

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

**SHORT AND LONG-TERM ANALYSIS: AN ALTERNATIVE TO CONVENTIONAL  
CREDIT RATING METHODOLOGIES IN BRAZIL**

**ANÁLISIS A CORTO Y LARGO PLAZO: UNA ALTERNATIVA A LAS  
METODOLOGÍAS CONVENCIONALES DE CALIFICACIÓN CREDITICIA EN  
BRASIL**

Heber Silveira

Professor pesquisador do Mestrado Profissional em Administração (Finanças)-FECAP

<https://orcid.org/0000-0002-9623-5191>

Celio Takahashi

Mestre em Administração pelo Programa de Mestrado Profissional em Administração (Finanças)-  
FECAP

Ricardo Serra

Professor pesquisador do Mestrado Profissional em Administração (Finanças)- FECAP

<https://orcid.org/0000-0003-0962-1500>

Editor Científico: José Edson Lara  
Organização Comitê Científico  
Double Blind Review pelo SEER/OJS  
Recebido em 12/02/2022  
Aprovado em 10/02/2023

This work is licensed under a Creative Commons Attribution – Non-Commercial 3.0 Brazil

**Resumo:**

**Objetivo:** Analisar o efeito das variações momentâneas do risco de crédito, ignoradas pelas metodologias tradicionais das agências de rating, sobre o prêmio de risco no mercado secundário dos títulos de dívida emitidos por companhias brasileiras.

**Metodologia:** Análise, via regressão em painel MQO com dados empilhados e por efeitos fixos e aleatórios, de uma amostra de 180 emissões de dívida corporativa no Brasil de 2015 a 2019.

**Originalidade/relevância:** Proposição e emprego de uma variável com capacidade para capturar alterações de curtíssimo prazo no risco de crédito, o que pode ser utilizada pelos investidores como vantagem no apreçamento dos títulos, em contraste com a metodologia mais lenta praticada pelas agências de ratings.

**Resultados:** Utilizando uma *proxy* para risco de crédito que engloba movimentos de curtíssimo prazo, verificamos que variações nos ratings ocorrem com maior frequência nos modelos *point-in-time* que naqueles atribuídos pelas agências de ratings. Encontramos evidências estatisticamente significantes da relação desses movimentos de curto prazo com o spread dos títulos e verificamos que, quando utilizadas em conjunto com as notas das agências de ratings, os movimentos de curto prazo melhoram o poder preditivo daqueles modelos.

**Contribuição:** Evidenciação da relevância de empregar *proxies* para movimentos de curto prazo em conjunto com as notas das agências de ratings como forma de melhorar o poder preditivo daqueles modelos.

**Palavras-chave:** Risco de Crédito; Ratings; Prêmio de Risco.

**Abstract:**

**Objective:** To analyze the effect of short-term variations in credit risk, ignored by the traditional methodologies of rating agencies, on the risk premium in the secondary market of corporate debt bonds issued by Brazilian companies.

**Methodology:** Analysis, via OLS panel regression with stacked data and fixed and random effects, of a sample of 180 corporate debt issues in Brazil from 2015 to 2019.

**Originality/relevance:** Proposition and use of a variable capable of capturing very short-term changes in credit risk, which can be used by investors as an advantage in the pricing of securities, in contrast to the slower methodology practiced by rating agencies.

**Results:** Using a proxy for credit risk that encompasses very short-term movements, we found that variations in ratings occur more frequently in point-in-time models than in those assigned by rating agencies. We found statistically significant evidence of the relationship of these short-term movements with the bond spread and verified that, when used in conjunction with the rating agencies' scores, short-term movements improve the predictive power of those models.

**Contribution:** Evidence of the relevance of employing proxies for short-term movements in conjunction with ratings from rating agencies as a way of improving the predictive power of those models.

**Keywords:** Credit Risk; Ratings; Risk Premium.

**Resumen:**

**Objetivo:** Analizar el efecto de las variaciones momentáneas del riesgo de crédito, ignoradas por las metodologías tradicionales de las agencias calificadoras, sobre la prima de riesgo en el mercado secundario de títulos de deuda emitidos por empresas brasileñas.

**Metodología:** Análisis, mediante regresión panel OLS con datos apilados y efectos fijos y aleatorios, de una muestra de 180 emisiones de deuda corporativa en Brasil de 2015 a 2019.

**Originalidad/relevancia:** Proposición y uso de una variable capaz de capturar cambios en el riesgo de crédito a muy corto plazo, que puede ser utilizada por los inversores como una ventaja en la fijación de precios de valores, en contraste con la metodología más lenta practicada por las agencias de calificación.

**Resultados:** Usando un proxy para el riesgo de crédito que engloba movimientos de muy corto plazo, encontramos que las variaciones en las calificaciones ocurren con mayor frecuencia en los modelos puntuales que en los asignados por las agencias calificadoras. Encontramos evidencia estadísticamente significativa de la relación de estos movimientos de corto plazo con el diferencial de bonos y verificamos que, cuando se usan junto con los puntajes de las agencias calificadoras, los movimientos de corto plazo mejoran el poder predictivo de esos modelos.

**Contribución:** Evidencia de la relevancia de emplear proxies para movimientos de corto plazo en conjunto con calificaciones de agencias calificadoras como una forma de mejorar el poder predictivo de esos modelos.

