

**FUNDAÇÃO ESCOLA DE COMÉRCIO ÁLVARES PENTEADO  
FECAP**

**CENTRO UNIVERSITÁRIO ÁLVARES PENTEADO**

**MESTRADO PROFISSIONAL EM ADMINISTRAÇÃO**

**CELIO TAKAHASHI**

**ANÁLISE DE CURTO E LONGO PRAZO? UMA  
ALTERNATIVA ÀS METODOLOGIAS DE *RATING* DE  
CRÉDITO CONVENCIONAIS NO BRASIL**

**São Paulo**

**2020**

**CELIO TAKAHASHI**

**ANÁLISE DE CURTO E LONGO PRAZO? UMA ALTERNATIVA ÀS  
METODOLOGIAS DE *RATING* DE CRÉDITO CONVENCIONAIS NO  
BRASIL**

Artigo apresentado ao Programa de Mestrado Profissional em Administração do Centro Universitário Álvares Penteado, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Administração.

**Orientador: Prof. Dr. Heber Pessoa da Silveira**

**São Paulo**

**2020**

FUNDAÇÃO ESCOLA DE COMÉRCIO ÁLVARES PENTEADO - FECAP  
CENTRO UNIVERSITÁRIO ÁLVARES PENTEADO

Prof. Dr. Edison Simoni da Silva  
Reitor

Prof. Dr. Ronaldo Fróes de Carvalho  
Pró-reitor de Graduação

Prof. Dr. Alexandre Garcia  
Pró-reitor de Pós-Graduação

**FICHA CATALOGRÁFICA**

T136a

Takahashi, Celio

Análise de curto e longo prazo? Uma alternativa às metodologias de rating de crédito convencionais no Brasil / Celio Takahashi. - - São Paulo, 2020.

43 f.

Orientador: Prof. Dr. Heber Pessoa da Silveira

Artigo (mestrado) – Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado - FECAP - Centro Universitário Álvares Penteado – Programa de Mestrado Profissional em Administração com Ênfase em Finanças.

1. Administração de risco. 2. Mercado de capitais. 3. Avaliação de riscos -

**CDD 658.155**

Bibliotecário responsável: Elba Lopes, CRB- 8/9622

**CELIO TAKAHASHI**

**ANÁLISE DE CURTO E LONGO PRAZO? UMA ALTERNATIVA ÀS  
METODOLOGIAS DE RATING DE CRÉDITO CONVENCIONAIS NO BRASIL**

Artigo apresentado ao Centro Universitário Álvares Penteado, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Administração.

**COMISSÃO JULGADORA:**

---

**Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Claudia Emiko Yoshinaga**  
**EAESP/FGV**

---

**Prof. Dr. Ricardo Goulart Serra**  
**Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado – FECAP**

---

**Prof. Dr. Heber Pessoa da Silveira**  
**Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado – FECAP**  
**Professor Orientador – Presidente da Banca Examinadora**

**São Paulo, 09 de julho de 2020.**

## **Análise de curto e longo prazo? Uma alternativa às metodologias de *rating* de crédito convencionais no Brasil**

**Celio Takahashi**  
**Mestre em Administração**  
**celiotak@gmail.com**

### **Resumo**

As agências de *ratings* empregam uma metodologia que não inclui o efeito das variações momentâneas do risco de crédito em suas notas. Outras metodologias que utilizam abordagem quantitativa, no entanto, não suprimem esse componente de curto prazo, que poderia ser importante nas transações realizadas no mercado secundário. Utilizando uma *proxy* para risco de crédito com essas características de curto prazo, descobrimos que as variações nas notas ocorrem com maior frequência, em comparação às das agências de *ratings*, e encontramos evidências estatisticamente significativas da sua relação com o prêmio de risco no mercado secundário de títulos de dívida emitidos por companhias brasileiras, preenchendo uma lacuna sobre o tema no Brasil. Além disso, quando testada em conjunto com as notas das agências de *ratings*, observou-se melhora no poder de explicação do modelo. A amostra foi coletada para o período entre 2015 e 2019, totalizando 180 emissões, e organizada no formato de dados em painel, sendo testada através dos estimadores de efeitos fixos e aleatórios, com maior ganho informacional na primeira abordagem.

**Palavras-chave:** Risco de Crédito. Ratings. Prêmio de Risco. Títulos de Dívida. Mercado Secundário.

### **Abstract**

Credit Rating Agencies (CRA) apply in their rating assignments a methodology that filters out the effect of short-term fluctuations in credit risk, while alternative methodologies based on quantitative approaches do not suppress this short-term component that are potentially relevant in secondary market transactions. Using a variable of short-term fluctuations as a proxy for credit risk, we observe that ratings assigned by one of those alternative methodologies change more often than ratings assigned by CRAs, and we also found statistically significant evidences of the relationship between those short term fluctuations and credit spreads on the secondary market for brazilian companies, this way filling an existing research gap in this topic for the domestic market. Additionally, when the short term proxy was tested together with ratings assigned by CRAs, we observed improvements on the model explanatory power. Our data

sample period ranges from 2015 to 2019, with a total of 180 securities. Data was organized in panel and tests were performed using fixed and random effects, with superior goodness-of-fit observed in the first approach.

**Key-words:** Credit Risk. Ratings. Credit Spread. Corporate Bonds. Secondary Market.

## 1 Introdução

As agências de *ratings*, que cumprem papel importante na redução da assimetria de informação no mercado de crédito, receberam maior atenção da comunidade acadêmica a partir de eventos marcantes, como as falências da Enron e Worldcom, e principalmente quando foram criticadas em relação à imprecisão na avaliação do risco de crédito de produtos estruturados envolvidos na crise do *subprime*. Embora o estudo sobre a atuação das agências de *ratings* seja um assunto pouco explorado no Brasil, diversos trabalhos concentrados no mercado norte-americano realizaram contribuições importantes para esclarecimento de vários pontos sobre o tema, apresentando razões variadas para diversos problemas relacionados à forma como atuam, especialmente sobre potenciais conflitos de interesse, lentidão na avaliação da qualidade do crédito e sinais de descolamento com o comportamento do rendimento dos títulos de dívida corporativa.

Analisando a relação entre a qualidade da avaliação do risco de crédito pelas agências de *ratings* com o prêmio de risco de títulos de dívida, Becker e Milbourn (2011) concluíram que o aumento da competição entre as agências de *ratings*, estimulada pelo crescimento da FitchRatings no mercado dos EUA, coincide com a queda na qualidade de avaliação do risco de crédito pelos incumbentes S&P e Moody's, tendo sido observado que a correlação entre os *ratings* e os rendimentos de mercado, assim como a habilidade de se antecipar aos eventos de inadimplência, foi reduzida. Os autores, entretanto, concluíram ser improvável que esse comportamento estivesse relacionado com a prática de *ratings shoppings* ou mesmo com o crescimento do próprio mercado de uma forma geral (Becker & Milbourn, 2011).

O problema de *ratings shopping* ocorre quando o emissor coleta indicativos iniciais de notas de classificação de crédito entre várias agências, para então contratar aquela com atribuição do *rating* mais favorável. No Brasil, essa situação foi tratada através de dispositivo regulatório editado pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM), que publicou a Instrução Normativa nº 521 (2012), para regulamentar a atividade de classificação de risco de crédito no País. Esse normativo determina que as agências de *ratings* disponibilizem as opiniões preliminares sobre as classificações de risco de crédito que não foram utilizadas pelo emissor no momento da divulgação da operação, ainda que a agência não tenha sido contratada em definitivo.

Outro problema estudado na literatura diz respeito à percepção dos investidores em relação à lentidão das agências de *ratings* na avaliação do risco de crédito dos emissores de dívida. Essa característica, no entanto, estaria relacionada com a necessidade de se conciliar os

interesses de diversos perfis de usuários, como reguladores, bancos e fundos de investimento, pois alterações em curto espaço de tempo poderiam induzi-los a liquidações repentinas de posições, e, assim, provocar crises financeiras, conforme explicam Altman e Rijken (2006). Segundo esses pesquisadores, essa lentidão apontada se deve à metodologia empregada pelas agências na avaliação do risco de crédito, denominada de *through-the-cycle*, que consistiria em dois pilares: foco no componente permanente do risco de crédito e política de migração prudente. No primeiro caso, as agências descartam as variações momentâneas no risco de crédito, extraindo apenas o componente permanente de longo prazo. No segundo caso, após a aplicação desse filtro, a agência monitora periodicamente apenas o componente permanente, através dos ciclos de revisão do risco de crédito, para gerenciar a velocidade das alterações nas notas de classificação.

A abordagem *through-the-cycle* difere do método *point-in-time* utilizado pelos bancos, no qual não há a supressão do componente de curto prazo do risco de crédito. No fechamento de seu trabalho, Altman e Rijken (2006) concluem que a metodologia aplicada pelas agências realmente resulta em alterações mais lentas nos *ratings*, o que afetaria a precisão da previsão de inadimplência. Entretanto, assim como questiona Löffler (2005), não haveria momentos em que o investidor desejaria saber com maior acurácia a qualidade do crédito do emissor no curto prazo?

Sobre essa questão, previsões da inadimplência derivadas das ideias introduzidas pelos modelos estruturais, centrados em dados quantitativos, foram desenvolvidas com a proposta de preencher essa lacuna. O *estimated default frequency* (EDF) é um exemplo de modelo proprietário pertencente a essa categoria e foi desenvolvido pela empresa KMV Corporation (Caouette, Altman, Narayanan, & Nimmo, 2011). Robbe e Mahieu (2005) compararam o desempenho desse modelo proprietário com o comportamento dos *ratings* atribuídos pela S&P, e concluíram que o EDF apresentava capacidade de antecipação das alterações nos *ratings* da S&P, após constatação de que 75% das modificações nas notas de crédito promovidas pela S&P haviam sido previstas com antecedência pelo modelo da KMV. Contudo, os autores ressaltam que a diferença na velocidade dos dois casos também está relacionada com o atendimento às necessidades de diversos perfis de usuários das agências de *ratings*, sendo corroborada pela explicação apresentada anteriormente por Altman e Rijken (2006).

A Bloomberg também utiliza modelo proprietário que incorpora conceito similar ao proposto pela KMV, através do serviço para avaliação do risco de crédito voltado ao mercado de renda fixa, disponível também para companhias brasileiras (Bloomberg, 2015), com a



vantagem de oferecer valores convertidos para escala de *ratings*, facilitando a comparação com as escalas internacionais das agências.

A Figura 1 a seguir mostra o comportamento de uma emissão de dívida corporativa da Petrobras S.A. no mercado internacional, negociada no mercado secundário. No mês de março de 2020, em cenário de pandemia da covid-19 e queda no preço do barril de petróleo, houve crescimento abrupto no rendimento do título negociado. Trata-se de um cenário de impacto sobre as receitas da companhia, que havia anunciado corte nos investimentos, suspensão do pagamento de dividendos, redução dos salários e produção, além da tomada de novos empréstimos para reforço de liquidez devido ao surto global de cononavírus. Apesar de reconhecer o efeito da forte queda na geração de caixa e crescimento da alavancagem da companhia, a S&P (2020) ponderou a sua flexibilidade financeira, as medidas para redução de custos e investimentos, bem como a venda de ativos, como fatores que compensariam os impactos negativos, e, portanto, justificariam a manutenção dos *ratings*. Posteriormente, em nova emissão da companhia, a Moody's (2020) ponderou os mesmos fatores de risco, porém, decidiu atribuir *ratings* iguais aos vigentes devido à extensão das reservas de petróleo da companhia e o seu domínio nesse segmento no País, bem como a posição de liquidez, que foi considerada adequada pela agência.

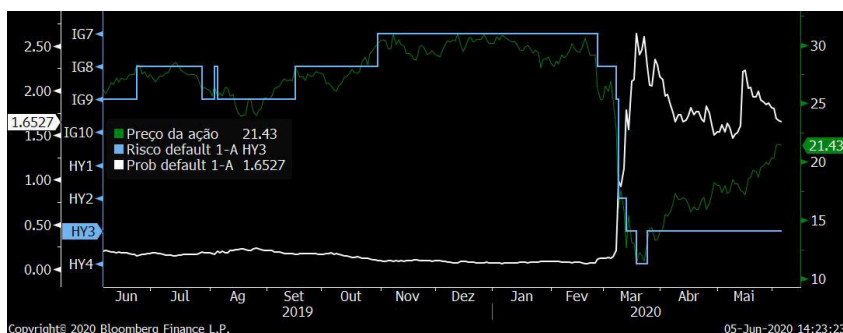


**Figura 1.** Comportamento do rendimento de título de dívida corporativa emitido pela Petrobras.

*Nota:* Gráfico extraído do terminal da Bloomberg.

Fonte: Recuperado de “Bloomberg”, em 11 de junho 2020.

Nesse contexto apresentado, a Figura 2 mostra o comportamento do risco de crédito na escala de *ratings* do modelo proprietário da Bloomberg (DRSK), o qual registrou 7 alterações de notas no período retro mencionado, em seis níveis diferentes.



