

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

RAFAEL PACHECO GOMES

**A RELAÇÃO ENTRE O SPREAD DE CRÉDITO E O RATING DE BONDS DE
EMPRESAS BRASILEIRAS**

Rio de Janeiro

2019

RAFAEL PACHECO GOMES

**A RELAÇÃO ENTRE O SPREAD DE CRÉDITO E O RATING DE BONDS DE
EMPRESAS BRASILEIRAS**

Dissertação apresentada ao Mestrado Profissional em
Finanças e Economia Empresarial da Fundação Getulio
Vargas como pré-requisito para obtenção do título de Mestre
em Finanças e Economia Empresarial.

Área de concentração: Finanças

Orientador: Tiago Carvalho Machado de Souza

Rio de Janeiro

2019

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
Ficha catalográfica elaborada pelo Sistema de Bibliotecas/FGV

Gomes, Rafael Pacheco

A relação entre o spread de crédito e o rating de bonds de empresas /
Rafael Pacheco Gomes. – 2019.
37 f.

Dissertação (mestrado) - Fundação Getulio Vargas, Escola de Pós-Graduação
em Economia.

Orientador: Tiago Souza.

Inclui bibliografia.

1. Empresas – Brasil – Dívidas. 2. Taxas de juros. 2. Crédito bancário. 3.
Análise de crédito. 4. Risco (Economia). I. Souza, Tiago Carvalho Machado
de. II. Fundação Getulio Vargas. Escola de Pós-Graduação em Economia.
III. Título.

CDD – 332.6323

Elaborada por Márcia Nunes Bacha – CRB-7/4403

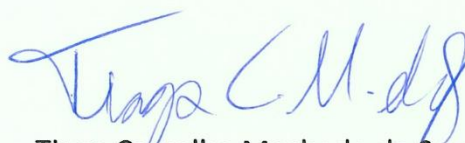
RAFAEL PACHECO GOMES

**“A RELAÇÃO ENTRE O SPREAD DE CRÉDITO E O RATING DE BONDS DE EMPRESAS
BRASILEIRAS”.**

Dissertação apresentado(a) ao Curso de Mestrado Profissional em Economia
Empresarial e Finanças do(a) Escola de Pós-Graduação em Economia para obtenção do
grau de Mestre(a) em Economia Empresarial e Finanças.

Data da defesa: 04/04/2019

ASSINATURA DOS MEMBROS DA BANCA EXAMINADORA



Tiago Carvalho Machado de Souza
Orientador(a)



Caio Augusto Colnago Teles



Gabriel Chequer Hartung

RESUMO

Este estudo busca investigar os efeitos das avaliações de qualidade de crédito da dívida corporativa brasileira promovidas pelas três principais agências de *rating* – Standard & Poor's, Moody's e Fitch – no *spread* de crédito das emissões entre 2012 e 2018. Buscou-se observar o impacto nos *spreads* em uma janela de 90 dias úteis antes e depois do evento de *rating*, atentando para que momentos se observa variação relevante e com que magnitude, inferindo, portanto, a eficiência informacional dessas avaliações. Tais inferências são importantes visto que as empresas brasileiras passaram a acessar o mercado internacional de dívida corporativa há pouco tempo, se comparadas às empresas dos países desenvolvidos, sendo, portanto, relevante a contribuição para literatura acerca do tema no caso do Brasil. Foram utilizadas análises econométricas de quebra de nível dos *spreads* em intervalos de tempo pré-definidos em torno do evento, controlando por efeitos de custo de financiamento global, através da curva soberana dos títulos norte-americanos, da percepção de risco soberano brasileiro, através do risco-país, e do VIX, índice de volatilidade do mercado norte-americano. As evidências encontradas indicam impactos significativos das mudanças de *rating* nos *spreads* idiossincráticos das emissões, com reduções para *upgrades* e aumentos para *downgrades*, com algumas diferenças em relação à literatura sobre o tema. Ademais, observamos que o efeito no *spread* total para *upgrades* vem majoritariamente da redução do *spread* idiossincrático, enquanto os aumentos nos *downgrades* vêm principalmente de pioras sistêmicas. Estes efeitos variam quando analisada cada agência separadamente, sendo Moody's e S&P com efeitos similares e Fitch sem impacto estatisticamente significativo.

Palavras-chave: *spread* de crédito, *rating*, S&P, Moody's, Fitch, *downgrade*, *upgrade*, empresas brasileiras, dívida corporativa, estudo de evento.