**Palabras-clave:** Riesgo Crediticio; Clasificación; Prima de riesgo.

## 1 INTRODUÇÃO

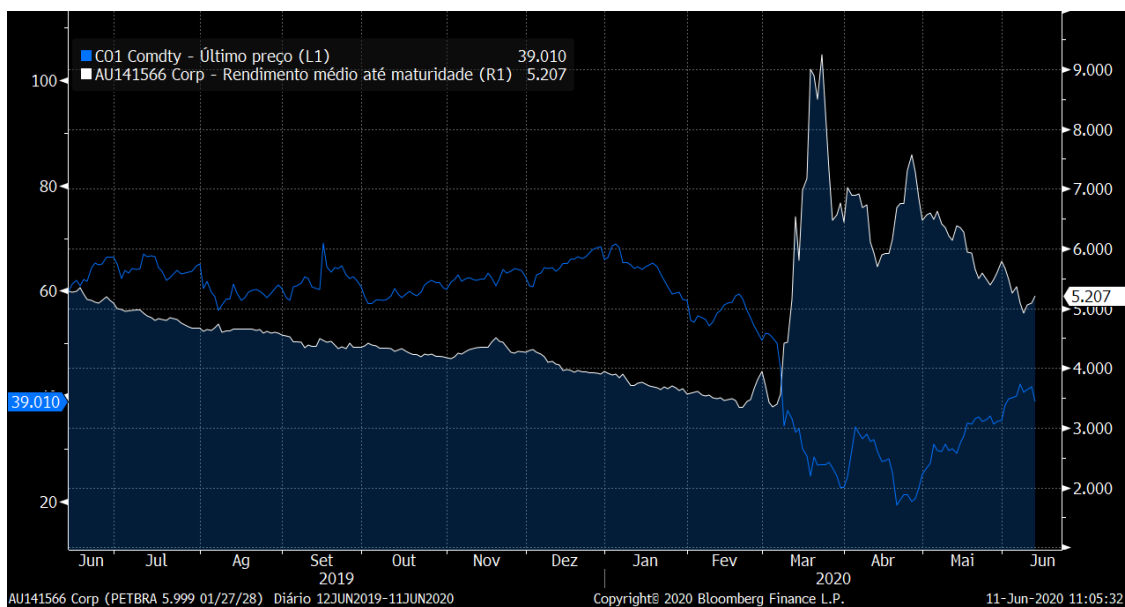
As agências de *ratings* receberam grande atenção da mídia e comunidade acadêmica durante eventos marcantes da “Crise do *subprime*”, tendo sido criticadas pela suposta imprecisão na avaliação do risco de crédito de produtos estruturados. Essas agências foram acusadas de conflitos de interesse, lentidão nas avaliações e descolamento de suas conclusões com o comportamento posteriormente observado dos títulos de dívida corporativa. Para Becker e Milbourn (2011), o aumento da competição entre as agências de *ratings* coincidiu com a queda na qualidade de avaliação do risco de crédito.

Altman e Rijken (2006) atribuem a lentidão das agências à metodologia *through-the-cycle*, que consiste em dois pilares: “foco no componente permanente”, em que as agências descartam as variações momentâneas no risco de crédito, mantendo apenas o componente de longo prazo, e “política de migração prudente”, no qual a agência monitora periodicamente apenas o componente permanente durante os ciclos de revisão do risco de crédito. Essa

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.

Previsões da inadimplência derivadas de modelos estruturais foram desenvolvidas como resposta a esses problemas. O *estimated default frequency* (EDF) é um exemplo de modelo proprietário desenvolvido pela empresa KMV Corporation com essa finalidade. A Bloomberg® também utiliza modelo proprietário, que incorpora conceito similar ao proposto pela KMV, com a vantagem de oferecer valores convertidos para a escala de *ratings*, facilitando a comparação com as escalas internacionais das agências.

A Figura 1 mostra o comportamento de uma emissão de dívida corporativa da Petrobras S.A. ocorrida no mercado internacional e negociada no mercado secundário. Em março/2020, início da pandemia da Covid-19 no Brasil e de queda no preço do petróleo, observou-se forte queda no preço dos títulos, com conseqüente crescimento abrupto no rendimento.

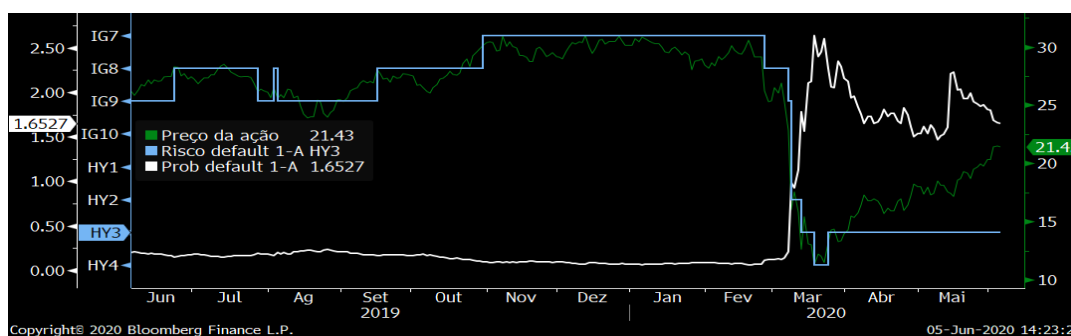


**Figura 1.** Rendimento de título de dívida corporativa da Petrobras (ISIN US71647NAY58) e preço de contratos futuros de petróleo Brent.

Apesar de reconhecer o efeito da queda na geração de caixa e crescimento da alavancagem da Petrobras, a S&P (2020) ponderou a flexibilidade financeira, as medidas para redução de custos e investimentos e a venda de ativos como fatores que compensariam os impactos negativos e justificariam a manutenção dos *ratings*. Em posterior nova emissão da

companhia, a Moody's (2020) ponderou os mesmos fatores de risco, decidindo atribuir *ratings* iguais aos vigentes devido à extensão das reservas de petróleo da companhia, seu domínio nesse segmento no País e sua posição de liquidez, considerada adequada pela agência.

Já o modelo proprietário da Bloomberg (DRSK) para o mesmo título registrou sete alterações de *ratings* no mesmo período.



**Figura 2.** *Ratings* atribuídos pelo modelo DRSK da Bloomberg para o título de dívida corporativa da Petrobras (ISIN US71647NAY58).

Confrontando essas sete alterações nas notas atribuídas pelo modelo DRSK da Bloomberg com nenhuma alteração realizada pelas agências de *ratings* no período, fica evidenciada a existência de um componente de curto prazo não refletida nas classificações atribuídas pelas agências.

Ainda que as diferentes abordagens sejam endereçadas a diferentes perfis de usuários, é esperado que a avaliação do risco de crédito seja consistente com as evidências empíricas sobre o apreçamento de títulos e que apresentem correlação significativa com o prêmio de risco aceito pelos investidores. Existem momentos em que os investidores devem incorporar componentes de curto prazo na negociação dos títulos de dívida – como no exemplo da Petrobras apresentado anteriormente – e o presente trabalho pretende analisar se *ratings* que capturam componentes de curto prazo do risco de crédito são mais consistentes com os prêmios de risco observados no mercado secundário de títulos de dívida corporativa emitidos por companhias brasileiras que os *ratings* tradicionais das agências.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Modelos teóricos sobre apreçamento de ativos tiveram grande avanço na primeira metade do Século XX, com destaque para os de Merton (1974), Black et al. (1976) e Duffie et al. (1999). Muitos desses estudos se apoiaram na premissa da relação do prêmio de risco com fatores decorrentes da condição financeira da firma ou, principalmente, do mercado.

Outra vertente optou por desenvolver trabalhos empíricos a respeito dos determinantes do prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa, criticando a imprecisão dos modelos teóricos, em uma polêmica que ficou conhecida como *credit-spread puzzle* (Christensen, 2008; Huang; Huang, 2012). Trabalhos como os de Liu et al. (2009) e Huang e Huang (2012) 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, a maior parte dos estudos na área explorou os mercados primário e secundário para testar, prioritariamente, o comportamento de variáveis de risco de crédito e de liquidez (Giacomoni; Sheng, 2013; Gonçalves; Sheng, 2010).