**Figura 2.** Comportamento dos *ratings* da Petrobras atribuídos pelo modelo DRISK

*Nota:* Gráfico extraído do terminal da Bloomberg.

*Fonte:* Recuperado de “Bloomberg”, em 11 de junho 2020.

Quando comparado ao histórico de notas atribuídas pelas agências de *ratings*, apresentado na Tabela 1, a diferença na quantidade de alterações nos *ratings* evidencia a existência de um componente de curto prazo do risco de crédito presente no modelo DRISK, que não estaria refletido nas notas de classificação atribuídas pelas agências. Enquanto o modelo da Bloomberg apontou 7 alterações de notas de risco de crédito, as agências não promoveram nenhuma alteração nos *ratings* do emissor e da emissão, no mesmo período.

Tabela 1

**Histórico de alterações nos *ratings* atribuídos pelas agências**

	<b>Emissão</b>	<b>Data de alteração</b>	<b>Petrobras</b>	<b>Data de alteração</b>
S&P	BB-	18/08/2017	BB-	10/02/2017
S&P	-	-	B+	17/02/2016
S&P	-	-	BB	10/09/2015
Moody's	Ba2	09/04/2018	Ba2	10/04/2018
Moody's	-	-	Ba3	17/10/2017
Moody's	-	-	B1	10/04/2017
Fitch	BB-	28/06/2018	BB-	27/02/2018
Fitch	-	-	BB	10/05/2016
Fitch	-	-	BB+	17/12/2015

*Nota:* Dados extraídos do terminal da Bloomberg.

*Fonte:* Recuperado de “Bloomberg”, em 11 de junho 2020

Ainda que as diferentes abordagens apresentadas acima sejam endereçadas aos variados perfis de usuários, é esperado que a avaliação do fator risco de crédito resultante desses processos seja consistente com as evidências empíricas sobre o apreçamento de títulos de dívida corporativa, além de apresentar correlação significativa com o prêmio de risco aceito pelos investidores. Portanto, se existem momentos em que os investidores necessitam incorporar o componente de curto prazo do risco de crédito nas decisões de negociação dos títulos de dívida, como o exemplo da Petrobras apresentado anteriormente, o presente trabalho procura verificar se a relação entre *ratings* que capturam o componente de curto prazo do risco de crédito e os prêmios de risco é observada no mercado secundário de títulos de dívida corporativa emitidos por companhias brasileiras.

Neste trabalho, abordamos o mercado secundário de títulos de dívida corporativa emitidos no mercado nacional e internacional entre 2015 e 2019, período no qual a cobertura do serviço de risco de crédito da Bloomberg estava disponível para companhias brasileiras. A amostra foi analisada no formato de dados em painel, através dos estimadores de efeitos fixos e efeitos aleatórios. Outra contribuição em relação aos trabalhos anteriores foi a aderência à Instrução Normativa da CVM n. 521 (2012), a qual determina que as agências de *ratings* devem publicar tabela de referência cruzada entre as escalas nacional e internacional, a fim de estabelecer comparabilidade entre as notas. Foi possível verificar que, de fato, a quantidade de alterações nas notas por emissão, através do modelo DRISK da Bloomberg, é maior do que a observada nas agências de *ratings*. Em média, o modelo DRISK apresentou 6,76 alterações por emissão no mercado nacional e 6,14 alterações por emissão no mercado internacional, ao passo que, em média, as alterações promovidas pelas agências de *ratings* ficaram situadas entre 0,65 e 1,88 vez no mercado nacional, e entre 1,32 e 2,52 vezes no mercado internacional. Os testes realizados, conforme literatura empírica sobre apreçamento do prêmio de risco, confirmaram que essa variável (DRISK) é estatisticamente significativa. Além disso, observou-se que a utilização conjunta com os *ratings* das agências melhora o poder de explicação do modelo, bem como o maior ganho informacional alcançado através do estimador de efeitos fixos. Esses resultados evidenciam a presença de um componente de curto prazo do risco de crédito, o qual é descartado pela metodologia aplicada pelas agências de *ratings*, mas que é relevante para investidores no mercado secundário, e, portanto, deveria ser considerado em todos os estudos sobre o tema.

O trabalho está organizado em 5 capítulos, iniciado com esta seção de introdução. O segundo capítulo apresenta a revisão da literatura sobre o prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa e seus fatores determinantes, para fundamentação das variáveis utilizadas no modelo. O terceiro capítulo descreve as variáveis e apresenta a metodologia empregada para a coleta de dados e o teste dos modelos. O capítulo quatro apresenta as estatísticas descritivas, modelos e resultados encontrados. O capítulo cinco finaliza o trabalho, com a conclusão sobre a questão central.

## **2 Revisão da Literatura**

O interesse a respeito dos determinantes do prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa não é recente. Em trabalho seminal de 1959, realizado sobre bases empíricas, Fisher (1959) propôs hipóteses que abririam caminho para novos estudos nesse campo, sobretudo relacionados ao comportamento do risco de crédito e da liquidez. Procurando identificar fatores

determinantes do prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa, modelos teóricos sobre apreçamento de ativos também foram desenvolvidos, sendo classificados entre “modelos estruturais” e “modelos de forma reduzida” (Campbell & Taksler, 2003), com destaque para as contribuições de Black e Cox (1976), Duffie e Singleton (1999), Jarrow, Lando e Turnbull (1997) Jarrow e Turnbull (1995) e Merton (1974). Em contexto geral, muitos desses estudos se apoiaram na premissa da relação do prêmio de risco com fatores decorrentes da condição financeira da firma ou, essencialmente, do mercado.

Em outra vertente, o desenvolvimento da linha de trabalhos empíricos a respeito dos determinantes do prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa decorreu de críticas à imprecisão dos modelos teóricos em explicar totalmente o prêmio de risco, o que incentivou outros pesquisadores a buscar respostas a esse problema, no que ficou conhecido como *credit-spread puzzle* (Christensen, 2008; Huang & Huang, 2012; Luo, Ye, & Hu, 2016; Tsuji, 2005). Nesse sentido, os trabalhos de Collin-Dufresne, Goldstein e Martin (2001), Elton, Gruber, Agrawal e Mann. (2001), Huang e Huang (2012), Jones, Mason e Rosenfeld (1984), Liu, Shi, Wang e Wu (2009) e Tsuji (2005) foram de grande contribuição para a comunidade acadêmica, pois encontraram evidências empíricas de que o risco de *default* não seria o único componente do prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa.

No Brasil, apesar do mercado de títulos de dívida corporativa não apresentar o mesmo porte do mercado norte-americano em relação ao volume e quantidade de emissões, algumas pesquisas sobre o tema já foram realizadas. Em sua maioria, esses estudos buscaram explorar os mercados primário e secundário para testar, especialmente, o comportamento de variáveis de risco de crédito e de liquidez (Giacomoni & Sheng, 2013; Gonçalves & Sheng, 2010; Paiva, 2011; Paiva & Savoia, 2009; Sheng & Saito, 2008).

## **2.1 Prêmio de risco ou *yield spread***

O prêmio de risco dos títulos de dívida está relacionado com o custo de capital da firma (Fisher, 1959) e pode ser conceituado como sendo a remuneração acima de uma determinada taxa livre de risco aceita pelo investidor. Denominado também como *spread* de crédito ou *yield spread*, o prêmio de risco ( $SPREAD_{it}$ ) utilizado no presente estudo foi obtido pela diferença entre os rendimentos ( $YtM_{it}$ ) dos títulos de dívida corporativa e os emitidos pelo Governo Federal ( $i_{it}$ ), de mesma maturidade, o que é denominado no mercado internacional por *g-spread*. O trabalho de Elton et al. (2001) mostrou que existe diferença entre o prêmio implícito em títulos de dívida corporativa e governamentais, e, assim, o presente trabalho incorpora esse conceito adotado por aqueles autores, assim como nos trabalhos de Azad, Chazi e Cooper

(2018), Covitz e Downing (2007), Gabbi e Sironi (2005), Rokkanen (2009), Tsuji (2005) e Yu (2005).

$$SPREAD_{it} = YtM_{it} - i_{it} \quad (2.1)$$

Em linha com os procedimentos adotados por Collin-Dufresne et al. (2001) e por Gabbi e Sironi (2005), o valor do rendimento na mesma maturidade ( $i_{tn}$ ) foi obtido através da interpolação linear na curva de juros dos títulos do Tesouro Nacional brasileiro emitidos em dólares dos EUA, para as emissões internacionais, e do Tesouro Nacional brasileiro indexados ao IPCA, para as emissões domésticas, dadas duas taxas ( $i_{t1}$ ;  $i_{t2}$ ) e respectivas maturidades ( $t_1$ ;  $t_2$ ), na forma:

$$i_{tn} = i_{t1} + \frac{(i_{t2} - i_{t1})}{(t_2 - t_1)} \times (t_n - t_1) \quad (2.2)$$

O rendimento utilizado corresponde ao valor de fechamento diário ( $YtM_{it}$ ), ou seja, da taxa interna de retorno do fluxo de caixa dos títulos negociados no mercado secundário. Além de assumir que seria possível reinvestir os cupons pela mesma taxa de juros, o cálculo parte da premissa de que o detentor mantém o título em carteira até o vencimento, e que o emissor realiza o pagamento do principal e de todos cupons devidos sem atrasos.

$$YtM_{it} = \sqrt[n]{\frac{\text{Valor de Face}}{\text{Valor Presente}}} - 1 \quad (2.3)$$

## 2.2 Risco de crédito

Por se tratar de uma dívida corporativa, a qualidade do crédito é uma variável muito evidente e seu conceito está presente desde os primeiros estudos sobre o prêmio de risco (Fisher, 1959). As instituições financeiras e as agências especializadas na classificação do risco de crédito cumprem importante papel na correta avaliação desse fator, pois contribuem para reduzir a assimetria de informação existente entre o emissor e os potenciais adquirentes dos títulos, mitigando riscos sistêmicos no mercado financeiro. Afinal, por se tratar de uma dívida, a preocupação central de qualquer investidor/credor está na capacidade do emissor/devedor pagar pelo recurso emprestado (Paiva, 2011; White, 2010).

As instituições financeiras devem possuir escala, estrutura e capacidade técnica para avaliar adequadamente a qualidade creditícia de um emissor/emissão, especialmente os bancos que estão aderentes às recomendações do Acordo de Basiléia, que podem utilizar metodologias internas para estimativas da probabilidade de *default* (PD), perda dada a inadimplência (LGD) e exposição na inadimplência (EAD) dos tomadores de recursos (BIS, 2019).

Outros investidores, por outro lado, recorrem aos serviços de agências especializadas nesse tipo de avaliação, que classificam o risco de crédito do emissor/emissão em formato de notas, denominadas de *ratings* pelos participantes do mercado. Essa atividade de classificação de risco atualmente está concentrado em três grandes empresas: *Moody's*, *S&P* e *Fitch*. A Tabela 2 apresenta a participação de mercado dessas agências na Europa, conforme relatório divulgado pela *European Securities and Markets Authority* (2019), e nos Estados Unidos, conforme relatório divulgado pela *U.S. Securities and Exchange Commission* (2020).

Tabela 2

**Participação de mercado das agências de *ratings* na Europa e nos EUA**

	<b>Europa</b>	<b>Estados Unidos</b>
S&P	42,09%	49,50%
Moody's	33,39%	32,30%
Fitch	16,62%	13,50%
Demais agências	7,90%	4,70%

Fonte: Adaptado de “Report on CRA Market Share Calculation”, da *European Securities and Markets Authority*, 2019, p. 8 e do “Annual Report on Nationally Recognized Statistical Rating Organizations” da (*U.S. Securities and Exchange Commission*, 2020, p. 11).

Essas agências de classificação de risco surgiram a partir de 1909 nos EUA, publicando e vendendo cadernos impressos contendo avaliações de crédito, dos emissores e seus títulos de dívida, a investidores interessados e desde então foram favorecidas por uma série de decisões regulatórias que permitiram o uso dos *ratings* para determinação dos requerimentos mínimos de capital das instituições financeiras, especialmente durante a década 1970, quando a *Securities and Exchange Commission* permitiu a incorporação dos *ratings* das agências na determinação do capital mínimo regulatório das corretoras de valores e bancos de investimento, conforme explica White (2010). Contratar os serviços de uma agência de classificação de risco se tornou atrativo aos emissores, pois aumentava as chances de colocação dos títulos no mercado. Como consequência, o modelo de negócios dessas agências migrou de um formato inicialmente sustentado pelos investidores para outro, que era remunerado pelos emissores (White, 2010), incorrendo em potenciais conflitos de interesse.

Um potencial conflito de interesse muito estudado, especialmente após a crise do *subprime* nos EUA em 2008, envolvendo produtos estruturados, é o chamado *rating shopping*, pelo qual o emissor coleta indicativos iniciais de notas de crédito entre várias agências, para então contratar aquela com atribuição do *rating* mais favorável para a emissão. Trabalhos como o de Hu e Pan (2018), que analisou dados de *ratings* dos títulos de dívida na China em emissões primárias, revelam evidências estatisticamente significantes dessa prática.

