03) | (6,9E-03) | (9,4E-03) | (2,2E-03) | (1,7E-03) |
| L_{t-1}^S | | 0,005* | 0,008* | -0,001 | 0,991* | 0,011* |
| | | (8,2E-04) | (2,0E-03) | (4,5E-03) | (4,5E-04) | (6,2E-04) |
| S_{t-1}^S | | -0,008* | 0,0195* | 0,022* | 0,004* | 0,949* |
| | | (4,0E-04) | (9,5E-04) | (1,9E-03) | (4,2E-04) | (2,2E-04) |
| CU_{t-1} | | -0,002* | -0,007* | 0,023* | -0,001 | 0,006* |
| | | (4,4E-03) | (1,6E-02) | (4,1E-02) | (5,6E-03) | (8,8E-03) |
| TI_{t-1} | | 0,024* | -0,051* | -0,065** | 0,026* | 0,159* |
| | | (6,2E-04) | (2,0E-03) | (8,1E-03) | (9,5E-04) | (2,0E-03) |
| IPC_{t-1} | | 0,002* | 0,016* | -0,024* | 0,025* | 0,008* |
| | | (6,1E-04) | (2,1E-03) | (6,6E-03) | (6,6E-04) | (1,9E-03) |
| IA_{t-1} | | 0,027* | -0,002 | -0,276* | -0,0191* | 0,033* |
| | | (4,1E-03) | (6,9E-03) | (3,2E-02) | (3,8E-03) | (8,2E-03) |
| $\sigma_{\eta t}^2$ | | 0,003* | 0,000 | 0,083* | 0,023* | 0,105* |
| | | (1,1E-01) | (1,8E+05) | (1,7E-01) | (1,1E-02) | (4,3E-03) |

Níveis de Significância: ***10%, **5%, *1%. Desvio-Padrão entre parênteses

Industrial BB

| | λ | L_t^T | S_t^T | C_t^T | L_t^S | S_t^S |
|---------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------|
| | 0,061* | | | | | |
| | (9,9E-09) | | | | | |
| μ_t | -5,807 | 9,863 | 16,344 | 138,190 | 48,780 | |
| | (22,2) | (121,5) | (551,5) | (168,2) | (200,2) | |
| L_{t-1}^T | 0,920* | -0,172* | 0,402* | 0,152* | 0,025* | |
| | (3,4E-03) | (5,4E-03) | (1,4E-02) | (4,1E-03) | (5,7E-03) | |
| S_{t-1}^T | -0,029* | 0,948* | 0,203* | 0,022* | 0,013* | |
| | (1,8E-03) | (4,0E-03) | (7,1E-03) | (2,2E-03) | (3,4E-03) | |
| C_{t-1}^T | -0,005* | 0,010* | 1,019* | 0,003* | 0,000 | |
| | (4,1E-04) | (1,2E-03) | (1,5E-03) | (8,5E-04) | (1,1E-03) | |
| L_{t-1}^S | 0,001* | 0,004* | -0,016* | 0,996* | 0,042* | |
| | (1,1E-04) | (1,2E-04) | (3,5E-04) | (1,1E-04) | (9,0E-05) | |
| S_{t-1}^S | 0,002* | -0,005* | 0,021* | 0,014* | 0,943* | |
| | (1,7E-04) | (2,8E-04) | (6,5E-04) | (1,5E-04) | (1,9E-04) | |
| CU_{t-1} | 0,000 | 0,000* | 0,064* | -0,014* | 0,037* | |
| | (1,9E-04) | (4,3E-04) | (7,6E-04) | (2,8E-04) | (5,6E-04) | |
| TI_{t-1} | 0,041* | 0,002* | -0,271* | -0,025* | 0,025* | |
| | (8,7E-04) | (1,5E-03) | (3,7E-03) | (1,1E-03) | (2,1E-03) | |
| IPC_{t-1} | 0,003* | 0,042* | -0,050* | 0,025* | -0,040* | |
| | (5,5E-04) | (1,2E-03) | (2,6E-03) | (9,0E-04) | (1,5E-03) | |
| IA_{t-1} | 0,002* | 0,001** | -0,023* | -0,002* | -0,009* | |
| | (2,0E-03) | (3,5E-03) | (7,5E-03) | (2,5E-03) | (3,6E-03) | |
| $\sigma_{\eta t}^2$ | 0,003* | 0,000 | 0,038* | 0,021* | 0,086* | |
| | (7,5E-02) | (2,6E+04) | (1,5E-01) | (1,7E-02) | (4,3E-03) | |