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

Denominado também como *spread* de crédito ou *yield spread*, o prêmio de risco ( $SPREAD_{it}$ ) que utilizamos foi obtido pela diferença entre os rendimentos ( $YtM_{it}$ ) dos títulos de dívida corporativa e o dos de mesma maturidade emitidos pelo Governo Federal ( $i_{it}$ ). Nosso trabalho incorpora esse conceito, de forma similar a Tsuji (2005), Yu et al. (2005), Gabbi et al. (2005), Covitz et al. (2007), Rokkanen et al. (2009) e Azad et al. (2018).

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

Em linha com os procedimentos adotados por Gabbi e Sironi (2005), o valor do rendimento na mesma maturidade ( $i_{tn}$ ) foi obtido pela interpolação linear na curva de juros dos títulos emitidos em dólares pelo Tesouro Nacional brasileiro no mercado internacional e os indexados ao IPCA do mesmo emissor no mercado doméstico. Tem-se então 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 corresponde ao valor de fechamento diário ( $YtM_{it}$ ), ou seja, a 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 os cupons sem atrasos.

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

## 2.2 Agências de rating e risco de crédito

Enquanto bancos aderentes ao Acordo de Basileia podem utilizar metodologias internas para estimativas da probabilidade de *default* (PD), da perda dada a inadimplência (LGD) e da exposição na inadimplência (EAD) dos tomadores de recursos (BIS, 2019), outros investidores recorrem aos serviços de agências especializadas que classificam o risco de crédito do emissor/emissão em formato de notas ou *ratings*.

As agências de rating surgiram a partir de 1909 nos EUA, publicando e vendendo cadernos impressos contendo avaliações de crédito dos emissores e de seus títulos de dívida e desde então foram favorecidas por 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 das corretoras de valores e bancos de investimento (White, 2010). Contratar os serviços de agências de rating se tornou atrativo aos emissores, pois aumentava as chances de sucesso da colocação de seus títulos no mercado. Como consequência, o modelo de negócios dessas agências, hoje fortemente concentrada nas empresas: Moody's, S&P e Fitch, migrou de um formato inicialmente sustentado pelos investidores para um remunerado pelos próprios emissores (White, *op. cit.*), potencializando conflitos de interesse.

Um desses potenciais conflitos de interesse, muito citado após a “crise do *subprime*” em 2008, foi o *rating shopping*, e trabalhos como o de Hu e Pan (2018), que analisou dados de *ratings* dos títulos de dívida na China em emissões primárias, revelaram evidências estatisticamente significativas dessa prática.

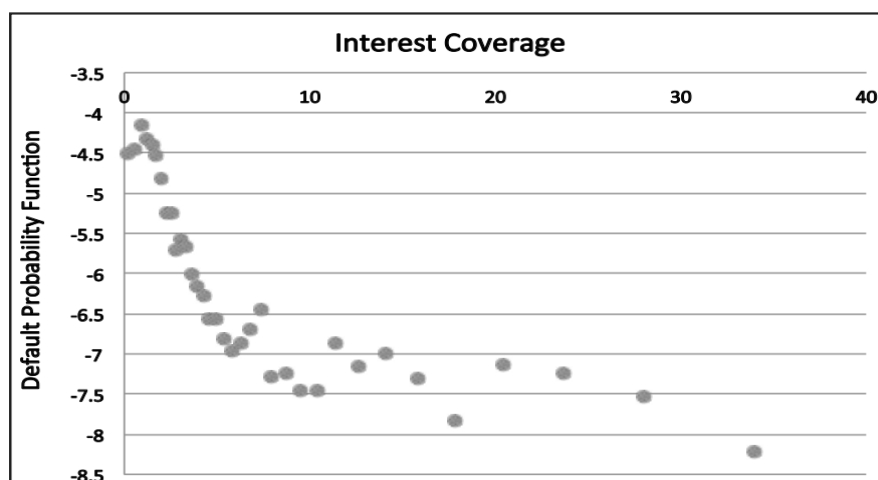
As agências de *rating* evitam alterar frequentemente suas notas, pois como muitos fundos de pensão e fundos de investimento estão sujeitos a restrições para aplicação em títulos de maior risco, a constante alteração dos *ratings* poderia elevar os custos de transação destes fundos. O mesmo pesquisador questiona, entretanto, se não haveria momentos em que o investidor desejaria saber com maior precisão a qualidade do crédito do emissor. Nesse sentido, Cantor (2001) cita o apoio da agência Moody’s ao uso de *ratings* internos pelos bancos 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, modelos teóricos podem auxiliar investidores a obter estimativas da probabilidade de *default* (PD) ou risco de inadimplência. O clássico modelo de Merton (1974) define que caso o valor de mercado dos ativos da empresa seja menor que o valor das dívidas em seu vencimento, então ocorrerá o *default*, com os sócios desistindo de manter o negócio e os credores assumindo o controle da empresa. Assim, a diferença entre o valor dos ativos e o valor das dívidas corresponderia ao *distance-to-default* (DD), enquanto a probabilidade de *default* (PD) corresponderia à probabilidade de o valor dos ativos ficar abaixo daquele das dívidas (Duffie; Singleton, 2003).

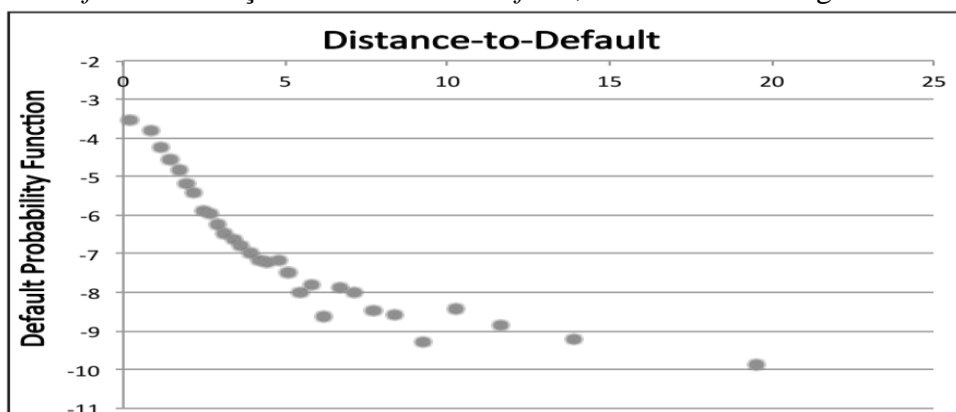
O modelo desenvolvido pela Bloomberg (2015), que teve por base o modelo de Merton, associou dados contábeis à saúde financeira das empresas, com o objetivo de melhorar sua capacidade de previsão. Para empresas não-financeiras, o modelo da Bloomberg incorpora o índice de cobertura de juros (Fluxo de Caixa 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. 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: Bloomberg (2015)

Em seu modelo proprietário, a Bloomberg realiza a transformação não-linear da probabilidade de *default* em função do *distance-to-default*, como mostra a Figura 4.