Anteriormente, Bolton, Freixa e Shapiro (2012) e Mathis, McAndrews e Rochet (2009) haviam desenvolvido modelos teóricos que buscavam elucidar esse comportamento. O resultado desses trabalhos, baseados no mercado dos EUA, apontou que os danos à reputação

das agências seriam baixos e não desincentivariam a atribuição de notas infladas, principalmente em períodos de crescimento econômico.

Com uma análise diferente, Becker e Milbourn (2011) ponderaram que a prática de atribuir notas de crédito a todas as emissões realizadas no mercado de títulos de dívida dos EUA, adotada pelas agências Moody's e S&P, contribuiria para reduzir conflitos de interesse nas agências de rating. Contudo, não descartaram completamente a ocorrência de *rating shopping*, pois apresentaram evidências da baixa correlação entre *ratings* e os rendimentos dos títulos de dívida, na amostra testada, decorrente de ambiente de maior competição das agências, assim como redução na capacidade das notas em antecipar eventos de *default*. Sobre esse último aspecto, as conclusões apresentadas por Mathis et al. (2009) reforçam essa percepção, com evidências de variação nos critérios de notas ao longo do tempo, sem relação com ciclos econômicos ou qualidade do crédito dos títulos.

Löffler (2005) aponta que as agências de *rating* evitam alterar frequentemente as notas, em benefício da sua previsibilidade. Como muitos fundos de pensão e fundos de investimento estariam sujeitos a restrições para aplicação em títulos de maior risco, a constante alteração das notas poderia elevar os custos de transação destes fundos. No entanto, o pesquisador também questiona se não haveria momentos em que o investidor desejaria saber com maior precisão a qualidade do crédito do emissor, em linha com os pontos abordados por Cantor (2001), que expôs o apoio da agência Moody's ao uso de *ratings* internos pelos bancos, em discussões com o Comitê da Basileia em 2001, como forma de minimizar eventuais riscos de *rating shopping* e reduzir a assimetria de informações.

### **2.2.1 Risco de inadimplência através de um modelo estrutural modificado**

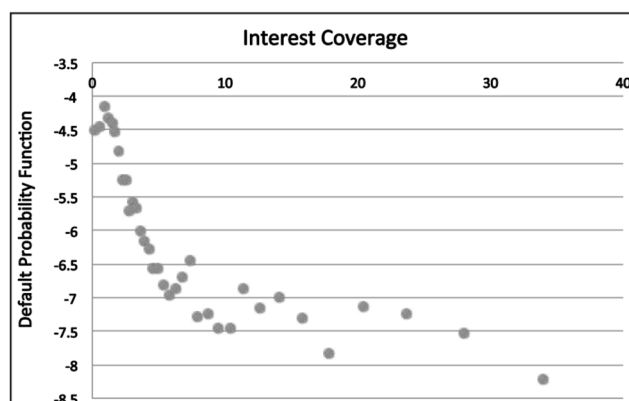
Embora não expliquem por completo o prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa, estudos como os que serão apresentados a seguir mostram que modelos teóricos podem auxiliar investidores a obter estimativas da probabilidade de *default* (PD) ou risco de inadimplência, alcançando assim maior transparência em relação à qualidade do crédito. Em linhas gerais, o modelo teórico de Merton (1974) é uma adaptação do clássico modelo de apreçamento de opções desenvolvido por Black e Scholes (1973), que também recebeu contribuições do próprio Merton.

O modelo para apreçamento de dívida desenvolvido por Merton define, a partir de uma série de premissas, que caso o valor de mercado dos ativos da empresa fosse menor que o valor da dívida, em seu vencimento, então ocorreria o *default*, e assim os credores assumiriam o controle da empresa, enquanto os acionistas não receberiam nada. Sendo assim, a chance do

valor desses ativos alcançar o valor da dívida corresponderia ao *distance-to-default (DD)*, enquanto a probabilidade de *default (PD)* corresponderia à chance do valor dos ativos estar abaixo desse limite (Duffie & Singleton, 2003).

Tudela e Young (2003) realizaram comparação entre PDs de um modelo de Merton modificado e modelos tradicionais, utilizando empresas britânicas de capital aberto como amostra. Os resultados apontaram que seria possível utilizar modelos modificados para discriminar empresas saudáveis e aquelas propensas à inadimplência. O estudo de Bharath e Shumway (2008), que também utilizou um modelo de Merton modificado, apresentou resultados semelhantes para explicar o prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa.

Seguindo essa mesma linha, o modelo modificado desenvolvido pela Bloomberg (2015), sobre as bases do modelo de Merton, agregou dados contábeis associados à saúde financeira das empresas, com o objetivo de melhorar sua capacidade de previsão. Benos e Papanastasopoulos (2007) realizaram procedimento semelhante e concluíram que a inclusão de indicadores financeiros poderia melhorar substancialmente o desempenho desses modelos. Para empresas não-financeiras, o modelo da Bloomberg incorpora o índice de cobertura de juros (Fluxo de Caixa das Operações ÷ Despesas Financeiras), bem como ajustes para o *leasing* operacional. A Figura 3 mostra que existe um padrão entre a probabilidade de *default* (risco de inadimplência) e o nível de cobertura dos juros. E, diferentemente do modelo teórico de Merton, esse modelo proprietário considera que o *default* poderia ocorrer antes do vencimento da dívida, como fez o modelo de Tudela e Young (2003).



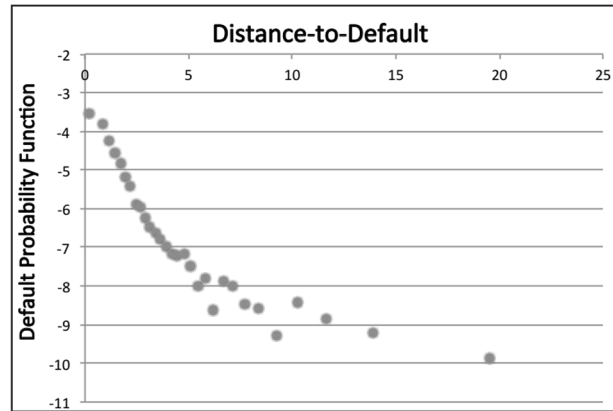
**Figura 3.** Relação entre Índice de Cobertura de Juros e Função de Probabilidade de *Default*

Fonte: Adaptado de “*Framework, Methodology & Usage.*”, de Bloomberg, 2015.

Em relação ao uso de modelos estruturais para avaliar o prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa, o trabalho de Huang e Huang (2012) mostra que é possível utilizá-los, desde que calibrados com informações de *default* (inadimplência) reais e prêmio de risco de capital próprio. Em seu modelo proprietário, a Bloomberg realiza esse mapeamento através de



transformação não-linear da probabilidade de *default* em função do *distance-to-default*, como mostra a Figura 4. A tabela com o mapeamento do modelo de probabilidade de *default* para escala de risco de crédito elaborada a partir desse processo é apresentada no Anexo C deste trabalho.



**Figura 4.** Relação entre *Distance-to-Default* e Função de Probabilidade de *Default*

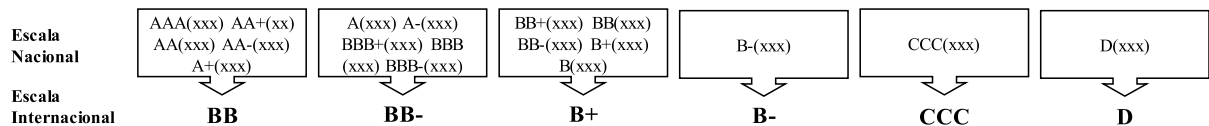
Fonte: Adaptado de “*Framework, Methodology & Usage.*”, de Bloomberg, 2015.

O trabalho de Castañeda, Caro e Contreras (2017) utilizou a base de dados de PD fornecida pela Bloomberg para avaliar o impacto no prêmio de risco dos títulos de dívida negociados no mercado secundário internacional por uma empresa estatal chilena, em ambiente de queda nos preços de cobre. Dentre os resultados, constataram que a relação entre PD e o prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa é positiva, confirmando a hipótese de que o aumento na probabilidade de *default* (risco de inadimplência) implicaria em maior prêmio de risco exigido pelos investidores. Esse resultado também está em linha com os trabalhos de Covitz e Downing (2007) e de Huang e Huang (2012). Sendo assim, no presente estudo, espera-se resultado similar para a relação positiva entre as variáveis risco de inadimplência ( $PD_{it}$ ) e prêmio de risco ( $SPREAD_{it}$ ) na amostra testada.

### 2.2.2 Relação entre ratings da escala nacional e escala global

Uma mesma agência de *rating* pode trabalhar com escalas de notas de crédito diferenciadas para determinados mercados, como o brasileiro, segregando entre escalas nacional e global (internacional). O principal objetivo dessa diferenciação é estabelecer uma métrica de comparação dentro de um determinado país. Nesses casos, o símbolo do *rating* é acompanhado por um sufixo representado pela sigla do país correspondente e a escala é mapeada a partir de uma nota global soberana (ponto de ancoragem), ou acima desse patamar, se percentual relevante dos emissores do país detiver notas superiores, convergindo para o ponto inferior das duas escalas, no qual as notas de maior risco de crédito em ambas estão diretamente

associadas, como mostram os três últimos níveis apresentados na Figura 5 a seguir (FitchRatings, 2013; Moody's, 2016; Standard&Poor's, 2014). Alterações nesse ponto de ancoragem podem desencadear um processo de recalibragem da escala nacional e provocar alterações nas notas de crédito nacionais, não necessariamente associadas à majoração de risco do emissor. Trata-se de um efeito comum quando ocorre um rebaixamento ou elevação da nota de risco soberano.



**Figura 5.** Exemplo genérico das relações entre as escalas nacionais e internacionais.

Fonte: Adaptado de “Metodologia de Ratings em Escala Nacional”, de FitchRatings (2013)

Para qualquer estudo envolvendo *ratings* de crédito em escala nacional no Brasil, é necessário estabelecer parâmetros comparáveis com a escala internacional, através do mapeamento divulgado pelas agências. Essa tabela de referência cruzada está regulamentada pela Instrução Normativa da CVM nº 521 (2012). Desse modo, torna-se possível aplicar a transformação linear para conversão do formato ordinal para o numérico, a partir da escala global, da mesma forma elaborada por Chen, Lesmond, e Wei (2007), Covitz e Downing (2007), Paiva (2011), Sheng e Saito (2008) e Tsuji (2005), como mostra o Anexo A. Com a escala global transformada, realiza-se a conversão numérica da escala nacional mapeada, conforme Anexo B.

Essa padronização é importante para a comparabilidade entre os títulos de dívida corporativa emitidos no mercado externo e no mercado nacional, e, conseqüentemente, para estudos sobre o efeito da alteração das notas no prêmio de risco, bem como da diferença entre as notas atribuídas pelas agências.

Espera-se observar uma correlação positiva e crescente entre as notas de crédito ( $RTG_{it}$ ) e o prêmio de risco ( $SPREAD_{it}$ ), indicando que quanto pior a qualidade do crédito, maior seria o prêmio exigido pelo investidor. Da mesma forma, também é esperada que a diferença de *ratings* entre as agências ( $RDIFF_{it}$ ) apresente correlação positiva e crescente com o prêmio de risco, pois indicaria que as incertezas sobre a real qualidade de crédito dos emissores seriam precificadas pelo mercado (Elton, Gruber, Agrawal, & Mann, 2004; Gabbi & Sironi, 2005; Paiva, 2011; Rokkanen, 2009).

### 2.3 Risco de liquidez

Fisher (1959) já ponderava os efeitos da liquidez sobre o prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa. Em seu trabalho, o pesquisador parte da hipótese de que o investidor é confrontado com a dificuldade de conseguir transformar esses títulos em dinheiro antes do seu vencimento. Em uma situação ideal não deveria existir essa dificuldade, mas em condições reais os investidores podem, eventualmente, preferir liquidez ao invés da qualidade do crédito em momentos de *stress* (Beber, Brandt, & Kavajecz, 2009). Para Fisher (1959), seria possível estimar esse grau de imperfeição, apresentando evidências de que o saldo a pagar dos títulos poderia ser uma *proxy* adequada para a liquidez, assim como o volume negociado e o *bid-ask spread*. Fisher testou a hipótese de que quanto menor o saldo em negociação no mercado, menor seria a liquidez do papel e, portanto, maior seria o prêmio requerido pelos investidores.