ABSTRACT

The study conducted in this paper investigates the effects on the credit spread of Brazilian corporate debt of credit rating changes by the three main agencies – Standard & Poor's, Moody's and Fitch – between 2012 and 2018. The impact on credit spreads was observed in a time window of 90 days before and after the rating event, focusing on which moments relevant variation occurred and with which magnitude, thus investigating informational efficiency of the ratings. Such inferences are important considering Brazilian companies accessed international corporate debt markets relatively recently in comparison to companies on developed markets, therefore turning relevant the contribution to the literature on this area for the Brazilian case. Econometric analysis on level breaking of the spreads in predefined time intervals was performed around the event, controlling for effects of global financing costs through the sovereign yield curve of the US, by the risk perception on Brazilian sovereign debt through country risk spread and by the VIX, index that measures volatility in the US stock market. Evidence indicates significant impact of rating changes on spreads with reductions on upgrades and rises on downgrades, which differs in some points with the literature on the theme. Furthermore, the reductions on total spread derives mainly from idiosyncratic effects on the company, while rises on downgrades come mostly from systemic effects. These effects depend on which agency is being analyzed, with Moody's and S&P being the most relevant and Fitch with no or dubious significant impact.

Keywords: credit spread, rating, S&P, Moody's, Fitch, downgrade, upgrade, Brazilian companies, corporate debt, event study.

SUMÁRIO

1	Introdução.....	8
2	Literatura.....	11
3	Dados	13
4	Estimação	19
4.1	Metodologia	19
4.2	Resultados.....	20
5	Conclusão.....	35
	Referências.....	37

1 Introdução

Nessa seção, detalha-se melhor as hipóteses e informações que permeiam a questão que iremos debater e quais as características que serão levadas em conta.

Um dos principais indicadores de qualidade de crédito são as notas atribuídas pelas agências de rating às emissões de dívida corporativa das empresas. Agências como Standard & Poors (S&P), Moody's e Fitch têm como objetivo avaliar de forma independente a capacidade de empresas, governos e outras entidades de repagar as suas dívidas emitidas e a probabilidade de *default*, reduzindo, assim, assimetrias de informação. Normalmente, uma emissão no mercado internacional recebe uma nota que, usando o exemplo da S&P, varia de AAA, melhor nota, e segue diminuindo passando por AA, A, BBB (até aqui considera-se que um bond tem grau de investimento), BB, B e CCC. Além disso, se dividem em subcategorias com + (mais), neutro ou – (menos). Esses ratings são usados como parâmetro por diversos tipos de investidores em todo mundo para balizar políticas de investimento e precificar risco de crédito.

Dessa forma, é de se esperar que um evento de mudança de nota por uma dessas agências carregue informação suficiente para afetar os *yields* dos *bonds* e os preços das ações das empresas. A hipótese é de que um *downgrade*, evento negativo de *rating*, indicaria uma perda na qualidade de crédito da empresa que emitiu aquele *bond*, portanto os investidores demandariam maior remuneração pelo crédito como compensação pelo risco. Por outro lado, o *upgrade* indicaria uma melhora na qualidade, reduzindo o *spread*.

A literatura existente mostra que eventos negativos de *rating* afetam negativamente o preço dos *bonds* (Steiner e Heinke, 2001) e positivamente os *spreads* dos *Credit Default Swaps*¹ (Hull et al., 2004), enquanto *upgrades* não afetam significativamente as variáveis.

¹ *Credit Default Swaps*, ou CDS, são derivativos em que o comprador paga um prêmio para o vendedor em troca na garantia do fluxo do *bond* adjacente em caso de *default*. O *spread* do

Além disso, um dos indicadores de percepção de aumento de risco de crédito das empresas que emitem dívida em dólares americanos é o aumento do *spread* de crédito em relação aos títulos de dívida do governo americano, as *Treasuries*. De certa forma, os *spreads* são o preço do risco observado pelos investidores para ter aquela empresa como contraparte. Os *yields* dos *bonds* corporativos podem variar com variações de liquidez promovidas por política monetária dos Estados Unidos, mas os *spreads* estão intrinsecamente ligados à percepção de risco daquele ativo.

Para analisar esse efeito, para cada evento de *upgrade* ou *downgrade*, observamos a série de *spreads* nos 181 dias em torno do dia evento (inclusive), ou seja, de 90 dias antes a 90 dias depois. A hipótese é de que se esses eventos carregam informação nova, *downgrades* (*upgrades*) levariam a aumentos (reduções) nos *spreads* de crédito das empresas apenas do dia 0 em diante. Uma segunda hipótese é de que esses eventos não carregam informação nova e a melhora ou piora na qualidade do ativo já é observada pelo mercado, o que faria com que o impacto nos *spreads* fosse percebido antes do dia 0. A terceira alternativa é de que os ratings não trazem informação relevante e, portanto, não afetam os *spreads*.