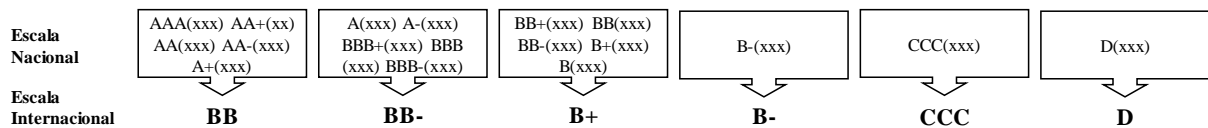
**Figura 4.** Relação entre *Distance-to-Default* e Função de Probabilidade de *Default*  
 Fonte: Bloomberg (2015)

Castañeda et al. (2017) utilizaram 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.

O presente estudo testará se ocorre resultado similar para a relação positiva entre as variáveis risco de inadimplência ( $PD_{it}$ ) e prêmio de risco ( $SPREAD_{it}$ ) no Brasil.

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

Uma mesma agência pode trabalhar com escalas de rating diferenciadas por mercado, segregando a escala nacional da internacional. O 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, e a escala é mapeada a partir de uma nota global soberana (ponto de ancoragem), como na Figura 5 (FITCHRATINGS, 2013). Alterações nesse ponto de ancoragem podem desencadear a recalibragem da escala nacional e provocar alterações nas notas de crédito, não necessariamente associadas à majoração de risco do emissor. Trata-se de um efeito comum quando ocorre rebaixamento ou elevação da nota de risco soberano.



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

Fonte: Adaptado de FitchRatings (2013)

Nossa análise dos *ratings* de crédito em escala nacional no Brasil demanda o estabelecimento de parâmetros comparáveis com a escala internacional, através do mapeamento divulgado pelas agências. Essa tabela de referência cruzada está regulamentada pela Instrução Normativa CVM 521/2012, tornando possível aplicar a transformação linear para conversão do formato ordinal para o numérico, a partir da escala global, como fizeram Tsuji (2005), Sheng e Saito (2008), Chen et al. (2007), Covitz e Downing (2007) e Paiva (2011). Com a escala global transformada, realizamos a conversão numérica da escala nacional. Essa padronização permite a comparabilidade entre títulos de dívida corporativa emitidos no mercado externo e no mercado nacional.

No que se refere ao comportamento do mercado, espera-se uma correlação positiva e crescente entre as notas de crédito atribuídas pelas agências ( $RTG_{it}$ ) e o prêmio de risco dos títulos ( $SPREAD_{it}$ ), indicando que quanto pior a qualidade do crédito, maior seria o prêmio

exigido pelo investidor. Da mesma forma, também é esperado que a diferença de *ratings* entre as agências ( $RDIFF_{it}$ ) apresente correlação positiva e crescente com o prêmio de risco, indicando que incertezas sobre a real qualidade de crédito dos emissores seriam precificadas pelo mercado (ELTON *et al.*, 2004; GABBI; SIRONI, 2005; PAIVA, 2011; ROKKANEN, 2009).

### 2.3 Risco de liquidez

Amihud e Mendelson (1986) pesquisaram o efeito da liquidez no apreçamento de ativos, evidenciando a relação positiva e crescente entre o retorno esperado e iliquidez. Para aqueles autores, o investidor pondera, no momento que decide negociar um ativo, entre aguardar o melhor preço ou executar a transação imediatamente. Para que ocorra a transação imediata, duas forças de mercado precisam encontrar um equilíbrio, sendo que na oferta (*ask*) está implícito um prêmio para realização imediata da venda, enquanto na demanda (*bid*) ocorre uma concessão para fechamento imediato da compra. Quanto maior a distância entre essas duas forças, conhecida como *bid-ask spread*, maior a iliquidez de um ativo.

No Brasil, Sheng e Saito (2008) testaram variáveis para explicar a liquidez de debêntures no mercado nacional, encontrando evidências da influência do tamanho da emissão sobre a liquidez dos títulos. Gonçalves e Sheng (2010) pesquisaram o papel da liquidez no mercado secundário brasileiro de títulos de dívida corporativa por meio de duas medidas indiretas (volume de emissão e idade da emissão) e duas diretas (quantidade de transações e *bid-ask spread*) e encontrando que quanto maior a iliquidez do ativo, maior o prêmio de risco exigido pelos investidores.

Considerando as diversas *proxies* de liquidez observadas, Schestag et al (2016) compararam as medidas mais empregadas até aquele momento, indicando em quais situações a aplicação de cada uma delas seria a mais adequada, tendo recomendado o *bid-ask spread*, medido pelo *quoted spread* ( $QSPREAD_{it}$ ), como *proxy* mais adequada para liquidez de títulos de dívida corporativa, pois possibilita a comparabilidade entre ativos de diversos preços:

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

## 2.4 Regime tributário

A literatura especializada tem utilizado diversas *proxies* para estudar a complexa influência do regime tributário no prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa, tendo em vista os diferentes regimes de tributação no mercado internacional (LIU *et al.*, 2007).

No Brasil, o regime tributário não tem sido usualmente abordado nos estudos sobre o prêmio de risco dos títulos de dívida corporativa. Para Paiva (2011) essa ausência se deve à existência de uma única alíquota tanto para investimentos em renda variável quanto para a renda fixa de prazo superior a dois anos, não sendo, portanto, um fator relevante. Contudo, segundo a IN 1585/2015 da RFB, os cupons também são submetidos à incidência do imposto de renda, a partir da data de aquisição do título, conforme tabela regressiva. Já para as debêntures de infraestrutura, os rendimentos auferidos por pessoa física são isentos de IR, enquanto a pessoa jurídica está sujeita à alíquota de 15%.

Neste trabalho, testaremos a relação da variável  $COUPON_{it}$  com o prêmio de risco dos títulos, observando o necessário controle para as debêntures de infraestrutura.

## 2.5 Inclinação da curva de juros

Davies (2008) analisou o comportamento da curva de juros dos títulos do Tesouro dos EUA, testando a hipótese de que uma menor inclinação da curva indicaria enfraquecimento da atividade econômica e conseqüente elevação do risco de calote, o que influenciaria os *spreads* de crédito.

Para medir os efeitos macroeconômicos da inclinação da curva de juros, 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 foi adotada por Chen *et al.* (2007) e Azad *et al.* (2018). Davies (2008) utilizou a diferença entre a taxa de 20 anos e a de 3 meses, enquanto Rokkanen (2009) utilizou a diferença entre a taxa de 10 anos e a de 3 meses.