Em trabalho seminal, Amihud e Mendelson (1986) realizaram estudos empíricos sobre o efeito da liquidez no apreamento de ativos, que apontaram fortes evidências para a existência de relação positiva e crescente entre o retorno esperado e a iliquidez. Essa pesquisa se apoia na ponderação que o investidor faz a partir do momento que decide negociar um ativo, ou seja, aguardar o melhor preço ou executar a transação imediatamente. Quando ocorre essa segunda situação, duas forças de mercado precisam encontrar um equilíbrio. Portanto, na oferta (*ask*) está implícito um prêmio exigido pela compra imediata, enquanto na demanda (*bid*) ocorre uma concessão pela venda também imediata. Quanto maior a distância entre essas duas forças, conhecida como *bid-ask spread*, maior seria a iliquidez de um ativo.

Outros trabalhos também procuraram aprofundar a compreensão sobre a liquidez na determinação do prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa. Através da *proxy* “idade da emissão”, Driessen (2005) encontrou evidências de que os títulos mais novos apresentariam maior liquidez, assim como Yu (2005), que também testou a *proxy* de saldo a pagar utilizada por Fisher. Testando hipótese similar à “idade da emissão”, Houwelling et al (2005) encontraram evidências da influência da liquidez no apreamento dos títulos de dívida, controlando-se para a maturidade.

Gabbi e Sironi (2005) e Tsuji (2005), por sua vez, mostraram que o volume de emissões estaria relacionado com a facilidade que formadores de mercado (*market makers*) teriam para girar seus estoques, influenciando a liquidez dos títulos. Longstaff, Mithal e Neis (2005) encontraram forte relação do prêmio de risco com fatores de liquidez, representados pelas *proxies* saldo a pagar, idade, maturidade e *bid-ask spread*. Nessa mesma linha, os pesquisadores Covitz e Downing (2007) mostraram que as *proxies* de liquidez, representadas pelo volume

negociado, volume de emissão e maturidade dos títulos seriam estatisticamente significantes para explicar as variações no prêmio de risco.

Além disso, utilizando variáveis como o *bid-ask spread*, a pesquisa de Chen et al. (2007) concluiu que os títulos menos líquidos eram negociados com prêmios mais elevados, confirmando o papel-chave da liquidez no rendimento dos títulos de dívida corporativa, com efeito ainda maior que o observado para o risco de crédito dos ativos, mesmo controlando para os efeitos fixos das emissões.

No Brasil, o trabalho desenvolvido por Sheng e Saito (2008) procurou testar variáveis para explicar a liquidez de debêntures no mercado nacional, encontrando evidências estatisticamente significantes para a influência do tamanho da emissão sobre a liquidez dos títulos. Entretanto, os testes para a variável maturidade não apresentaram resultados claros para emissões nacionais, não sendo possível afirmar com evidências consistentes, para os diversos grupos testados, que as debêntures mais novas apresentariam mais liquidez quando comparadas às mais antigas.

Na mesma linha, Gonçalves e Sheng (2010) realizaram estudos posteriores sobre o apreçamento da liquidez no mercado secundário brasileiro de títulos de dívida corporativa, encontrando evidências da influência da liquidez através de duas medidas indiretas (volume de emissão e idade da emissão) e duas diretas (quantidade de transações e *bid-ask spread*), confirmando a hipótese de que quanto maior a iliquidez do ativo, maior o prêmio de risco exigido pelos investidores.

Em extenso estudo sobre o mercado de títulos privados no Brasil, Paiva (2011) testou três *proxies* de liquidez e, diferentemente das descobertas anteriores de Sheng e Saito (2008), confirmou as evidências estatísticas apontadas na literatura para a variável maturidade. Em trabalho mais recente, Giacomomi e Sheng (2013) encontraram evidências estatisticamente significantes para a relação entre as variáveis quantidade emitida e valor nominal de emissão com a variável *bid-ask spread*.

Considerando as diversas *proxies* de liquidez dos títulos de dívida corporativa existentes na literatura, Schestag, Schuster e Uhrig-Homburg (2016) realizaram um trabalho de comparação entre as medidas mais empregadas em pesquisas acadêmicas até aquele momento, indicando em quais situações a aplicação de cada uma delas seria a mais adequada. Cabe mencionar que o *bid-ask spread* medido pelo *quoted spread* ( $QSPREAD_{it}$ ), como *proxy* para liquidez apresentou bom desempenho nesses testes, sendo recomendada para capturar a dispersão de preços. Trata-se de uma forma de cálculo muito utilizada no mercado, que

possibilita a comparabilidade do *bid-ask spread* entre ativos de diversos preços, e que pode ser calculada através da seguinte equação.

$$QSPREAD_{it} = \frac{(\text{preço de compra Ask} - \text{preço de venda Bid})}{\text{preço médio de compra e venda}} \quad (2.4)$$

## 2.4 Regime tributário

Embora aponte para evidências da influência do regime tributário na formação do prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa (Elton et al., 2001; Liu, Shi, Wang, & Wu, 2007), a literatura tem utilizado diversas *proxies* para estudar essa relação, que é complexa. Através da hipótese de que cupons mais baixos favorecem a postergação da tributação, a utilização dessa medida como *proxy* tem sido a mais observada em trabalhos como os de Chen et al. (2007), Driessen (2005), Elton et al. (2004), Gabbi e Sironi (2005) e Longstaff et al. (2005). Ainda assim, considerando as diversas nacionalidades dos investidores no mercado internacional, e os respectivos regimes de tributação, os efeitos do cupom são incertos (Gabbi & Sironi, 2005).

No Brasil, o regime tributário não tem sido abordado nos estudos sobre o prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa. Paiva (2011) explica que essa ausência se deve à existência de uma única alíquota para investimentos em renda variável e renda fixa superiores a dois anos, não sendo, portanto, um fator relevante. Contudo, segundo a Instrução Normativa da Receita Federal nº 1585 de 2015, os rendimentos periódicos (cupons) também são submetidos à incidência do imposto de renda, a partir da data de aquisição do título, conforme tabela regressiva. Por outro lado, para as debêntures de infraestrutura, os rendimentos auferidos por pessoa física estão sujeitos à alíquota de 0% (zero por cento), enquanto a pessoa jurídica está sujeita à alíquota de 15% (quinze por cento).

Desse modo, espera-se a mesma relação positiva da variável  $COUPON_{it}$  com o prêmio de risco apresentada na literatura pertinente sobre o tema, bem como a necessidade de controle para as debêntures de infraestrutura.

## 2.5 Inclinação da curva de juros

Collin-Dufresne et al. (2001) e Davies (2008) consideraram em seus estudos o comportamento da curva de juros dos títulos do Tesouro dos EUA, adicionando uma variável macroeconômica ao modelo, através da hipótese de que a menor inclinação levaria ao achatamento da curva e indicaria iminente enfraquecimento da atividade econômica, reduzindo-se as perspectivas de crescimento e elevando o risco de calote, o que, conseqüentemente,

influenciaria o estreitamento ou abertura dos *spreads* de crédito (prêmio), conforme argumentos apresentados por Davies (2008).

Para medir esses efeitos macroeconômicos através da inclinação da curva, a literatura internacional recomenda como *proxy* a diferença entre as taxas de curto e longo prazos dos títulos do governo. A diferença entre as taxas de 10 anos e de 2 anos dos títulos do Tesouro dos EUA é adotada nas pesquisas empíricas realizadas por Azad et al. (2018), Chen et al. (2007), Collin-Dufresne et al. (2001), Schaefer e Strebulaev (2008) e. Entretanto, Davies (2008) utiliza a diferença entre as taxas de 20 anos e de 3 meses, enquanto Rokkanen (2009) utiliza a diferença entre as taxas de 10 anos e de 3 meses.

No Brasil, Paiva e Savoia (2009) adotaram como critério a diferença entre as taxas de 1 ano e de 1 mês da curva Swap Pré x DI, utilizada como parâmetro para taxa livre de risco no lugar dos títulos do Tesouro brasileiro, em estudo sobre emissões no mercado nacional. Posteriormente, Paiva (2011) utilizou os prazos de 2 anos e de 6 meses para obter a inclinação da curva. O trabalho de Giacomoni e Sheng (2013), assim como estudo anterior de Gonçalves e Sheng (2010), utilizou a diferença entre as taxas de 3 anos e 1 mês da curva Swap Pré x DI, a qual denominaram de Fator Juros. Para o presente trabalho, adotou-se o mesmo critério empregado pelos pesquisadores no Brasil, calculando-se a inclinação da curva ( $SLOPE_{it}$ ) através da seguinte equação.

$$SLOPE_{it} = \frac{1 + \text{Swap Pré x DI Longo Prazo}_{it}}{1 + \text{Swap Pré x DI Curto Prazo}_{it}} \quad (2.5)$$

### 3 Metodologia

#### 3.1 Coleta de dados da amostra

Para testar se a relação entre *ratings* que capturam o componente de curto prazo do risco de crédito e os prêmios de risco é observada no mercado secundário de títulos de dívida corporativa emitidos por companhias brasileiras, primeiramente foram identificadas aquelas com dados de probabilidade de *default* ( $PD_{it}$ ) disponíveis na base de dados da Bloomberg, através do seu sistema para avaliação de risco de crédito voltado ao mercado de renda fixa. Como esse serviço teve início em 2015 no Brasil, foram extraídos dados diários de  $PD_{it}$  desde o primeiro trimestre de 2015 até a última data da coleta realizada, no terceiro trimestre de 2019, que resultou em uma primeira amostra de 72 companhias brasileiras de capital aberto. Partindo-se desse rol de companhias, a etapa seguinte identificou 45 empresas emissoras de títulos de dívida nos mercados interno ou externo, negociados no mercado secundário. Esse processo resultou na coleta de dados de 125 emissões de títulos no mercado internacional e de 55 no

mercado nacional, totalizando 180 emissões de dívida corporativa sem vínculo de garantias, carregando portanto o risco direto das companhias. Os títulos emitidos no mercado nacional apresentam remuneração atrelada ao IPCA acrescido de *spread*, sendo que 38 dessas emissões foram de debêntures de infraestrutura. Especificamente para as empresas do Grupo Oi S.A., foram excluídos apenas os dados de períodos correspondentes à vigência da sua recuperação judicial, que foi deferida em 29/06/2016 pelo Tribunal de Justiça do Rio de Janeiro, mantendo-se os períodos anteriores. A partir desse conjunto de dados, a base foi organizada em trimestres, 19 no total. Além disso, foram coletados os dados de *ratings* de dívida do emissor, na escala nacional, para emissões no mercado nacional, e na internacional, para as emissões no mercado internacional.

Para o cálculo da inclinação da curva de juros ( $SLOPE_{it}$ ), foram utilizados os dados obtidos através do site da B3 (<https://www2.bmf.com.br/pages/portal/bmfbovespa/boletim1/TxRef1.asp>, acessado em 26 de abril, 2020). Desse modo, para os horizontes de curto e longo prazos foram utilizadas as taxa para 420 dias e 10 anos, respectivamente, pois eram as únicas disponíveis em todo o período da amostra de títulos de dívida coletada.

### 3.2 Método do modelo

Para testar a consistência das alterações na variável para risco de inadimplência baseada em modelos estruturais modificados, e também das notas de classificação de risco das agências, com a literatura empírica sobre apreçamento de títulos de dívida corporativa, utilizou-se um modelo de regressão com dados em painel, que permite levar em consideração a heterogeneidade dos indivíduos e, conjuntamente, a dinâmica nas mudanças ocorridas ao longo do tempo (Gujarati & Porter, 2011). Desse modo, primeiramente as variáveis são testadas através do modelo de regressão pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para dados empilhados, que permite controlar para características individuais invariantes no tempo apontadas pela literatura empírica e consideradas no trabalho. Com a aplicação do teste de significância conjunta da diferenciação das médias de grupo, procura-se verificar se o método MQO para dados empilhados seria o mais adequado ou se a estimação por efeitos fixos ou aleatórios deveriam ser considerados. Para validar a escolha, a aplicação do teste robusto para diferenciar interceptos de grupo visa confirmar a inadequação do MQO para dados empilhados aos modelos. Nesse caso, o método de regressão por MQO com estimador de efeitos fixos dentro do grupo, que permite controlar para todas as características não observáveis e invariantes no tempo, produziria estimativas mais consistentes dos coeficientes angulares em

comparação ao MQO agrupado. O estimador com efeitos aleatórios, por outro lado, permite observar o comportamento das características invariantes no tempo da forma como são especificadas nos modelos, além de considerar outras diferenças individuais através do termo de erro composto. A aplicação do teste de Hausman deve apontar se o uso do estimador de efeitos aleatórios seria o mais adequado. Para todos os modelos testados, utilizam-se erros-padrão robustos corrigidos para heterocedasticidade de White e variáveis de controle por período.

### 3.3 Descrição das variáveis

A Tabela 3 apresenta as variáveis utilizadas no modelo, com sua descrição, literatura de embasamento e resultado esperado do sinal da variável.