Analisamos, então, separadamente para eventos de *downgrade* e *upgrade*, em que momento do tempo e com que magnitude há quebra de nível dos *spreads* nos dias em torno do evento, tentando entender se o movimento é antecipado pelo mercado ou se os *ratings* impactam significativamente esses preços à posteriori.

Observou-se impactos relevantes tanto para *upgrades* quanto para *downgrades*. O impacto dos eventos negativos de *rating* inicia-se 60 dias antes do evento e segue até o próprio dia do evento, e é seguido por uma correção de menor valor absoluto em janelas posteriores, considerando as três agências. Separadamente, apenas Moody's e S&P são capazes de influenciar de forma significativa os *spreads*, enquanto Fitch não apresenta efeitos relevantes. Já os eventos positivos de *rating* das três agências são antecipados em 60 dias, e perduram

CDS é o valor, em *basis points*, desse prêmio, e pode ser interpretado como uma medida de risco de *default* para a empresa.

até depois do evento. Isso vale tanto para Moody's quanto S&P, porém com efeito menos significativo para Fitch.

Por fim, as empresas brasileiras passaram a acessar o mercado internacional de crédito há relativamente pouco tempo, se comparado com as empresas dos países desenvolvidos. Isso está associado justamente à obtenção do grau de investimento pelas agências de *rating*, diminuindo o custo de financiamento das empresas no mercado internacional. Assim, analisar o caso brasileiro ajuda a fomentar a literatura de uma conjuntura razoavelmente recente.

2 Literatura

A literatura que envolve a temática de como *ratings* de crédito afetam variáveis de mercado analisa os efeitos de *downgrades* e *upgrades* em diversos parâmetros relativos às empresas, antes, durante e depois dos eventos, aplicando a metodologia tradicional de Estudo de Evento. As variáveis de mercado observadas podem ser preços das ações, dos *bonds* ou mesmo *spreads* do CDS das empresas em questão.

A literatura se mostrou razoavelmente farta no período anterior à crise financeira de 2008. No entanto, não foi possível localizar estudos similares no período posterior. Uma hipótese é de que o tema tenha perdido interesse com a queda da credibilidade das agências de *rating* na crise, em que ativos considerados AAA, maior nota de qualidade, deram *default*.

Resultados interessantes são encontrados em Hull et al (2004), em que se relaciona os *spreads* dos CDS das empresas aos eventos de *rating* de Moody's. Os autores justificam que poderiam ser adicionados, de forma consolidada, eventos de S&P e Fitch, o que levaria a maior quantidade de dados, porém poderia levar a dupla contagem de eventos. Nesse estudo, foi possível observar aumento dos *spreads* iniciando até 90 dias antes do evento, com maior impacto no intervalo de 30 a 1 dias antes do evento. Não é observada reação nos *spreads* no dia ou após o evento e em nenhuma janela de tempo para *upgrades*.

Outro estudo comparável interessante, Norden e Weber (2004), faz a análise também usando CDS, mas o ineditismo está no fato de que o estudo é feito para as três agências separadamente. É possível observar efeitos no *spread* para *downgrades* iniciando 90 dias antes do evento e no próprio dia do evento para Moody's e S&P, mas não para Fitch. Para *upgrades* não foram encontrados impactos significativos nos *spreads*. Nessa dissertação buscou-se observar tanto as agências separadamente como em conjunto, para *upgrades* ou *downgrades*.

Ainda, compararemos os resultados com os estudos realizados por Steiner e Heinke (2001) no mercado alemão, apesar de este considerar retorno nos preços dos *bonds*, informação que, para o caso brasileiro, não funcionaria, uma vez que os títulos são fortemente influenciados pela percepção de risco soberano e *yield* dos títulos soberanos americanos, efeitos que buscaremos isolar em nossa análise.

A tabela 1 resume os resultados da literatura em evidência acerca do tema com os quais compararemos as conclusões desse estudo. No quadro é possível observar quais agências foram levadas em conta em cada estudo, os tipos de dados utilizados e um breve resumo dos resultados.