No Brasil, Paiva e Savoia (2009) utilizaram a diferença entre as taxas de 1 ano e de 1 mês do Swap Pré x DI, esta última sendo utilizada como taxa livre de risco. 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) utilizou a diferença entre as taxas de 3 anos e 1 mês do Swap Pré x DI. No presente trabalho, adotamos critério similar, calculando a inclinação da curva ( $SLOPE_{it}$ ) na forma:

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

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Amostra

Para testar a relação entre *ratings* que capturam o componente de curto prazo do risco de crédito e os prêmios de risco no mercado secundário de títulos de dívida corporativa emitidos por companhias brasileiras, primeiramente identificamos aquelas com dados de probabilidade de *default* ( $PD_{it}$ ) disponíveis na base de dados do sistema de avaliação de risco de crédito da Bloomberg. Esse serviço teve início em 2015 no Brasil, de forma que foram extraídos dados diários de  $PD_{it}$  desde o primeiro trimestre de 2015 até a última data disponível (coleta realizada no primeiro trimestre de 2019), resultando numa amostra de 45 empresas emissoras de títulos de dívida negociados no mercado secundário, as quais realizaram 125 emissões de títulos no mercado internacional e 55 no mercado nacional, totalizando 180 emissões de dívida corporativa sem vínculo de garantias, carregando, portanto, o risco direto das emissoras.

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, 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 agrupada em 19 trimestres. Foram também 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 ( $SLOPE_{it}$ ), utilizamos dados da B3 (<https://www2.bmf.com.br/pages/portal/bmfbovespa/boletim1/TxRef1.asp>, acessado em 26/04/2020). 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 de análise

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, utilizamos um modelo de regressão com dados em painel. Inicialmente utilizamos regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com dados empilhados. Na sequência, procuramos verificar se esse método MQO para dados empilhados seria o mais adequado ou se as estimações por efeitos fixos ou aleatórios deveriam ser consideradas. O método de regressão por MQO com estimador de efeitos fixos permite controlar para todas as características não observáveis e invariantes no tempo, eventualmente produzindo estimativas mais consistentes dos coeficientes angulares em comparação ao MQO empilhado. Já o estimador com efeitos aleatórios 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. Aplicamos então o teste de Hausman para avaliar a modelagem mais adequada. Para todos os modelos testados, utilizamos erros-padrão robustos corrigidos para heterocedasticidade de White e variáveis de controle por período.

### 3.3 Descrição das variáveis

A Tabela 1 apresenta as variáveis utilizadas no modelo, com sua descrição, literatura de embasamento e resultado esperado do sinal da variável.

**Tabela 1**  
Variáveis utilizadas no modelo e respectiva literatura

Fatores	Variáveis	Descrição	Embasamento	Sinal Esperado
Prêmio de Risco	$SPREAD_{it}$	Equação 2.1	Gabbi e Sironi (2005); Covitz et al. (2007); Rokkanen et al. (2009); Azad et al. (2018)	<i>Variável Dependente</i>
Risco de Crédito	$PD_{it}$	Risco de inadimplência. Conversão para valor numérico	Covitz e Downing (2007); Huang e Huang (2012); Castañeda et al. (2017)	Quanto maior o risco de inadimplência, maior o prêmio exigido

Risco de Crédito	$RTG_{it}$	Média do valor numérico das emissões	Chen et al. (2007); Covitz e Downing (2007); Paiva (2011); Giacomoni e Sheng (2013)	Quanto pior a qualidade do crédito, maior o prêmio exigido pelo investidor
Risco de Crédito	$RDIFF_{it}$	Diferença entre as classificações de <i>ratings</i> atribuídos pelas agências	Elton et al. (2004); Gabbi e Sironi (2005); Rokkanen (2009) Paiva (2011)	Quanto maior a incerteza sobre a qualidade de crédito dos emissores, maior o prêmio de risco.
Risco de Liquidez	$QSPREAD_{it}$	Equação 2.4	Gonçalves e Sheng (2010); Giacomoni e Sheng (2013); Schestag et al. (2016)	Quanto maior a iliquidez do título, maior o prêmio de risco
Risco de Liquidez	$MATUR_{it}$	Maturidade – prazo em anos até o vencimento em cada período $t$	Chen et al. (2007); Covitz e Downing (2007); Rokkanen (2009); Paiva (2011)	Títulos de menor maturidade têm maior liquidez, portanto, quanto maior a maturidade, maior o prêmio de risco
Regime tributário	$COUPON_{it}$	Valor do cupom dos títulos, em %	Gabbi e Sironi (2005) Chen et al. (2007)	Cupons mais baixos favorecem a postergação da tributação, portanto, quanto maior o valor do cupom, maior o prêmio de risco
Regime tributário	$INFR_{it}$	Controle para debêntures de infraestrutura, devido ao incentivo tributário	Nihil	Correlação negativa
Fator Macroeconômico	$SLOPE_{it}$	Equação 2.5	Chen et al. (2007); Azad et al. (2018); Davies (2008); Rokkanen (2009); Giacomoni e Sheng (2013); Paiva (2011)	Quanto menor, maior a inclinação da curva.
Controle	$NAC_{it}$	Controle para emissões no mercado nacional		
Controle	$SETOR_{it}$	Controle para tipo de macrossetor		

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Estatísticas descritivas

**Tabela 2**

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%

Fonte: dados de pesquisa

A classificação por macrosetores segue o padrão da Bloomberg. O macrosetor de Consumo Não-Cíclico abrange companhias de alimentos, cosméticos e transportes e serviços. O macrosetor Serviços de Utilidade Pública 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 abrange a cadeia de óleo e gás. O de Materiais Básicos é composto de mineração, siderurgia e metalurgia, químico e de papel e celulose. A concentração nesses 4 macrosetores (80,7% da amostra) indica uma possível propensão dos investidores do mercado secundário a preferir setores com maior previsibilidade de receitas.

**Tabela 3**

Quantidade de alterações nos *ratings* por emissão

Mercado Nacional	$PD_{it}$	Moody's	Fitch	S&P
<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
Mercado Internacional	$PD_{it}$	Moody's	Fitch	S&P
<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

Fonte: dados de pesquisa

A Tabela 3 mostra que as notas representadas pela variável  $PD_{it}$  (modelo proprietário da Bloomberg) são alteradas com frequência muito superior ao das agências de *ratings*. Esses resultados mostram a  $PD_{it}$  tende a capturar os fatores de curto prazo do risco de crédito,



confirmando Altman e Rijken (2006), que apontaram maior peso dessa componente temporário de curto prazo em métodos que não aplicam o filtro utilizado pela metodologia *through-the-cycle* das agências de *ratings*.