Tabela 3

#### Variáveis utilizadas no modelo e respectiva literatura

Fatores	Variáveis	Descrição	Literatura	Resultado Esperado
Prêmio de Risco	$SPREAD_{it}$	Equação 2.1	Azad et al. (2018); Covitz e Downing (2007); Fisher (1959); Gabbi e Sironi (2005); Rokkanen (2009); Tsuji (2005); Yu (2005);	<i>Variável Dependente</i>
Risco de Crédito	$PD_{it}$	Risco de inadimplência. Conversão para valor numérico conforme Anexo C	Bharath e Shumway (2008); Benos e Papanastasopoulos (2007); Castañeda et al. (2017); Covitz e Downing (2007); Huang e Huang (2012); Tudela e Young (2003)	Quanto maior o risco de inadimplência, maior o prêmio exigido pelos investidores (Correlação positiva)
Risco de Crédito	$RTG_{it}$	Média do valor numérico atribuído às emissões, conforme Anexos A e B.	Chen et al. (2007); Covitz e Downing (2007); Giacomoni e Sheng (2013); Gonçalves e Sheng (2010); Paiva (2011); Sheng e Saito (2008); Tsuji (2005)	Quanto pior a qualidade do crédito, maior o prêmio exigido pelo investidor. (Correlação positiva)
Risco de Crédito	$RDIFF_{it}$	Diferença entre as classificações de <i>ratings</i> atribuídos pelas agências	Elton et al. (2004) Gabbi e Sironi (2005) Paiva (2011) Rokkanen (2009)	Quanto maiores as incertezas sobre a real qualidade de crédito dos emissores, maior o prêmio de risco exigido pelos investidores (Correlação positiva)

Continua



				Conclusão
Fatores	Variáveis	Descrição	Literatura	Resultado Esperado
Risco de Liquidez	$QSPREAD_{it}$	Equação 2.4	Amihud e Mendelson (1986); Chen et al. (2007); Giacomoni e Sheng (2013); Gonçalves e Sheng (2010); Longstaff et al. (2005); Schestag et al. (2016)	Quanto maior a iliquidez do título, maior o prêmio exigido pelos investidores (Correlação positiva)
Risco de Liquidez	$MATUR_{it}$	Maturidade – prazo em <i>anos</i> até o vencimento em cada período <i>t</i>	Chen et al. (2007); Covitz e Downing (2007); Elton et al. (2004); Gabbi e Sironi (2005); Houweling, Mentink e Vorst (2005); Longstaff et al. (2005) Paiva (2011); Rokkanen (2009); Tsuji (2005)	Títulos de menor maturidade têm maior liquidez, portanto, quanto maior a maturidade, maior o prêmio exigido pelos investidores (Correlação positiva)
Regime tributário	$COUPON_{it}$	Valor do cupom dos títulos, em %	Chen et al. (2007) Driessen (2005) Elton, Gruber, Agrawal e Mann (2004) Gabbi e Sironi (2005) Longstaff et al. (2005)	Cupons mais baixos favorecem a postergação da tributação, portanto, quanto maior o valor do cupom, maior o prêmio de risco exigido pelos investidores. (Correlação positiva)
Regime tributário	$INFR_{it}$	Controle para debêntures de infraestrutura, devido ao incentivo tributário	Nihil	Correlação negativa
Fator Macroeconômico	$SLOPE_{it}$	Equação 2.5	Azad et al. (2018); Chen et al. (2007); Collin-Dufresne et al. (2001); Davies (2008); Giacomoni e Sheng (2013) Gonçalves e Sheng (2010); Paiva e Savoia (2009) Paiva (2011) Rokkanen (2009); Schaefer e Strebulaev (2008);	Quanto menor o valor da variável, maior a inclinação da curva. (Correlação negativa)
Controle	$NAC_{it}$	Controle para emissões no mercado nacional		
Controle	$SETOR_{it}$	Controle para tipo de macrossetor		

## 4 Resultados

### 4.1 Estatísticas descritivas

Tabela 4

#### Distribuição dos Títulos de Dívida Corporativa por Macrosetores

	Consolidado	Mercado Internacional	Mercado Nacional
Consumo Não-Cíclico	22,7%	29,4%	7,3%
Serviços de Utilidade Pública	21,0%	4,0%	60,0%
Energia	19,9%	24,6%	9,1%
Materiais Básicos	17,1%	19,8%	10,9%
Industrial	6,6%	7,9%	3,6%
Comunicação	6,0%	8,7%	0,0%
Consumo Cíclico	5,0%	4,8%	5,5%
Financeiro	1,7%	0,8%	3,6%

A classificação por macrosetores segue o padrão fornecido pela provedora de dados Bloomberg, totalizando 8 categorias capturadas na amostra, conforme apresentado na Tabela 4, das quais se destacam 4 categorias que representam 80,7% da amostra de títulos coletada. A primeira categoria é o macrosetor de Consumo Não-Cíclico, que é menos sensível aos ciclos econômicos e abrange as companhias dos setores de alimentos, cosméticos, transportes e serviços, e que representa 22,7% do total da amostra e 29,4% da amostra de títulos emitidos no mercado internacional. Em seguida está o macrosetor de Serviços de Utilidade Pública, representando 21% da amostra total e está concentrado no mercado nacional, com 60% dos títulos. Esse macrosetor é regulado e abrange os setores de geração, transmissão e distribuição de energia elétrica, assim como os de distribuição de gás e saneamento básico. O macrosetor de Energia representa 19,9% da amostra total e 24,6% da amostra do mercado internacional, e abrange a cadeia de óleo e gás. O quarto macrosetor é o de Materiais Básicos, que abrange os setores de mineração, siderurgia e metalurgia, químico e de papel e celulose, com 17,1% da amostra total e 19,8% da amostra de mercado internacional. A concentração nesses macrosetores indica possível propensão dos investidores do mercado secundário a preferir setores com maior previsibilidade de receitas.

Tabela 5

#### Percentual de Títulos de Dívida Corporativa avaliados por cada Agência de *Rating*

	Consolidado	Mercado Internacional	Mercado Nacional
S&P	89,0%	95,2%	76,4%
Moody's	62,4%	71,2%	43,6%
FitchRatings	79,0%	82,4%	72,7%

Em relação à cobertura das agências de *ratings*, a participação observada na amostra coletada está em linha com a participação de mercado nos Estados Unidos e na Europa, confirmando a dominância das três maiores agências internacionais. A principal diferença em relação a esses mercados está no posicionamento da FitchRatings, que figura na segunda

colocação, e da Moody's, que figura na terceira colocação, seja na amostra consolidada, na amostra do mercado internacional ou na amostra do mercado nacional, como mostra a Tabela 5.

Tabela 6

**Quantidade de alterações nos ratings por emissão**

<b>Mercado Nacional</b>	$PD_{it}$	<b>Moody's</b>	<b>Fitch</b>	<b>S&amp;P</b>
<i>Média</i>	6,76	1,88	0,65	1,19
<i>Desvio Padrão</i>	4,91	1,94	0,66	1,50
<i>Mediana</i>	5	1	1	1
<b>Mercado Internacional</b>	$PD_{it}$	<b>Moody's</b>	<b>Fitch</b>	<b>S&amp;P</b>
<i>Média</i>	6,14	2,52	1,32	1,78
<i>Desvio Padrão</i>	3,95	2,21	1,34	1,97
<i>Mediana</i>	7	2	1	1

A tabela 6 apresenta a quantidade de alterações nos ratings por emissão, indicando que as notas representadas pela variável  $PD_{it}$  são alteradas com maior frequência, em comparação às agências de ratings, sendo que as notas foram modificadas em média 6,76 vezes nas emissões no mercado nacional e 6,14 vezes nas emissões no mercado internacional. Esses resultados mostram que essa proxy tende a capturar os fatores de curto prazo do risco de crédito, confirmando Altman e Rijken (2006), que apontaram maior peso do componente temporário de curto prazo em métodos que não aplicam o filtro utilizado pela metodologia *through-the-cycle* adotada pelas agências de ratings.

Tabela 7

**Estatísticas descritivas das proxies para risco de crédito**

$RTG_{it}$	<b>Consolidado</b>	<b>Mercado Internacional</b>	<b>Mercado Nacional</b>
<i>Média</i>	12,29	12,14	12,60
<i>Mediana</i>	12,50	12,00	12,50
<i>Desvio Padrão</i>	1,73	1,84	1,42
<i>Mínimo</i>	9,00	9,00	10,00
<i>Máximo</i>	20,00	20,00	16,00
<i>C.V.</i>	0,14	0,15	1,42
<i>Observações</i>	1922	1304	618
$PD_{it}$	<b>Consolidado</b>	<b>Mercado Internacional</b>	<b>Mercado Nacional</b>
<i>Média</i>	8,99	9,89	7,08
<i>Mediana</i>	9,00	10,00	7,00
<i>Desvio Padrão</i>	3,48	3,08	3,51
<i>Mínimo</i>	1,00	1,00	1,00
<i>Máximo</i>	17,00	17,00	15,00
<i>C.V.</i>	0,39	0,31	0,49
<i>Observações</i>	1922	1304	618
<i>Emissões</i>	180	125	55

A Tabela 7 apresenta as estatísticas descritivas para as proxies de risco de crédito, e mostra que os ratings atribuídos pelas agências estão concentrados na faixa de notas entre BB e BB- pela escala internacional da S&P e FitchRatings. O maior valor das notas atribuídas no mercado nacional está associado ao agravamento do risco de crédito da CEMIG, em função da deterioração da condição fiscal do Estado de Minas Gerais (controlador), e da Mills Estruturas

e Serviços de Engenharia, afetada pelo cenário desfavorável no setor de construção pesada e de imóveis residenciais. No mercado internacional, o valor máximo está associado à piora do risco de crédito da Gol Linhas Aéreas, em função do seu elevado endividamento e queda na geração de caixa, que levaram a companhia a renegociar suas dívidas. Em relação à variável PD, as notas estão concentradas na faixa entre IG7 e IG10 (Anexo C). A valor máximo observado no grupamento do mercado nacional está associado às notas da JSL, que apresentava elevada alavancagem da dívida, e da Mills Estruturas e Serviços de Engenharia, pelos mesmos motivos apontados acima. No grupamento do mercado internacional, o valor máximo está associado à nota da operadora de telefonia Oi, que formalizou pedido de recuperação judicial, em função do endividamento elevado e incompatível com a geração de caixa. Em todos esses casos, a majoração do risco de crédito está associada à redução da capacidade de pagamento da dívida financeira.

Tabela 8

**Estatísticas descritivas da variável  $SPREAD_{it}$** 

	<b>Consolidado</b>	<b>Mercado Internacional</b>	<b>Mercado Nacional</b>
Média	0,029	0,039	0,007
Mediana	0,020	0,027	0,000
Desvio Padrão	0,067	0,080	0,018
Mínimo	-0,019	-0,019	-0,016
Máximo	1,97	1,979	0,138
C.V.	2,327	2,009	2,431
Observações	1922	1304	618
Emissões	180	125	55

A Tabela 8 apresenta as estatísticas descritivas para a variável prêmio de risco, e mostra que o *spread* de crédito médio da amostra é de 290 basis points. Observa-se que em média o *spread* é maior nas emissões no mercado internacional (390 *basis points*) do que no mercado nacional (75 *basis points*). O valor máximo observado no mercado internacional (19.794 *basis points*) se refere às emissões da Oi S.A., enquanto no mercado nacional o valor máximo (1.382 *basis points*) se refere às emissões da Mills Estruturas e Serviços de Engenharia, em linha com as estatísticas descritivas observadas anteriormente e com a literatura empírica, ou seja, os investidores exigem maior prêmio para risco de crédito mais elevado.

Tabela 9

**Estatísticas descritivas da variável  $QSPREAD_{it}$** 

	<b>Consolidado</b>	<b>Mercado Internacional</b>	<b>Mercado Nacional</b>
Média	0,013	0,011	0,018
Mediana	0,010	0,008	0,015
Desvio Padrão	0,013	0,012	0,014
Mínimo	0,000	0,000	0,000
Máximo	0,185	0,185	0,165
C.V.	0,989	1,079	0,797
Observações	1922	1304	618
Emissões	180	125	55

A Tabela 9 apresenta as estatísticas descritivas para a *proxy* de liquidez  $QSPREAD_{it}$ , sendo possível observar, através da média e mediana, maior iliquidez no mercado nacional em comparação ao mercado internacional. O valor máximo observado na amostra para o mercado nacional está associado à emissão da CCR S.A., enquanto no mercado internacional o valor está associado à emissão da Oi S.A.

Tabela 10

**Estatísticas descritivas das demais variáveis**

	$MATUR_{it}$	$COUPON_{it}$	$SLOPE_{it}$	$RDIFF_{it}$
Média	8,116	0,061	0,987	0,667
Mediana	5,628	0,060	0,983	1,000
Desvio Padrão	10,393	0,012	0,015	0,471
Mínimo	0,056	0,028	0,966	0,000
Máximo	101,390	0,100	1,014	1,000
C.V.	1,280	0,204	0,015	0,706
Observações	1922	1922	1922	1922

A Tabela 10 apresenta as estatísticas descritivas para as demais variáveis, e mostra que a maturidade média da amostra é de 8,1 anos e que o cupom médio é de 6,12%. O valor máximo observado na variável  $MATUR_{it}$  está associado às emissões da Petrobras, que vencem no ano 2115. O valor médio observado na variável  $SLOPE_{it}$  mostra que houve achatamento da curva Swap Pré x DI, e indica que em média o período foi de enfraquecimento da atividade econômica no País. Em relação à variável  $RDIFF_{it}$ , o valor médio aponta diferença entre *ratings* em mais de 66% das observações.