Níveis de Significância: ***10%, **5%, *1%. Desvio-Padrão entre parênteses

Industrial BBB

| | λ | L_t^T | S_t^T | C_t^T | L_t^S | S_t^S |
|---------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 0,061* | | | | | |
| | (3,8E-09) | | | | | |
| μ_t | | -13,507 | -24,462 | -13,460 | 17,650 | -19,224 |
| | | (27,2) | (30,8) | (68,4) | (137,5) | (145,2) |
| L_{t-1}^T | | 1,019* | -0,047* | -0,125* | -0,011 | 0,029** |
| | | (5,9E-03) | (1,5E-02) | (2,4E-02) | (8,8E-03) | (1,2E-02) |
| S_{t-1}^T | | 0,013* | 1,02* | -0,064* | -0,024* | -0,065* |
| | | (3,7E-03) | (1,1E-02) | (1,4E-02) | (6,9E-03) | (6,8E-03) |
| C_{t-1}^T | | 0,006* | 0,036* | 0,993* | -0,029* | 0,018* |
| | | (2,0E-03) | (4,2E-03) | (6,9E-03) | (2,5E-03) | (2,5E-03) |
| L_{t-1}^S | | 0,002* | 0,007* | -0,016* | 0,993* | 0,045* |
| | | (4,4E-04) | (5,4E-04) | (1,7E-03) | (3,8E-04) | (3,9E-04) |
| S_{t-1}^S | | 0,001 | 0,002** | 0,030* | 0,014* | 0,940* |
| | | (5,1E-04) | (8,0E-04) | (2,2E-03) | (5,6E-04) | (7,5E-04) |
| CU_{t-1} | | 0,002 | 0,011* | 0,062* | -0,025* | 0,025* |
| | | (3,7E-04) | (6,6E-04) | (1,2E-03) | (5,2E-04) | (8,5E-04) |
| TI_{t-1} | | -0,024* | -0,041* | 0,038*** | 0,060* | 0,058* |
| | | (2,0E-03) | (3,9E-03) | (7,5E-03) | (2,7E-03) | (4,8E-03) |
| IPC_{t-1} | | 0,001 | 0,006 | -0,043* | 0,036* | -0,033* |
| | | (2,0E-03) | (3,6E-03) | (9,7E-03) | (2,7E-03) | (4,4E-03) |
| IA_{t-1} | | -0,001* | 0,004* | 0,0021*** | -0,001* | -0,007* |
| | | (5,1E-03) | (7,0E-03) | (2,0E-02) | (7,1E-03) | (8,6E-03) |
| $\sigma_{\eta t}^2$ | | 0,003* | 0,000 | 0,105* | 0,030* | 0,086* |
| | | (5,9E-02) | (1,7E+06) | (7,7E-02) | (1,8E-02) | (9,0E-03) |