**Tabela 4**

Estatísticas descritivas das *proxies* para risco de crédito

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

Fonte: dados de pesquisa

As estatísticas descritivas para as *proxies* de risco de crédito mostram que os *ratings* atribuídos pelas agências estão concentrados na faixa 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. A valor máximo observado no mercado nacional esteve associado às notas da JSL e da Mills Estruturas e Serviços de Engenharia, ambas com elevada alavancagem financeira. No mercado internacional, o valor máximo foi da operadora de telefonia Oi, que formalizou pedido de recuperação judicial. Em todos esses casos, a majoração do risco de crédito está associada à redução da capacidade de honrar dívidas.

**Tabela 5**

Estatísticas descritivas da variável  $SPREAD_{it}$

	Consolidado	Mercado Internacional	Mercado Nacional
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
Observações	1922	1304	618
Emissões	180	125	55

Fonte: dados de pesquisa

O *spread* de crédito médio da amostra foi de 290 basis points. Observa-se que, em média, o *spread* é maior nas emissões no mercado internacional (390 *bp*) que no nacional (75 *bp*). O valor máximo observado no mercado internacional (19.794 *bp*) se refere às emissões da Oi S.A., enquanto no mercado nacional o valor máximo (1.382 *bp*) se refere às emissões da Mills Estruturas e Serviços de Engenharia, com os investidores exigindo maior prêmio para risco de crédito mais elevado.

**Tabela 6**

Estatísticas descritivas da variável  $QSPREAD_{it}$

	Consolidado	Mercado Internacional	Mercado Nacional
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
Observações	1922	1304	618
Emissões	180	125	55

Fonte: dados de pesquisa

A *proxy* de liquidez  $QSPREAD_{it}$  apontou maior iliquidez no mercado nacional em comparação ao internacional. O valor máximo observado para o mercado nacional está associado à emissão da CCR S.A., enquanto no mercado internacional foi da emissão da Oi S.A.

**Tabela 7**

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
Observações	1922	1922	1922	1922

Fonte: dados de pesquisa

O valor máximo da variável  $MATUR_{it}$  está associado às emissões da Petrobras, que vencem no ano 2115. A variável  $SLOPE_{it}$  mostra que houve achatamento da curva Swap Pré x DI, indicando que, em média, o período foi de enfraquecimento da atividade econômica no País. Em relação à variável  $RDIFF_{it}$ , o valor médio aponta diferenças entre *ratings* em quase 67% das observações.

Calculamos também a matriz de correlação, que evidenciou baixa correlação entre as variáveis, exceto entre as variáveis de controle para emissões nacionais e debêntures de infraestrutura, que apresentaram correlação de 0,7. 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 das regressões

Inicialmente comparamos modelos com duas diferentes *proxies* (PD e RTG) para risco de crédito que possuem abordagens distintas e também fizemos modelos controlando separadamente as variáveis INFR e NAC, devido à correlação elevada entre elas, o que resultou em quatro modelos conforme as equações:

$$1) \quad SPREAD_{it} = \beta_0 + \beta_1 PD_{it} + \beta_2 RDIFF_{it} + \beta_3 QSPREAD_{it} + \beta_4 MATUR_{it} + \beta_5 COUPON_{it} + \beta_6 SLOPE_{it} + \beta_7 NAC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

$$2) \quad \begin{aligned} & SPREAD_{it} = \beta_0 + \\ & \beta_1 PD_{it} + \beta_2 RDIFF_{it} + \beta_3 QSPREAD_{it} + \beta_4 MATUR_{it} + \beta_5 COUPON_{it} + \beta_6 INFR_{it} + \\ & \beta_7 SLOPE_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.2)$$

$$3) \quad \begin{aligned} & SPREAD_{it} = \beta_0 + \\ & \beta_1 RTG_{it} + \beta_2 RDIFF_{it} + \beta_3 QSPREAD_{it} + \beta_4 MATUR_{it} + \beta_5 COUPON_{it} + \beta_6 SLOPE_{it} + \\ & \beta_7 NAC_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.3)$$

$$4) \quad \begin{aligned} & SPREAD_{it} = \beta_0 + \\ & \beta_1 RTG_{it} + \beta_2 RDIFF_{it} + \beta_3 QSPREAD_{it} + \beta_4 MATUR_{it} + \beta_5 COUPON_{it} + \beta_6 INFR_{it} + \\ & \beta_7 SLOPE_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.4)$$

Na sequência, a variável PD também foi testada em seu formato original (percentual, 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.

$$5) \quad \begin{aligned} & SPREAD_{it} = \beta_0 + \\ & \beta_1 PD_{it} + \beta_2 RTG_{it} + \beta_3 RDIFF_{it} + \beta_4 QSPREAD_{it} + \beta_5 MATUR_{it} + \beta_6 COUPON_{it} + \\ & \beta_7 SLOPE_{it} + \beta_8 NAC_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.5)$$

$$6) \quad \begin{aligned} & SPREAD_{it} = \beta_0 + \\ & \beta_1 PD0_{it} + \beta_2 RTG_{it} + \beta_3 RDIFF_{it} + \beta_4 QSPREAD_{it} + \beta_5 MATUR_{it} + \beta_6 COUPON_{it} + \\ & \beta_7 INFR_{it} + \beta_8 SLOPE_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.6)$$

$$7) \quad \begin{aligned} & SPREAD_{it} = \beta_0 + \\ & \beta_1 PD0_{it} + \beta_2 RTG_{it} + \beta_3 RDIFF_{it} + \beta_4 QSPREAD_{it} + \beta_5 MATUR_{it} + \beta_6 COUPON_{it} + \\ & \beta_7 SLOPE_{it} + \beta_8 NAC_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.7)$$

$$8) \quad \begin{aligned} & SPREAD_{it} = \beta_0 + \\ & \beta_1 PD0_{it} + \beta_2 RTG_{it} + \beta_3 RDIFF_{it} + \beta_4 QSPREAD_{it} + \beta_5 MATUR_{it} + \beta_6 COUPON_{it} + \\ & \beta_7 INFR_{it} + \beta_8 SLOPE_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.8)$$

**Tabela 8**

 Regressões para a variável dependente *SPREAD*

Todos os modelos foram testados com erros-padrão robustos corrigidos para heterocedasticidade de White

Métodos	MQO dados empilhados		Efeitos Fixos dentro do grupo	Efeitos Aleatórios	
	1	2	1; 2	1	2
<b>Modelos</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>1; 2</b>	<b>1</b>	<b>2</b>
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)
RDIFF	-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 estímicamente significantes. (a) controle para setor; (b) controle para período

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

Fonte: dados de pesquisa

**Tabela 9**

Regressões para a variável dependente *SPREAD*

Todos os modelos foram testados com erros-padrão robustos corrigidos para heterocedasticidade de White

Métodos	MQO dados empilhados		Efeitos Fixos dentro do grupo	Efeitos Aleatórios	
	3	4	3; 4	3	4
<b>Modelos</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>3; 4</b>	<b>3</b>	<b>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 esteticamente significantes. (a) controle para setor; (b) controle para período

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

Fonte: dados de pesquisa

Todos os modelos confirmaram a correlação positiva e significativa (a 1%) tanto da variável PD quanto da RTG com o spread. 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, denotando que as alterações mais frequentes na PD captam correções menores no spread. A variável RDIF não apresentou relação significativa com o prêmio de

risco em nenhum dos modelos, indicando que diferenças entre os *ratings* das agências não seriam determinantes na formação do prêmio de risco no mercado secundário.