A matriz de correlação no Anexo D mostra baixa correlação entre as variáveis, exceto entre as variáveis de controle para emissões nacionais e debêntures de infraestrutura, que apresentaram correlação de 70%. Com base nessa análise, o comportamento dessas variáveis será observado separadamente nos modelos testados. As variáveis para risco de crédito e liquidez apresentam correlação positiva com o prêmio de risco, em linha com a literatura empírica.

## 4.2 Resultados da regressão

Os modelos foram agrupados de forma a comparar as *proxies* PD e RTG, as quais possuem abordagens distintas na avaliação do risco de crédito. As variações ocorrem em função do controle separado através das variáveis INFR e NAC, devido à correlação existente entre elas, como também pelos diferentes estimadores utilizados, conforme seguintes equações:

$$\begin{aligned}
SPREAD_{it} = & \beta_0 + \\
& \beta_1 PD_{it} + \beta_2 RDIFF_{it} + \beta_3 QSPREAD_{it} + \beta_4 MATUR_{it} + \beta_5 COUPON_{it} + \beta_6 SLOPE_{it} + \\
& \beta_7 NAC_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{3.1}$$

$$\begin{aligned}
SPREAD_{it} = & \beta_0 + \\
& \beta_1 PD_{it} + \beta_2 RDIFF_{it} + \beta_3 QSPREAD_{it} + \beta_4 MATUR_{it} + \beta_5 COUPON_{it} + \beta_6 INFR_{it} + \\
& \beta_7 SLOPE_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{3.2}$$

$$\begin{aligned}
SPREAD_{it} = & \beta_0 + \\
& \beta_1 RTG_{it} + \beta_2 RDIFF_{it} + \beta_3 QSPREAD_{it} + \beta_4 MATUR_{it} + \beta_5 COUPON_{it} + \beta_6 SLOPE_{it} + \\
& \beta_7 NAC_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{3.3}$$

$$\begin{aligned}
SPREAD_{it} = & \beta_0 + \\
& \beta_1 RTG_{it} + \beta_2 RDIFF_{it} + \beta_3 QSPREAD_{it} + \beta_4 MATUR_{it} + \beta_5 COUPON_{it} + \beta_6 INFR_{it} + \\
& \beta_7 SLOPE_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{3.4}$$

Objetivando testar a robustez dos modelos, as *proxies* PD e RTG foram testadas em conjunto. Adicionalmente, a variável PD também foi testada em seu formato original (percentual), conforme tabela do Anexo C, a qual foi denominada de PD0. Esse procedimento visa capturar o maior peso dado às faixas de piores *ratings*, sendo uma vantagem em relação às escalas numéricas que utilizam diferenças lineares entre os níveis.

$$\begin{aligned}
SPREAD_{it} = & \beta_0 + \\
& \beta_1 PD_{it} + \beta_2 RTG_{it} + \beta_3 RDIFF_{it} + \beta_4 QSPREAD_{it} + \beta_5 MATUR_{it} + \beta_6 COUPON_{it} + \\
& \beta_7 SLOPE_{it} + \beta_8 NAC_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{3.5}$$

$$\begin{aligned}
SPREAD_{it} = & \beta_0 + \\
& \beta_1 PDO_{it} + \beta_2 RTG_{it} + \beta_3 RDIFF_{it} + \beta_4 QSPREAD_{it} + \beta_5 MATUR_{it} + \beta_6 COUPON_{it} + \\
& \beta_7 INFR_{it} + \beta_8 SLOPE_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{3.6}$$

$$\begin{aligned}
SPREAD_{it} = & \beta_0 + \\
& \beta_1 PDO_{it} + \beta_2 RTG_{it} + \beta_3 RDIFF_{it} + \beta_4 QSPREAD_{it} + \beta_5 MATUR_{it} + \beta_6 COUPON_{it} + \\
& \beta_7 SLOPE_{it} + \beta_8 NAC_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{3.7}$$

$$SPREAD_{it} = \beta_0 + \beta_1 PD0_{it} + \beta_2 RTG_{it} + \beta_3 RDIF_{it} + \beta_4 QSPREAD_{it} + \beta_5 MATUR_{it} + \beta_6 COUPON_{it} + \beta_7 INFR_{it} + \beta_8 SLOPE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.8)$$

Tabela 11

**Resultado das regressões para a variável dependente SPREAD**

Métodos	MQO dados empilhados		Efeitos Fixos dentro do grupo	Efeitos Aleatórios	
	3.1	3.2	3.1; 3.2	3.1	3.2
PD	<b>0,002***</b> (0,000)	<b>0,002***</b> (0,000)	<b>0,002***</b> (0,000)	<b>0,002***</b> (0,000)	<b>0,002***</b> (0,000)
RDIF	-0,003 (0,004)	0,002 (0,004)	-0,019 (0,012)	-0,013 (0,008)	-0,012 (0,008)
QSPREAD	<b>1,651***</b> (0,469)	<b>1,504***</b> (0,441)	<b>1,680***</b> (0,561)	<b>1,683***</b> (0,545)	<b>1,662***</b> (0,540)
MATUR	<b>-0,001**</b> (0,000)	<b>-0,000**</b> (0,000)	0,041 (0,048)	<b>-0,000*</b> (0,000)	<b>-0,000*</b> (0,000)
COUPON	<b>0,286*</b> (0,162)	<b>0,349**</b> (0,172)	-	0,320 (0,206)	0,359 (0,221)
INFR	-	<b>-0,038***</b> (0,005)	-	-	<b>-0,038***</b> (0,006)
SLOPE	<b>-0,785***</b> (0,295)	<b>-0,812***</b> (0,298)	-6,949 (6,746)	<b>-0,691**</b> (0,336)	<b>-0,934***</b> (0,339)
NAC	<b>-0,042***</b> (0,006)	-	-	<b>-0,044***</b> (0,006)	-
Constante	<b>0,779***</b> (0,293)	<b>0,761**</b> (0,293)	6,580 (6,335)	<b>0,921***</b> (0,344)	<b>0,895***</b> (0,341)
R <sup>2</sup> ajustado	0,377	0,366	0,212	0,381	0,367
Teste conjunto	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>
(1)	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	-	-	-
(2)	-	-	<b>0,000***</b>	-	-
Teste de Hausman	-	-	-	0,102	<b>0,005*</b>
Setor (a)	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Período (b)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Nota: \*\*\*significante a 1%; \*\*significante a 5%; \*significante a 10%; Erro padrão entre parênteses. Negrito: variáveis estisticamente significantes. (a) controle para setor; (b) controle para período. Todos os modelos foram testados com erros-padrão robustos corrigidos para heterocedasticidade de White

Obs.: (1) Significância conjunta da diferenciação das médias de grupo; (2) Teste robusto para diferenciar interceptos de grupos.

A tabela 11 apresenta os resultados dos modelos de regressão com a variável PD e respectivos testes para verificação do estimador mais adequado.

Tabela 12  
**Resultado das regressões para a variável dependente *SPREAD***

Métodos	MQO dados empilhados		Efeitos Fixos dentro do grupo	Efeitos Aleatórios	
	3.3	3.4	3.3; 3.4	3.3	3.4
<b>Modelos</b>	<b>3.3</b>	<b>3.4</b>	<b>3.3; 3.4</b>	<b>3.3</b>	<b>3.4</b>
RTG	<b>0,009***</b> (0,002)	<b>0,007***</b> (0,002)	<b>0,018***</b> (0,006)	<b>0,015***</b> (0,005)	<b>0,014***</b> (0,005)
RDIF	-0,002 (0,004)	0,002 (0,004)	-0,013 (0,010)	-0,009 (0,007)	-0,009 (0,007)
QSPREAD	<b>1,432***</b> (0,431)	<b>1,301***</b> (0,416)	<b>1,450***</b> (0,471)	<b>1,472***</b> (0,471)	<b>1,450***</b> (0,467)
MATUR	<b>-0,000*</b> (0,000)	<b>-0,000*</b> (0,000)	0,061 (0,051)	<b>-0,000*</b> (0,000)	-0,000 (0,000)
COUPON	0,061 (0,186)	0,189 (0,201)	-	-0,140 (0,332)	-0,060 (0,342)
INFR	-	<b>-0,037***</b> (0,005)	-	-	<b>-0,035***</b> (0,006)
SLOPE	-0,334 (0,251)	<b>-0,428*</b> (0,252)	-8,803 (7,197)	-0,232 (0,203)	-0,259 (0,201)
NAC	<b>-0,048***</b> (0,005)	-	-	<b>-0,051***</b> (0,006)	-
Constante	0,253 (0,241)	0,314 (0,241)	8,082 (6,749)	-0,097 (0,185)	-0,082 (0,181)
R <sup>2</sup> ajustado	0,402	0,379	0,267	0,397	0,362
Teste conjunto	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>
(2)	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	-	-	-
(3)	-	-	<b>0,000***</b>	-	-
Teste de Hausman	-	-	-	0,164	0,107
Setor (a)	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Período (b)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Nota: \*\*\*significante a 1%; \*\*significante a 5%; \*significante a 10%; Erro padrão entre parênteses. Negrito: variáveis estatisticamente significantes. (a) controle para setor; (b) controle para período. Todos os modelos foram testados com erros-padrão robustos corrigidos para heterocedasticidade de White

Obs.: (1) Significância conjunta da diferenciação das médias de grupo; (2) Teste robusto para diferenciar interceptos de grupos.

As tabela 11 e 12 apresentam os resultados dos modelos de regressão com as variáveis PD e RTG, respectivamente, juntamente com os testes para verificação do estimador mais adequado.

Em todos os modelos testados, as *proxies* para o fator risco de crédito indicam que existe uma relação positiva e estatisticamente significativa com o prêmio de risco. Em linha com a literatura empírica, as variáveis PD e RTG foram significantes a 1%. Cada alteração na nota de classificação da variável PD corresponde a uma variação entre 19 bps e 23 bps no prêmio de risco. Em comparação, cada alteração no rating *atribuído* pelas agências corresponde a uma variação entre 68 bps e 178 bps no prêmio de risco. A variável RDIF não apresentou uma relação estatisticamente significativa com o prêmio de risco em nenhum dos modelos testados, indicando que diferenças entre os *ratings* das agências não seria determinante na formação do



prêmio de risco no mercado secundário. Essa inconsistência também foi detectada por Paiva, que não encontrou evidências estatisticamente significantes para alguns dos modelos testados com a mesma variável. Outras abordagens para capturar a diferença de *ratings* (Gabbi & Sironi, 2005; Rokkanen, 2009) não foram empregadas em conjunto com a transformação linear da escala ordinal para a numérica. Isso pode indicar que as demais *proxies* utilizadas para risco de crédito apresentam poder de explicação suficiente para captura desse efeito, pelo ajuste do prêmio à nota que reflete o risco de crédito mais recente ou mais conservadora, dada a lentidão nas alterações entre as agências.

Das *proxies* para o fator liquidez consideradas no trabalho, somente a medida direta de liquidez através da variável QSPREAD apresentou uma relação estatisticamente significativa com o prêmio de risco, de 1% de significância em todos os modelos testados. Cada variação de 100 bps nessa medida corresponde a uma variação entre 130 bps e 168 bps no prêmio de risco. Esse resultado também evidencia que a medida direta para liquidez é mais consistente que a medida indireta capturada através da variável MATUR, que não apresentou resultados conforme esperado, embora estatisticamente significativa a 10% em alguns dos testes realizados, confirmando as inconsistências apontadas anteriormente no trabalho de Sheng e Saito (2008), que apontaram como possível causa a tendência dos investidores no mercado nacional de manter os títulos em carteira, em vez de negociá-los na mesma frequência observada com os títulos públicos. A variável para inclinação da curva de juros (SLOPE) apresentou relação estatisticamente significativa nos modelos testados para a variável PD, exceto para o estimador de efeitos fixos, indicando que o achatamento da curva apresenta relação negativa com o prêmio de risco, alterando de 69 bps a 93 bps a cada variação de 100 bps na curva. Contudo, os resultados não apresentaram a mesma consistência quando testada em conjunto com a variável RTG.