Níveis de Significância: ***10%, **5%, *1%. Desvio-Padrão entre parênteses

Industrial A

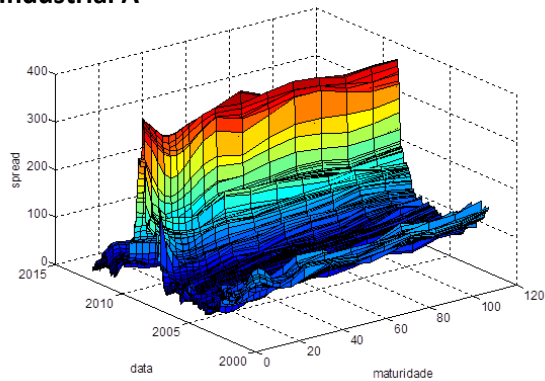
| | λ | L_t^T | S_t^T | C_t^T | L_t^S | S_t^S |
|---------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 0,061* | | | | | |
| | (6,1E-09) | | | | | |
| μ_t | | -226,367 | 366,394 | -364,177 | 120,889 | -176,472 |
| | | (20,1) | (149,4) | (445,7) | (249,6) | (322,1) |
| L_{t-1}^T | | 0,964* | -0,112* | 0,189* | 0,081* | 0,002 |
| | | (7,9E-03) | (1,1E-02) | (5,1E-02) | (9,0E-03) | (1,2E-02) |
| S_{t-1}^T | | -0,022* | 0,967* | 0,150* | 0,025* | -0,040* |
| | | (4,4E-03) | (6,8E-03) | (3,0E-02) | (5,1E-03) | (8,2E-03) |
| C_{t-1}^T | | 0,012* | 0,011* | 0,950* | -0,020* | 0,005** |
| | | (1,2E-03) | (2,2E-03) | (8,5E-03) | (1,7E-03) | (2,4E-03) |
| L_{t-1}^S | | 0,002* | 0,005* | -0,018* | 0,997* | 0,038* |
| | | (3,0E-04) | (3,9E-04) | (1,6E-03) | (3,1E-04) | (4,9E-04) |
| S_{t-1}^S | | -0,002* | 0,003* | 0,030* | 0,0150* | 0,945* |
| | | (5,3E-04) | (9,3E-04) | (3,1E-03) | (5,3E-04) | (1,1E-03) |
| CU_{t-1} | | -0,032* | 0,042* | 0,101* | 0,033* | -0,045* |
| | | (5,6E-04) | (8,4E-04) | (2,4E-03) | (6,8E-04) | (1,1E-03) |
| TI_{t-1} | | 0,027* | -0,073* | -0,145* | 0,007 | 0,061* |
| | | (2,6E-03) | (3,6E-03) | (1,3E-02) | (3,5E-03) | (5,9E-03) |
| IPC_{t-1} | | 0,015* | -0,014* | -0,084* | 0,031* | -0,029* |
| | | (2,2E-03) | (3,0E-03) | (1,4E-02) | (2,6E-03) | (4,0E-03) |
| IA_{t-1} | | 0,002* | -0,002** | -0,001 | -0,006* | -0,002** |
| | | (6,0E-03) | (6,8E-03) | (3,5E-02) | (8,2E-03) | (9,4E-03) |
| $\sigma_{\eta t}^2$ | | 0,001* | 0,000 | 0,021* | 0,013 | 0,076* |
| | | (1,0E+06) | (2,5E+05) | (1,6E+06) | (1,3E-01) | (1,0E-02) |