Das *proxies* para liquidez, somente o QSPREAD apresentou relação significativa com o prêmio de risco em todos os modelos. Cada variação de 100 bps nessa medida corresponde a uma variação entre 130 bps e 168 bps no prêmio de risco. A variável para inclinação da curva de juros (SLOPE) se mostrou 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. Esses resultados, contudo, não foram consistentes quando testada para a variável RTG.

A variável COUPON apresentou relação significativa unicamente quando empregada juntamente com a variável PD e apenas nos modelos com estimador de MQO para dados empilhados, atestando as observações de Gabbi e Sironi (2005) e de Longstaff et al. (2005) sobre os efeitos incertos da tributação. 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 evidenciou 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.

**Tabela 10**

Regressões para a variável dependente *SPREAD*

Todos os modelos foram testados com erros-padrão robustos corrigidos para heterocedasticidade de White

Métodos	Efeitos Fixos dentro do grupo		Efeitos Aleatórios			
	5;6	7;8	5	6	7	8
PD0	-	2,314*** (0,647)	-	-	2,235*** (0,638)	2,256*** (0,642)
PD	0,001*** (0,000)	-	0,001* (0,000)	0,001** (0,000)	-	-
RTG	0,017*** (0,006)	0,015*** (0,005)	0,014*** (0,005)	0,0138*** (0,005)	0,013*** (0,004)	0,012*** (0,004)
RDIFF	-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	1,431*** (0,470)	0,822** (0,328)	1,463*** (0,472)	1,440*** (0,468)	0,876*** (0,335)	0,856** (0,333)
MATUR	0,062	0,068	-0,000*	-0,000	-0,000*	-0,000

	(0,051)	(0,050)	<b>(0,000)</b>	(0,000)	<b>(0,000)</b>	(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)	-
Constante	8,322 (6,762)	9,123 (6,594)	0,175 (0,164)	0,168 (0,159)	<b>0,315*</b> (0,173)	<b>0,303*</b> (0,168)
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 estímicamente significantes. (a) controle para setor; (b) controle para período

**Fonte:** dados de pesquisa

A Tabela 10 apresenta os resultados com as variáveis PD0, PD e RTG testadas conjuntamente. As variáveis mantiveram-se significantes a 1%, com relação positiva com o prêmio de risco. A utilização da variável PD0 melhorou o poder de explicação do modelo, em relação à sua forma anterior na escala transformada. Nesse caso, cada variação de 100 bps dessa medida corresponde a uma variação de 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, o presente trabalho procurou ampliar o escopo, abrangendo o mercado secundário internacional, e, especialmente, estudando o efeito da componente de curto prazo do risco de crédito sobre o spread.

Gabbi e Sironi (*op.cit.*) afirmam que o estudo do mercado primário possibilita a utilização de *ratings* que refletem a avaliação mais atualizada do risco de crédito do emissor. No mercado secundário, entretanto, a dinâmica do risco de crédito é diferente, e a abordagem de longo prazo das agências pode não atender às necessidades de todos os investidores no momento de negociação dos títulos, em função de mudanças abruptas de cenários que



justificariam outra ótica para o perfil de crédito do emissor. Novas metodologias que capturem esse componente de curto prazo podem auxiliar investidores a apreçar mais adequadamente o prêmio de risco.

Embora ambas as abordagens tenham se apresentado estatisticamente significantes, nossos resultados confirmam a relação entre as componentes de curto prazo do risco de crédito e os prêmios de risco no mercado secundário de títulos de dívida corporativa emitidos por companhias brasileiras, evidenciando que há oportunidades para apreçamento adequado das mudanças repentinas de curtíssimo prazo no risco de crédito, mudanças essas que são metodologicamente descartadas pelas agências de *ratings*.

## 5 CONCLUSÃO

Nosso trabalho analisou o mercado de títulos de dívida corporativa emitidos por companhias brasileiras nos mercados nacional e internacional entre 2015 e 2019. O principal objetivo foi verificar se componentes de curto prazo do risco de crédito impactam o 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.

As principais inovações deste estudo em relação a outros anteriores foram 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*. O emprego da análise com dados em painel adicionou outra inovação metodológica relevante, tendo em vista a maior consistência proporcionada pelos estimadores de efeitos fixos e aleatórios quando comparada aos métodos utilizados em estudos anteriores.


Em nossos resultados, a incorporação do componente de curto prazo nos modelos se mostrou associada a alterações mais frequentes nos ratings de cada emissão quando comparados àqueles atribuídas pelas agências de ratings. Ademais, a nova variável que empregamos se mostrou estatisticamente significativa em todos os modelos testados, confirmando o efeito do componente de curto prazo do risco de crédito no mercado secundário. Cabe destacar, ainda, a

melhora do poder de explicação dos modelos quando a variável é testada em conjunto com as notas atribuídas pelas agências de *ratings*.

Como resultado adicional, também constatamos que a medida de *bid-ask spread* é uma variável consistente como *proxy* para liquidez. Por fim, destacamos a necessidade de ampliar os estudos no Brasil sobre o efeito da tributação no prêmio de risco, dada a aparente existência de incentivos tributários a certas classes de investidores e sua complexidade.