A variável COUPON apresentou relação estatisticamente significativa com o prêmio de risco apenas em modelos com estimador de MQO para dados empilhados utilizado com a variável PD, evidenciando uma dificuldade existente para se mensurar o efeito da tributação, dada a diversidade de investidores e respectivos regimes tributários, confirmando as observações feitas por Gabbi e Sironi (2005) sobre os efeitos incertos dessa variável, e por Longstaff et al. (2005) sobre a complexidade do assunto, o que ensejaria o desenvolvimento de novas abordagens sobre esse tema no Brasil, visto que não tem sido suficientemente considerado nos estudos recentes sobre títulos de dívida corporativa no País. Cabe mencionar novamente que Paiva (2011) não considerou o regime tributário como fator relevante em seu estudo. A variável de controle INFR mostra que, em média, o prêmio de risco para debêntures

de infraestrutura foi menor, entre 350 bps e 380 bps, em relação às demais emissões. A variável de controle para as emissões no mercado nacional evidencia que, em média, o prêmio de risco exigido pelos investidores locais foi menor, entre 420 bps e 510 bps, que o exigido pelos investidores externos nas emissões realizadas pela mesma empresa diretamente no mercado internacional. Anualmente, o Governo brasileiro realiza emissões em dólares dos EUA, que serve de referência como prêmio de risco soberano para o apreçamento dos títulos das companhias brasileiras nas emissões primárias no mercado internacional. No mercado secundário existem distorções causadas pelo uso de variados critérios utilizados pelos investidores estrangeiros para definição do prêmio para risco-país.

Os testes conjuntos resultaram em p-valor abaixo de 1%, indicando que o conjunto das variáveis é significativo. O  $R^2$  ajustado indica que entre 21% e 40% da variação no prêmio de risco é explicada pelo comportamento das variáveis independentes.

Através do resultado do teste para significância conjunta da diferenciação das médias de grupo, e do teste robusto para diferenciar interceptos de grupos, rejeita-se a hipótese nula de que o MQO agrupado seria o mais adequado para os modelos. Exceto para o modelo 2, não foi rejeitada a hipótese nula para o Teste de Hausman, apontando-se, assim, o uso do estimador de efeitos aleatórios como o mais adequado para os demais modelos testados.

Tabela 13

**Resultado das regressões para a variável dependente *SPREAD***

Métodos	Efeitos Fixos dentro do grupo		Efeitos Aleatórios			
	3.5; 3.6	3.7; 3.8	3.5	3.6	3.7	3.8
PD0	-	<b>2,314***</b> (0,647)	-	-	<b>2,235***</b> (0,638)	<b>2,256***</b> (0,642)
PD	<b>0,001***</b> (0,000)	-	<b>0,001*</b> (0,000)	<b>0,001**</b> (0,000)	-	-
RTG	<b>0,017***</b> (0,006)	<b>0,015***</b> (0,005)	<b>0,014***</b> (0,005)	<b>0,0138***</b> (0,005)	<b>0,013***</b> (0,004)	<b>0,012***</b> (0,004)
RDIF	-0,014 (0,001)	-0,013 (0,009)	-0,010 (0,007)	-0,009 (0,007)	-0,009 (0,007)	-0,009 (0,007)
QSPREAD	<b>1,431***</b> (0,470)	<b>0,822**</b> (0,328)	<b>1,463***</b> (0,472)	<b>1,440***</b> (0,468)	<b>0,876***</b> (0,335)	<b>0,856**</b> (0,333)
MATUR	0,062 (0,051)	0,068 (0,050)	<b>-0,000*</b> (0,000)	-0,000 (0,000)	<b>-0,000*</b> (0,000)	-0,000 (0,000)
COUPON	-	-	-0,170 (0,328)	-0,095 (0,338)	-0,374 (0,392)	-0,313 (0,398)
INFR	-	-	-	<b>-0,034***</b> (0,006)	-	<b>-0,026***</b> (0,006)
SLOPE	-9,060 (7,212)	-9,883 (7,035)	<b>-0,308*</b> (0,178)	<b>-0,342***</b> (0,006)	<b>-0,418**</b> (0,190)	<b>-0,438**</b> (0,186)
NAC	-	-	<b>-0,049***</b> (0,006)	-	<b>-0,039***</b> (0,005)	-

Continua

Métodos	Efeitos Fixos dentro do grupo		Efeitos Aleatórios				Conclusão
	3.5; 3.6	3.7; 3.8	3.5	3.6	3.7	3.8	
Constante	8,322 (6,762)	9,123 (6,594)	0,175 (0,164)	0,168 (0,159)	<b>0,315*</b> <b>(0,173)</b>	<b>0,303*</b> <b>(0,168)</b>	
R <sup>2</sup> ajustado	0,270	0,395	0,394	0,361	0,449	0,427	
Teste conjunto	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	<b>0,000***</b>	
Teste de Hausman	-	-	<b>0,04**</b>	<b>0,05**</b>	<b>0,03**</b>	<b>0,003*</b>	
Setor (a)	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	
Período (b)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	

Nota: \*\*\*significante a 1%; \*\*significante a 5%; \*significante a 10%; Erro padrão entre parênteses. Negrito: variáveis esteticamente significantes. (a) controle para setor; (b) controle para período. Todos os modelos foram testados com erros-padrão robustos corrigidos para heterocedasticidade de White

As tabela 13 apresenta os resultados dos modelos de regressão com as variáveis PD0, PD e RTG, testadas conjuntamente. Assim como nos modelos anteriores, essas variáveis mantiveram significância estatística a 1% e relação positiva com o prêmio de risco, conforme literatura empírica sobre o fator risco de crédito. Por outro lado, foi rejeitada a hipótese nula para o teste de Hausman, apontando-se, assim, o uso do estimador de efeitos fixos como o mais adequado para esses modelos. Além disso, observou-se que a utilização da variável PD0 melhora o poder de explicação do modelo, em relação à sua forma anterior na escala transformada, com R<sup>2</sup> ajustado de 39,5%. Nesse caso, cada variação de 100 bps dessa medida corresponde a uma variação entre 231 bps no prêmio de risco.

Diferentemente dos trabalhos anteriores sobre títulos de dívida corporativa de companhias brasileiras, que se concentraram em entender os diversos fatores determinantes do prêmio de risco no mercado primário brasileiro e empregaram *proxies* para risco de crédito centradas no seu componente de longo prazo, devido à metodologia *through-the-cycle* utilizada pelas agências de *ratings*, o presente trabalho procurou ampliar o escopo, abrangendo os estudos ao mercado secundário internacional, e, especialmente, estudando o efeito do componente de curto prazo do risco de crédito sobre o prêmio de risco.

Uma das razões apontadas por Gabbi e Sironi (2005) para o estudo do mercado primário é a possibilidade de utilização de *ratings* que refletem a avaliação mais atualizada do risco de crédito do emissor, contendo, portanto, efeitos mais aderentes àquele momento. No mercado secundário, entretanto, a dinâmica do risco de crédito é diferente, e a abordagem de longo prazo das agências de *ratings* pode não atender às necessidades de todos os investidores em determinados momentos de negociação dos títulos, em função de mudanças abruptas de cenários que justificariam outra ótica para o perfil de crédito do emissor. Desse modo, o estudo de novas

formas que capturam esse componente de curto prazo pode auxiliar investidores a apreçar mais adequadamente o prêmio de risco, embasados nos fatores determinantes apontados pela literatura sobre o assunto.

Por fim, embora ambas as abordagens tenham se apresentado estatisticamente significantes nos modelos testados em conformidade com a literatura empírica, esses resultados, quando analisados em conjunto com a maior quantidade de alterações das notas demonstradas pelo modelo DRSK, conforme estatísticas descritivas, confirmam a relevância do componente de curto prazo. Portanto, a relação entre *ratings* que capturam o componente de curto prazo do risco de crédito e os prêmios de risco é observada no mercado secundário de títulos de dívida corporativa emitidos por companhias brasileiras, e mostra que há oportunidades para apreçamento adequado das mudanças repentinas de curtíssimo prazo no risco de crédito, que são metodologicamente descartadas pelas agências de *ratings*.

## 5 Conclusão

Este trabalho de pesquisa estudou o mercado de títulos de dívida corporativa de companhias brasileiras, emitidos nos mercados nacional e internacional entre 2015 e 2019. O principal objetivo foi confirmar o apreçamento do componente de curto prazo do risco de crédito no prêmio de risco, tendo em vista que as agências de *ratings* descartam metodologicamente esses efeitos da sua avaliação, preservando somente o componente de longo prazo.

A principal inovação deste estudo em relação aos anteriores foi a ampliação do escopo ao mercado secundário internacional, e o emprego de uma variável com capacidade para capturar alterações de curtíssimo prazo no risco de crédito, que pode ser utilizada pelos investidores como vantagem no apreçamento dos títulos, em relação à metodologia mais lenta praticada pelas agências de *ratings*.

Considerando a relevância do comportamento do mercado secundário ao longo do tempo para o estudo, o emprego de métodos para dados em painel adiciona outra inovação, especialmente pela maior consistência que estimadores de efeitos fixos e aleatórios proporcionam, em relação aos métodos aplicados anteriormente.

Assim, foi possível observar que a incorporação do componente de curto prazo por essa variável está associada a alterações mais frequentes das notas, por emissão, em comparação às definidas pelas agências de *ratings*, confirmando ajustes mais imediatos de curto prazo.

Além disso, a nova variável se mostrou estatisticamente significativa em todos os modelos e métodos testados, de acordo com a literatura empírica, confirmando o efeito do

componente de curto prazo do risco de crédito no mercado secundário de títulos emitidos por companhias brasileiras. Cabe destacar, ainda, a melhora do poder de explicação do modelo quando a variável é testada em conjunto com as notas atribuídas pelas agências de *ratings*.

Adicionalmente, também foi possível constatar que a medida de *bid-ask spread* é uma variável consistente como *proxy* para liquidez, assim como a necessidade de ampliar os estudos no Brasil sobre o efeito da tributação no prêmio de risco, dada a existência de incentivos tributários, a sua complexidade e a variedade de investidores.

Apesar do exaustivo estudo sobre os diversos fatores relacionados ao componente de liquidez e características da emissão no Brasil, a regulamentação aplicada pela CVM em 2012 às agências de *ratings* evidencia a preocupação dessa entidade com potenciais distorções na avaliação do risco de crédito. Assim, recomenda-se para trabalhos futuros, além da extrapolação para os campos do direito civil e tributário, o desenvolvimento e o estudo de novos modelos de risco de crédito capazes de capturar o componente de curto prazo das companhias não listadas em bolsa de valores, como forma de contribuir para um mercado mais eficiente.

### Referências

- Altman, E. I., & Rijken, H. A. (2006). Point-in-time perspective on through-the-cycle ratings. *Financial Analysts Journal*, 62(1), 54-70.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223-249.
- Azad, A. S. M.S., Chazi, A., Cooper, P., & Ahsan, A. (2018). What determines the Japanese corporate credit spread? A new evidence. *Research in International Business and Finance*, 45(1), 349-356.
- Beber, A., Brandt, M.W., & Kavajecz, K. A. (2009). Flight-to-quality or flight-to-liquidity? Evidence from the euro-area bond market. *Review of Financial Studies*, 22(3), 925-957.
- Becker, B., & Milbourn, T. (2011). How did increased competition affect credit ratings? *Journal of Financial Economics*, 101(3), 493-514.
- Benos, A., & Papanastasopoulos, G. (2007). Extending the Merton model: A hybrid approach to assessing credit quality. *Mathematical and Computer Modelling*, 46(1), 47-68.
- Bharath, S. T., & Shumway, T. (2008). Forecasting default with the Merton distance to default model. *Review of Financial Studies*, 21(3), 1339-1369.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2019). *The Basel Framework*. Basileia: Autor.
- Black, F., & Cox, J. C. (1976). Valuing corporate securities: Some effects of bond indenture provisions. *The Journal of Finance*, 31(2), 351-367.

- Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637-654.
- Bloomberg LLC. (2015). *Bloomberg Credit Risk DRSK <GO> - Framework, Methodology & Usage*. Nova Iorque: Autor.
- Bolton, P., Freixas, X., & Shapiro, J. (2012). The credit ratings game. *Journal of Finance*, 67(1), 85-112.
- Campbell, J. Y., & Taksler, G. B. (2003). Equity volatility and corporate bond yields. *Journal of Finance*, 58(6), 2321-2349.
- Cantor, R. (2001). Moody's investors service response to the consultative paper issued by the Basel Committee on Bank Supervision "A new capital adequacy framework." *Journal of Banking and Finance*, 25(1), 171-185.
- Caouette, J. B., Altman, E.I., Narayanan, P., & Nimmo, R. (2011). *Managing credit risk: The great challenge for global financial markets* (2a ed.). Nova Jersey: Wiley.
- Castañeda, F., Caro, V., & Contreras, F. (2017). Spreads determinants of corporate bonds in state-owned companies. The CODELCO Case. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 12(4), 431-446.
- Chen, L., Lesmond, D. A., & Wei, J. (2007). Corporate yield spreads and bond liquidity. *Journal of Finance*, 62(1), 119-149.
- Christensen, J. (2008). The corporate bond credit spread puzzle. *FRBSF Economic Letter*, 14(1), 1-4
- Collin-Dufresne, P., Goldstein, R. S., & Martin, J. S. (2001). The determinants of credit spread changes. *Journal of Finance*, 56(6), 2177-2207.
- Covitz, D., & Downing, C. (2007). Liquidity or credit risk? The determinants of very short-term corporate yield spreads. *Journal of Finance*, 62(5), 2303-2328.
- Davies, A. (2008). Credit spread determinants: An 85 year perspective. *Journal of Financial Markets*, 11(2), 180-197.
- Driessen, J. (2005). Is default event risk priced in corporate bonds? *Review of Financial Studies*, 18(1), 165-195.
- Duffie, D., & Singleton, K. J. (1999) Modeling term structures of defaultable bonds. *Review of Financial Studies*, 12(4), 687-720.
- Duffie, D., & Singleton, K. J. (2003). *Credit risk: Pricing, measurement, and management* (2a ed.). New Jersey: Princeton University Press.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Agrawal, D., & Mann, C. (2001). Explaining the rate spread on corporate bonds. *The Journal of Finance*, 56(1), 247-277.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Agrawal, D., & Mann, C. (2004). Factors affecting the valuation of corporate bonds. *Journal of Banking and Finance*, 28(11), 2747-2767.