Níveis de Significância: ***10%, **5%, *1%. Desvio-Padrão entre parênteses

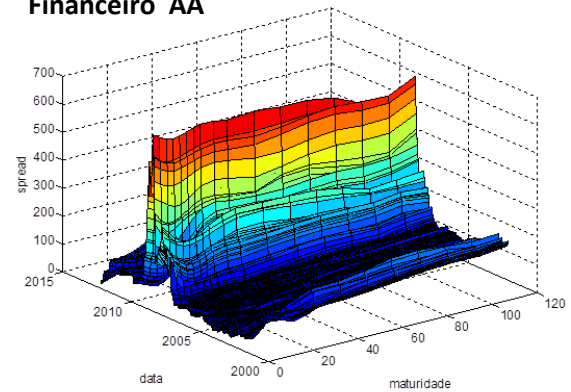
Apêndice C

Figura 3.6 Curvas de *Spread* do Setor Financeiro e Industrial

Industrial A

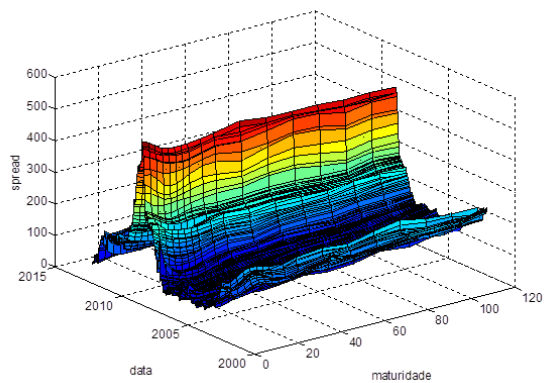


Financeiro AA

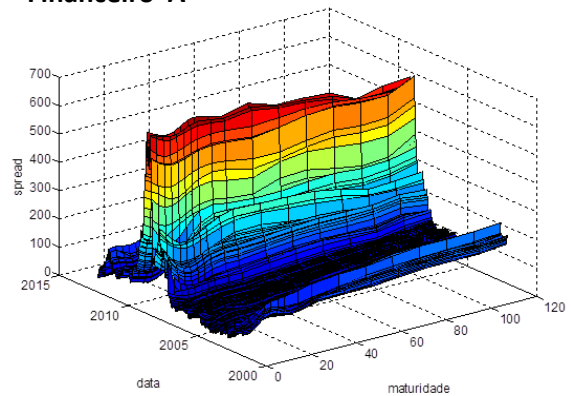


Fonte: Bloomberg. Elaboração Própria

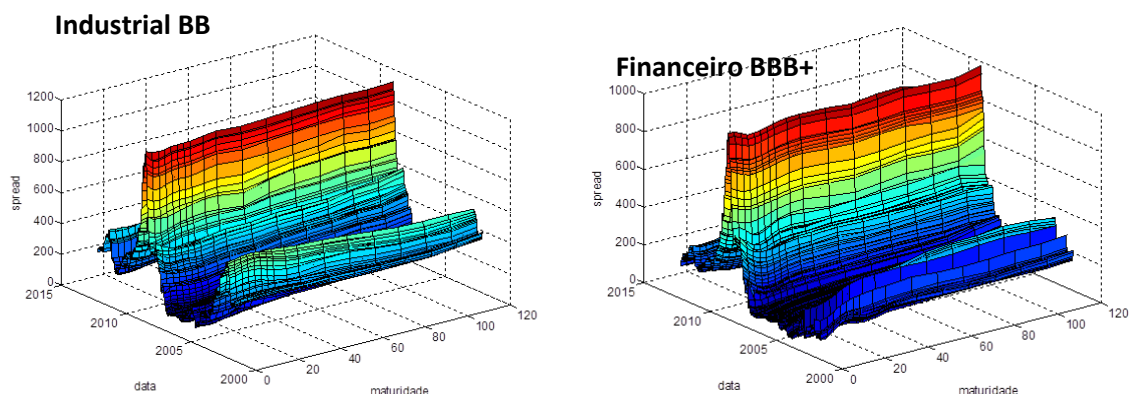
Industrial BBB



Financeiro A



Fonte: Bloomberg. Elaboração Própria



Fonte: Bloomberg. Elaboração Própria

Apêndice D

Detalhes da metodologia da *Bloomberg* de geração de curvas para empresas

1. Critério de agrupamento

O agrupamento das diversas emissões de emissores de um determinado setor é definida pela classificação da emissão. As classificações são calculadas pela Bloomberg como uma média das classificações das agências Moody's, Standard and Poor's e Fitch. Os grupos de classificações são agrupados em unidades maiores, chamadas de clusters, que contêm uma ou mais classificações semelhantes. Um determinado setor, por exemplo, é constituído por dez grupos de classificações, conforme abaixo, e cada grupo contém um determinado número de emissões

{AAA, AA1, AA2, AA3, A1, A2, A3, BBB1, BBB2, BBB3}. Esses nove grupos são agrupados em quatro grupos. A razão para o agrupamento é a falta de emissões dentro de um determinado grupo.

AAA = {AAA}, AA = {AA1, AA2, AA3}, A = {A1, A2, A3}, BBB = {BBB1, BBB2, BBB3}.

2. Preço:

Apenas emissões com preço definido pela Bloomberg Generic (BGN) são incluídas. BGN é a média de todos os tipos de preços, incluindo preços indicativos e executáveis cotados por diversas fontes de preço numa determinada janela de tempo. A disponibilidade de preço pela BGN é uma indicação de bom nível de liquidez para uma determinada emissão. Preços de uma emissão cujo valor esteja muito acima ou abaixo de emissões comparáveis são excluídos.

3. Modelagem da Curva de Juros

A curva zero, $Z_i(T)$ (sem pagamento de cupom), com classificação i e maturidade T é estimada através de uma função linear, definida por partes, ao invés de uma função de suavização de quatro ou cinco parâmetros. A vantagem do uso da função definida por partes é que a mesma contém mais parâmetros do que o método de suavização. A desvantagem é que a função por partes não garante positividade das taxas de juros. A partir de $Z_i(T)$, a Curva a Termo $f_i(T)$ pode ser calculada. A curva zero pode ser descrita como uma função da curva a termo conforme abaixo:

$$z(t) = \frac{\int_0^t f(u) du}{t} \quad (22)$$

Restrições Impostas para a Curva a Termo:

$f_i(t) > 0$ para qualquer classificação i .

Onde, $f_i(t)$ é a curva a termo com classificação i e prazo t .