## REFERÊNCIAS

- Altman, Edward I; Rijken, Herbert A. (2006) A Point-in-Time Perspective on Through-the-Cycle Ratings. *Financial Analysts Journal*, v. 62, n. 1, p. 54–70.
- Amihud, Yakov; Mendelson, Haim. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, v. 17, n. 2, p. 223–249.
- Azad, A. S.M.Sohel et al. (2018). What determines the Japanese corporate credit spread? A new evidence. *Research in International Business and Finance*, v. 45, p. 349–356, 2018.
- Becker, Bo; Milbourn, Todd. (2011). How did increased competition affect credit ratings? *Journal of Financial Economics*, v. 101, n. 3, p. 493–514.
- BIS. (2019). Basel committee on banking supervision. The Basel Framework. [S.l: s.n.].
- Black, Fischer; Cox, John C. (1976). Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions. *The Journal of Finance*, v. 31, n. 2, p. 351–367.
- Bloomberg. (2015). Bloomberg Credit Risk DRISK <GO> - Framework, Methodology & Usage.. [S.l: s.n.], 2015
- Cantor, Richard. (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*, v. 25, n. 1, p. 171–185.
- Castañeda, Francisco; Caro, Víctor; Contreras, Franco. (2017). Spreads Determinants of Corporate Bonds in State-Owned Companies. The CODELCO Case. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, v. 12, n. 4, p. 431–446.
- Chen, Long; Lesmond, David A.; Wei, Jason. (2007). Corporate yield spreads and bond liquidity. *Journal of Finance*, v. 62, n. 1, p. 119–149.
- Christensen, Jens. (2008). The corporate bond credit spread puzzle. *FRBSF Economic Letter*, n. mar14, p. 10.
- Comissão de Valores Mobiliários. (2012). Instrução Normativa nº 521. [S.l: s.n.]. Disponível em: <<http://www.cvm.gov.br/legislacao/instrucoes/inst521.html>>.
- Covitz, Dan; Downing, Chris. (2007). Liquidity or credit risk? the determinants of very short-term corporate yield spreads. *Journal of Finance*, v. 62, n. 5, p. 2303–2328.
- Davies, Andrew. (2008). Credit spread determinants: An 85 year perspective. *Journal of Financial Markets*, v. 11, n. 2, p. 180–197.
- Driessen, Joost. (2005). Is default event risk priced in corporate bonds? *Review of Financial Studies*, v. 18, n. 1, p. 165–195.
- Duffie, Darrell; Singleton, Kenneth J. (2003). *Credit Risk: Pricing, Measurement, and Management* (Princeton Series in Finance). [S.l.]: Princeton University Press.

- Duffie, Darrell; Singleton, Kenneth J. (1999). Modeling term structures of defaultable bonds. *Review of Financial Studies*, v. 12, n. 4, p. 687–720
- Elton, Edwin J. et al. (2004). Factors affecting the valuation of corporate bonds. *Journal of Banking and Finance*, v. 28, n. 11, p. 2747–2767.
- Fisher, Lawrence. (1959). Determinants of Risk Premiums on Corporate Bonds. *Journal of Political Economy*, v. 67.
- Fitchratings. (2013). Metodologia de Ratings em Escala Nacional. [S.l.: s.n.].
- Gabbi, Giampaolo; Sironi, Andrea. (2005). Which factors affect corporate bonds pricing? Empirical evidence from eurobonds primary market spreads. *European Journal of Finance*, v. 11, n. 1, p. 59–74.
- Giacomoni, Bruno Hofheinz; Sheng, Hsia Hua. (2013). O impacto da liquidez nos retornos esperados das debêntures brasileiras. *Revista de Administração*, v. 48, n. 1, p. 80–97,
- Gonçalves, Paulo Eduardo; Sheng, Hsia Hua. (2010). O apreçamento do spread de liquidez no mercado secundário de debêntures. *Revista de Administração*, v. 45, n. 1, p. 30–42,
- Hu, Xiaolu; Pan, Zheyao. (2018). Shopping the Rating: Evidence from Chinese Corporate Bond Market. 31st Australasian Finance and Banking Conference 2018. [S.l.: s.n.].
- Huang, Jing Zhi; Huang, Ming. (2012). How much of the corporate-treasury yield spread is due to credit risk? *Review of Asset Pricing Studies*, v. 2, n. 2, p. 153–202.
- Liu, Sheen et al. (2007). How much of the corporate bond spread is due to personal taxes? *Journal of Financial Economics*, v. 85, n. 3, p. 599–636.
- Liu, Sheen et al. (2009). The determinants of corporate bond yields. *Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 49, n. 1, p. 85–109.
- Longstaff, Francis A.; Mithal, Sanjay; Neis, Eric. (2005). Corporate yield spreads: Default risk or liquidity? New evidence from the credit default swap market. *Journal of Finance*, v. 60, n. 5, p. 2213–2253.
- Merton, Robert C. (1974). On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *The Journal of Finance*. [S.l.: s.n.].
- Moody's. Rating Action: (2020). Moody's assigns Ba2 rating to Petrobras Global Finance's proposed notes. Disponível em: <[https://www.moody.com/research/Moodys-assigns-Ba2-rating-to-Petrobras-Global-Finances-proposed-notes--PR\\_425334?cy=bra&lang=pt](https://www.moody.com/research/Moodys-assigns-Ba2-rating-to-Petrobras-Global-Finances-proposed-notes--PR_425334?cy=bra&lang=pt)>. Acesso em: 11 jun. 2020.
- Paiva, Eduardo Vieira dos Santos. (2011). Formação de preço de debêntures no Brasil. Universidade de São Paulo Sistema Integrado de Bibliotecas - {SIBiUSP}, 2011. Disponível em: <<https://doi.org/10.11606/t.12.2011.tde-04072011-162450>>.
- Paiva, Eduardo Vieira dos Santos; Savoia, José Roberto Ferreira. (2009). Pricing corporate bonds in Brazil: 2000 to 2004. *Journal of Business Research*, v. 62, n. 9, p. 916–919,
- Rokkanen, Nikolas. (2009). Lemmings in the bond market? An empirical analysis of the term structure of credit spreads. *Financial Markets and Portfolio Management*, v. 23, n. 1, p. 31–57.
- Schestag, Raphael; Schuster, Philipp; Uhrig-Homburg, Marliese. (2016). Measuring Liquidity in Bond Markets. *Review of Financial Studies*, v. 29, n. 5, p. 1170–1219.
- Sheng, Hsia Hua; Saito, Richard. (2008). Liquidez das debêntures no mercado brasileiro. *Revista de Administração - RAUSP*, v. 43, n. 2, p. 176–185.
- S&P. Petrobras' "BB-" Ratings Affirmed Despite Weaker Cash Flows Amid Oil Prices And Demand Contraction, Outlook Stable. Disponível em:
-  **Journal of Management & Technology**, Vol. 23, n. 1, p. 29-56, jan./mar. 2023

- <[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)>. Acesso em: 11 jun. 2020.
- Tsuji, Chikashi. (2005). The credit-spread puzzle. *Journal of International Money and Finance*, v. 24, n. 7, p. 1073–1089.
- Tudela, Merxe; Young, Garry. (2003). A Merton-Model Approach to Assessing the Default Risk of UK Public Companies. *Bank of England Working Paper*, 194. [S.l.: s.n.].
- White, Lawrence J. (2010). Markets: The Credit Rating Agencies. *Journal of Economic Perspectives*, v. 24, n. 2, p. 211–226, 26 maio.
- Yu, Fan. (2005). Accounting transparency and the term structure of credit spreads. *Journal of Financial Economics*, v. 75, n. 1, p. 53–84.