- European Securities and Markets Authority. (2019). *Report on CRA Market Share Calculation*. Recuperado de [https://www.esma.europa.eu/sites/default/files/library/cra\\_market\\_share\\_calculation\\_2018.pdf](https://www.esma.europa.eu/sites/default/files/library/cra_market_share_calculation_2018.pdf)
- Fisher, L. (1959). Determinants of risk premiums on corporate bonds. *Journal of Political Economy*, 67(3), 217-237.
- Fitchratings (2013). *Metodologia de Ratings em Escala Nacional*. Recuperado de <https://www.fitchratings.com/research/pt/corporate-finance/national-scale-rating-criteria-08-06-2020-1>
- Gabbi, G., & Sironi, A. (2005). Which factors affect corporate bonds pricing? Empirical evidence from eurobonds primary market spreads. *European Journal of Finance*, 11(1), 59-74.
- Giacomoni, B. H., & Sheng, H. H. (2013). O impacto da liquidez nos retornos esperados das debêntures brasileiras. *Revista de Administração*, 48(1), 80-97.
- Gonçalves, P. E., & Sheng, H. H. (2010). O apreçamento do spread de liquidez no mercado secundário de debêntures. *Revista de Administração*, 45(1), 30-42.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria Básica* (5a ed.). Porto Alegre: McGraw Hill.
- Houweling, P., Mentink, A., & Vorst, T. (2005). Comparing possible proxies of corporate bond liquidity. *Journal of Banking and Finance*, 29(6), 1331-1358.
- Hu, X., & Pan, Z. (2018). *Shopping the Rating: Evidence from Chinese Corporate Bond Market*. 31st Australasian Finance and Banking Conference 2018. Recuperado de [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3221006](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3221006)
- Huang, J.-Z., & Huang, M. (2012). How much of the corporate-treasury yield spread is due to credit risk? *Review of Asset Pricing Studies*, 2(2), 153-202.
- Instrução Normativa n. 521*. Dispõe sobre a atividade de classificação de risco de crédito no âmbito do mercado de valores mobiliários. Recuperado de <http://www.cvm.gov.br/legislacao/instrucoes/inst521.html>.
- Jarrow, R. A., Lando, D., & Turnbull, S. M. (1997). A markov model for the risk spreads. *Review of Financial Studies*, 10(2), 481-523.
- Jarrow, R. A., & Turnbull, S. M. (1995). Pricing derivatives on financial securities subject to credit risk. *The Journal of Finance*, 50(1), 53-85.
- Jones, E. P., Mason, S. P., & Rosenfeld, E. (1984). Contingent claims analysis of corporate capital structures: An empirical investigation. *The Journal of Finance*, 39(3), 611-625.
- Liu, S., Shi, J., Wang, J., & Wu, C. (2007). How much of the corporate bond spread is due to personal taxes? *Journal of Financial Economics*, 85(3), 599-636.

- Liu, S., Shi, J., Wang, J., & Wu, C. (2009). The determinants of corporate bond yields. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(1), 85-109.
- Löffler, G. (2005) Avoiding the rating bounce: Why rating agencies are slow to react to new information. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 56(3), 365-381.
- Longstaff, F. A., Mithal, S., & Neis, E. (2005). Corporate yield spreads: Default risk or liquidity? New evidence from the credit default swap market. *Journal of Finance*, 60(5), 2213-2253.
- Luo, J., Ye, X., & Hu, M. (2016). Counter-credit-risk yield spreads: A puzzle in China's corporate bond market. *International Review of Finance*, 16(2), 203-241.
- Mathis, J., McAndrews, J., & Rochet, J.-C. (2009). Rating the raters: Are reputation concerns powerful enough to discipline rating agencies? *Journal of Monetary Economics*, 56(5), 657-674.
- Merton, R. C. (1974). On the Pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *The Journal of Finance*, 29(2), 449-470.
- Moody's. (2016). *Equivalência entre os Ratings na Escala Nacional e os Ratings na Escala Global*. Recuperado de [https://www.moodys.com/research/Moodys-publica-metodologia-atualizada-para-ratings-na-escala-nacional--PR\\_348580](https://www.moodys.com/research/Moodys-publica-metodologia-atualizada-para-ratings-na-escala-nacional--PR_348580)
- Moody's. (2020). *Rating Action: Moody's assigns Ba2 rating to Petrobras Global Finance's proposed notes*. Recuperado de [https://www.moodys.com/research/Moodys-assigns-Ba2-rating-to-Petrobras-Global-Finances-proposed-notes--PR\\_425334?cy=bra&lang=pt](https://www.moodys.com/research/Moodys-assigns-Ba2-rating-to-Petrobras-Global-Finances-proposed-notes--PR_425334?cy=bra&lang=pt)
- Paiva, E. V. dos S. (2011). *Formação de preço de debêntures no Brasil* (Tese de Doutorado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo. São Paulo, SP, Brasil.
- Paiva, E. V. dos S., & Savoia, J. R. F. (2009). Pricing corporate bonds in Brazil: 2000 to 2004. *Journal of Business Research*, 62(9), 916-919.
- Robbe, P., & Mahieu, R. J. (2005). Are the standards too poor? An empirical analysis of the timeliness and predictability of credit Rating changes. *SSRN Electronic Journal*, 1(1), 1-42.
- Rokkanen, N. (2009). Lemmings in the bond market? An empirical analysis of the term structure of credit spreads. *Financial Markets and Portfolio Management*, 23(1), 31-57.
- Schaefer, S. M., & Strebulaev, I. A. (2008). Structural models of credit risk are useful: Evidence from hedge ratios on corporate bonds. *Journal of Financial Economics*, 90(1), 1-19.
- Schestag, R., Schuster, P., & Uhrig-Homburg, M. (2016). Measuring Liquidity in Bond Markets. *Review of Financial Studies*, 29(5), 1170-1219.
- Sheng, H., & Saito, R. (2008). Liquidez das debêntures no mercado brasileiro. *Revista de Administração - RAUSP*, 43(2), 176-185.



- S&P (2020). *Petrobras' "BB-" Ratings Affirmed Despite Weaker Cash Flows Amid Oil Prices And Demand Contraction, Outlook Stable*. Recuperado de [https://www.standardandpoors.com/en\\_US/web/guest/article/-/view/type/HTML/id/2414678](https://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/article/-/view/type/HTML/id/2414678)
- Standard&Poor's. (2014). *Ratings de Crédito nas Escalas Nacionais e Regionais*. Recuperado de [https://www.standardandpoors.com/pt\\_LA/delegate/getPDF?articleId=1498613&type=COMMENTS&subType=REGULATORY](https://www.standardandpoors.com/pt_LA/delegate/getPDF?articleId=1498613&type=COMMENTS&subType=REGULATORY)
- Tsuji, C. (2005). The credit-spread puzzle. *Journal of International Money and Finance*, 24(7), 1073-1089.
- Tudela, M., & Young, G. (2003). A Merton-model approach to assessing the default risk of UK public companies (Working Paper, n. 194). *Bank of England*, 1-41. Recuperado de <https://www.bankofengland.co.uk/working-paper/2003/a-merton-model-approach-to-assessing-the-default-risk-of-uk-public-companies>
- U.S. Securities and Exchange Commission. (2020). *Annual report on nationally recognized statistical rating organizations*. Recuperado de: <https://www.sec.gov/files/2019-annual-report-on-nrsros.pdf>.
- White, L. J. (2010) Markets: The credit rating agencies. *Journal of Economic Perspectives*, 24(2), 211- 226.
- Yu, F. (2005). Accounting transparency and the term structure of credit spreads. *Journal of Financial Economics*, 75(1), 53-84.

### Anexo A – Tabela de Ratings

Escalas Globais (Internacional)			
Moody's	Fitch	S&P	Conversão Numérica
Aaa	AAA	AAA	1
Aa1	AA+	AA+	2
Aa2	AA	AA	3
Aa3	AA-	AA-	4
A1	A+	A+	5
A2	A	A	6
A3	A-	A-	7
Baa1	BBB+	BBB+	8
Baa2	BBB	BBB	9
Baa3	BBB-	BBB-	10
Ba1	BB+	BB+	11
Ba2	BB	BB	12
Ba3	BB-	BB-	13

B1	B+	B+	14
B2	B	B	15
B3	B-	B-	16
Caa1	CCC+	CCC+	17
Caa2	CCC	CCC	18
Caa3	CCC-	CCC-	19
Ca	CC	CC	20
C	C	C	21
D	D	D	22

### Anexo B – Mapeamento de Ratings da Escala Nacional

Moody's			FitchRatings			S&P		
Nacional	Internacional	Conversão Numérica	Nacional	Internacional	Conversão Numérica	Nacional	Internacional	Conversão Numérica
	Baa2	9		BBB	9		BBB	9
	Baa3	10	AAA(bra)	BBB-	10		BBB-	10
Aaa.br	Ba1	11		BB+	11		BB+	11
Aa1.br	Ba2	12	AA+(bra)	BB	12	brAAA	BB	12
Aa2.br	Ba2	12	AA(bra)	BB-	13	brAA+	BB-	13
Aa3.br	Ba2	12	AA-(bra)	BB-	13	brAA	B+	14
A1.br	Ba3	13	A+(bra)	BB-	13	brAA-	B+	14
A2.br	Ba3	13	A(bra)	B+	14	brA+	B	15
A3.br	Ba3	13	A-(bra)	B+	14	brA	B	15
Baa1.br	B1	14	BBB+(bra)	B	15	brA-	B	15
Baa2.br	B1	14	BBB(bra)	B	15	brBBB+	B-	16
Baa3.br	B1	14	BBB-(bra)	B	15	brBBB	B-	16
Ba1.br	B2	15	BB+(bra)	B-	16	brBBB-	B-	16
Ba2.br	B2	15	BB(bra)	*	*	brBB+	CCC+	17
Ba3.br	B3	16	BB-(bra)	B-	16	brBB	CCC+	17
B1.br	B3	16	B+(bra)	*	*	brBB-	CCC+	17
B2.br	B3	16	B(bra)	*	*	brB+	CCC	18
B3.br	Caa1	17	B-(bra)	*	*	brB	CCC	18
Caa1.br	Caa1	17	CCC+(bra)	*	*	brB-	CCC	18
Caa2.br	Caa2	18	CCC(bra)	CCC	18	brCCC+	CCC-	19
Caa3.br	Caa3	19	CCC-(bra)	CCC-	19	brCCC	CCC-	19
Ca.br	Ca	20	CC(bra)	*	*	brCCC-	CCC-	19
C.br	C	21	C(bra)	C	21	brCC	CC	20
WR	WR	0	NR	NR	0	brC	C	21

(\*) não havia ratings atribuídos em ambas as escalas na data de divulgação do mapeamento pela Fitch

### Anexo C – Escala de Risco de Crédito Mapeada pela Bloomberg

	Rating	Limite Inferior da PD	Limite Superior da PD	Conversão Numérica
Investment Grade	IG1	0,000%	0,0020%	1
	IG2	0,0020%	0,0040%	2
	IG3	0,0040%	0,0080%	3
	IG4	0,0080%	0,0152%	4
	IG5	0,0152%	0,0286%	5
	IG6	0,0286%	0,0529%	6
	IG7	0,0529%	0,0960%	7
	IG8	0,0960%	0,1715%	8
	IG9	0,1715%	0,3000%	9
	IG10	0,3000%	0,5200%	10
High Yield	HY1	0,5200%	0,88%	11
	HY2	0,88%	1,50%	12
	HY3	1,50%	2,40%	13
	HY4	2,40%	4,00%	14
	HY5	4,00%	6,00%	15
	HY6	6,00%	10,0%	16
Distressed	DS1	10,0%	15,0%	17
	DS2	15,0%	22,0%	18
	DS3	22,0%	30,0%	19
	DS4	30,0%	50,0%	20
	DS5	50,0%	100,0%	21
<i>Default</i>	DDD	<i>Defaulted</i>	<i>Defaulted</i>	22