Tabela 1 – Literatura referente ao tema

Mercado	Estudo	Dados	Resultado
Renda Fixa	Hite e Warga (1997)	1985–1995, S&P e Moody's, 1200 mudanças de rating, retorno mensal anormal dos bonds em [-12, 12]	Retorno anormal negativo significativo durante 6 meses antes de downgrades. Sem influência dos upgrades.
Renda Fixa	Steiner e Heinke (2001)	1985–1996, S&P e Moody's, 546 mudanças de rating no mercado alemão, retornos diários no preço dos bonds em [-180,180]	Retornos negativos significantes começando 90 dias antes do downgrade e no dia do evento. Sem resultado significativamente diferente de zero após o evento.
CDS	Hull et al. (2004)	1998–2002, Moody's, mudanças de rating, mudanças diárias no spread ajustado do CDS em [-90,10]	Mudanças positivas significativas no spread antes de eventos negativos de rating. Sem mudanças após o evento ou para upgrades.
Ações e CDS	Norden e Weber (2004)	2000–2002, S&P, Moody's e Fitch, 198 downgrades e 17 upgrades, mudanças diárias no spread do CDS e no retorno das ações em [-90,90]	Mudanças positivas significantes no spread antes de eventos negativos de rating para todas as agências, nos dois mercados

3 Dados

Nessa seção, busca-se trazer uma descrição da construção dos dados para performar a análise, as filtragens feitas, os ajustes que se fizeram necessários e as dificuldades encontradas. Por fim, estabelecemos um perfil para o conjunto final de dados que serão usados.

O período que consideraremos para análise será de janeiro de 2012 a março 2018.

Para chegar à lista de *bonds* brasileiros inclusos nesse trabalho, separou-se, primeiro, títulos cujos “país de risco” e “país de domicílio”² eram ambos o Brasil. Segundo essa classificação, o país de domicílio representa o local de onde os gestores sêniores da empresa exercem suas funções. Já o país de risco é uma metodologia que consiste em 4 fatores, listados em ordem de importância: local de residência dos gestores, país onde o *bond* está listado, país onde a empresa aufera a maior parte de sua receita e moeda na qual a empresa reporta seus resultados financeiros. A ideia aqui é entender se as mudanças de *rating* afetam o custo de financiamento das companhias brasileiras tal qual no mercado de dívida corporativa dos países desenvolvidos, e como o mercado precifica essas mudanças.

Além disso, filtramos apenas *bonds* que eram elegíveis ao sistema TRACE – *Trade Reporting and Compliance Engine*, da FINRA³. Aqui vale fazer uma pequena introdução das entidades que fazem a regulação do mercado de capitais nos Estados Unidos.

A SEC, Securities and Exchange Commission, é uma entidade autárquica, associada ao governo federal norte-americano, responsável por fiscalizar, normatizar e desenvolver o mercado de capitais. A FINRA é a organização não-governamental responsável por autorregular o mercado de corretoras, bolsas e balcão, e é monitorada pela SEC, com poder de fiscalizar e fazer cumprir suas regulamentações.

² As classificações de “país de risco” e “país de domicílio” são da Bloomberg, de onde foram extraídos os dados dos *yields* dos *bonds* brasileiros.

³ Financial Industry Regulatory Authority.

A FINRA nasceu em 2007 da fusão entre a NASD – National Association of Securities Dealers, organização auto-regulatória responsável pela NASDAQ e mercado de balcão, e o braço regulatório da New York Stock Exchange.

A NASD desenvolveu o sistema TRACE em julho de 2002 para aumentar a transparência no mercado de dívida corporativa dos Estados Unidos. O sistema captura e dissemina informação consolidada no mercado secundário dos ativos elegíveis (*bonds* com grau de investimento, *high yield* ou convertíveis denominados em dólares norte-americanos), representando toda a atividade de precificação e negociação de balcão desses *bonds*, por determinação da SEC através de lei aprovada pelo Congresso. São considerados os preços *all-in*, ou seja, levando em conta todos os custos de transação, representando o valor de liquidação daquele *trade*.

Com isso, temos confiabilidade na independência e validade da informação que será usada na análise. Além disso, dado que o mercado de crédito corporativo é menos líquido que o de ações, o TRACE já garante uma filtragem indireta para a liquidez dos ativos. Por outro lado, usaremos em nossa análise apenas *bonds* denominados em dólares norte-americanos e que negociam nos Estados Unidos, restringindo um pouco o universo de análise. Vale ressaltar que a dívida corporativa relevante das empresas brasileiras, tanto em tamanho quanto liquidez, se encaixa nesse critério.

Então, selecionou-se apenas os *bonds* sem opções embutidas, para que o *yield* que usemos na análise seja apenas o *yield to maturity*, visando a que mantenhamos comparabilidade entre os números dos diversos ativos. Isso resultou num total de 216 *bonds*. Entretanto, aqui temos algumas duplicações. Quando uma emissão é feita em dólares, parte é assimilada pelas instituições financeiras em caráter de emissão privada, regulada pela regra 144A da SEC, enquanto a outra parte é disponível para investidores internacionais, sob a regulação S (REGS). Assim, para uma mesma emissão, os *bonds* podem ser da série 144A ou REGS. Com isso, diminuimos nosso universo de análise para 129 ativos de 40 empresas diferentes. A separação por setores pode ser observada na tabela 2.

A partir daí, buscou-se, para os 129 ativos, todos os eventos de *downgrade* ou *upgrade* que ocorreram no período da análise, totalizando 471 eventos. Aqui, ainda há necessidade de maior escrutínio no filtro dos dados.

Tabela 2 – Perfil das empresas brasileiras com emissão externa

Setor	# Empresas	# Bonds
Financeiro	19	47
Matéria-prima	9	36
Industrial	3	10
Energia	3	22
Consumo	3	7
Utilities	1	2
Comunicações	2	5
Total	40	129

Retirou-se os eventos de *rating* duplicados para *bonds* que haviam se fundido em acordos entre credores e emissores e os pós-fixados, que não têm alteração de *yield* em marcação a mercado. Além disso, foram excluídos os eventos de *re-rating* que sinalizam *default*, pois estes se dão após o não pagamento de um cupom ou de principal, informação que já está amplamente disponível para o mercado antes mesmo da reavaliação pelas agências. Ademais, usou-se apenas eventos em que os *bonds* apresentaram liquidez e formaram preço no horizonte relevante da análise, seguindo os critérios do próprio TRACE. Com isso, ficamos com 351 eventos.

Por fim, como busca-se avaliar se o efeito nos *spreads* se dá antes ou depois do *re-rating*, queremos apenas eventos que tenham acontecido em uma janela de tempo de pelo menos 120 dias após a emissão.

Além disso, outro filtro importante visa a evitar contaminação entre dois eventos de diferentes agências que tenham acontecido muito próximos entre si. Caso dois eventos ocorram a 120 dias entre si, consideramos apenas o que aconteceu primeiro, de forma que, para cada evento de uma mesma empresa, nenhum spread na janela de -120 a +120 dias contenha reações a *ratings* de outras agências.

Isso nos deixa com 137 *downgrades* e 63 *upgrades*, totalizando 200 eventos, distribuídos entre as agências conforme observado na tabela 3. Já a tabela 4 mostra o perfil dos eventos e das empresas entre os setores.

Como observado na tabela 3, nota-se que temos bem mais eventos de *upgrade* de Moody's e S&P do que de Fitch. Para os *downgrades*, Moody's apresenta bem mais eventos, mais que o triplo de S&P e Fitch.

Tabela 3 – Eventos por agência de rating

	Moody's	S&P	Fitch	Total
Upgrades	31	26	6	63
Downgrades	86	29	22	137
Total	117	55	28	200

Tabela 4 – Eventos e empresas por setor

Setor	# Eventos	# Empresas
Financeiro	53	11
Matéria-prima	38	6
Industrial	11	4
Energia	76	1
Consumo	11	1
Utilities	7	1
Comunicações	4	1
Total	200	25

Para esses eventos, obtivemos os *yields to maturity* (YTM) de -120 a 90 dias úteis de negociação para cada *bond*. Definimos $[n1, n2]$ como o intervalo de tempo entre $n1$ e $n2$ dias úteis depois do evento. Note que $n1$ e $n2$ podem ser negativos. Assim, $[-30, -20]$ se refere ao intervalo de tempo de 30 a 20 dias antes do evento de *rating* acontecer, por exemplo. A data 0 é o dia do evento. Dessa forma, temos 200 eventos de *re-rating* e, para cada um deles, temos o conjunto de *yields* para os dias $[-120, 90]$, sendo 0 o dia do evento.

Os *yields* são, então, decompostos em duas partes. A primeira componente é o *yield* do tesouro norte-americano (Y^{US}) de *duration* similar, sendo o *benchmark* mundial para os títulos de dívida emitidos em dólar. Uma variação dessa taxa está associada às condições de liquidez mundiais, efeito que gostaremos de isolar de nossa análise. A segunda componente é o *spread* de crédito (*Spread*), representando o risco idiossincrático da companhia analisada.

$$YTM = Y^{US} + Spread$$

Como variáveis de controle, usaremos o VIX, índice de volatilidade do mercado norte-americano, como uma *proxy* para aumento de percepção do risco sistêmico global. Já para controlar pelas condições sistêmicas brasileiras, usaremos o EMBI+ Brasil. O EMBI+ é um índice baseado nos *bonds* emitidos pelo governo do Brasil. Os pontos mostram a diferença entre a taxa de retorno dos títulos soberanos brasileiros e a oferecida por títulos emitidos pelo Tesouro americano. Essa diferença é o *spread* soberano. O EMBI+ foi criado para classificar somente países que apresentassem alto nível de risco segundo as agências de *rating* e que tivessem emitido títulos de valor mínimo de US\$ 500 milhões, com prazo de ao menos 2,5 anos. Assim, o ajuste do risco Brasil será feito por uma média das *durations* dos *spreads* soberanos brasileiros, ponderada pela liquidez.

Assim, para cada evento, foram obtidas as curvas de juros americanas no intervalo de [-120,90], para encontrar o Y^{US} , além das séries do EMBI+ e do VIX.

Dessa forma, para esse estudo, o *spread* de crédito de um *bond* tem a seguinte composição:

$$Spread = YTM - Y^{US}$$

Finalmente, para fazer um ajuste de nível e buscar apenas o *abnormal spread* (*Spread Ajustado*) do período analisado, subtrairemos do *Spread* em cada t em [-90,90] a média dos *spreads* em [-120,-91], que consideraremos como o *spread normal*. Isso também garante a comparabilidade desse estudo com a literatura equivalente.

$$Spread\ Ajustado_t = Spread_t - Média(Spread_{[-120,-91]}), \quad t \in [-90,90]$$

Com isso, temos um conjunto de 200 eventos de *rating*, separado em *upgrades* e *downgrades*, em que, para cada evento, temos as séries de *spread* ajustado, do EMBI+ e do VIX para -90 a 90 dias em torno do *re-rating*.

4 Estimação

4.1 Metodologia

Descreve-se nessa seção as hipóteses e a metodologia do teste econométrico usado para testar as hipóteses previamente estabelecidas.

Nesse estudo, a hipótese H1 é de que, se as mudanças de *rating* trazem informação nova, deve-se observar mudanças nos *spreads* apenas após o *re-rating*. No entanto, é possível que essa reavaliação da qualidade de crédito por parte das agências de *rating* esteja intrinsecamente associada a eventos já contemplados pelo mercado, situação em que o efeito já seria observado anteriormente ao evento. Nesse caso, a hipótese H2 é de que as variáveis seriam afetadas pelos eventos de mercado que motivariam a reavaliação, sendo esta atrasada em relação à mudança de percepção do mercado, que se daria por diversos motivos, como baixa frequência das reavaliações ou mesmo pela política das agências de manter alguma estabilidade nos *ratings* (Altman e Rijken, 2004). Uma terceira hipótese (H3) é a de que os eventos de *rating* não trazem informação nova, tampouco as motivações para estes eventos acontecem no intervalo de 180 dias em torno do evento. Vale notar que H1 e H2 podem coexistir.

H1: Os *re-ratings* trazem informação nova, portanto o efeito seria observado após o evento.

H2: Aquilo que motivaria o *re-rating* já seria observado pelo mercado, e o efeito nos *spreads* aconteceria antes mesmo do evento.

H3: *Re-ratings* não afetam os *spreads* em janelas de tempo próximas aos eventos.

Testaremos quando e em que magnitude há variação do nível dos *spreads*. Queremos identificar, portanto, se há quebras nas séries de *spreads* em torno das datas de cada evento em períodos pré-definidos. Observaremos as médias dos *spreads* nos seguintes períodos: [-90,-61], [-60,-31], [-30,-16], [-15,-1], [-1,1], [1,15], [16,30], [31,60] e [61,90] e, então, veremos se há quebra de nível entre um período e o subsequente.

Para medir a quebra de nível, usa-se uma regressão com *dummies* D_{ij} , na janela de tempo j para a observação i , para cada diferença entre médias de faixas temporais subsequentes. Para o período $[-60,-31]$, por exemplo, o coeficiente $\beta_{[-60,-31]}$ nos mostra qual a variação da média do *spread* ajustado, em *basis points*, entre a faixa anterior, $[-90,-61]$, e essa. A regressão é dada pela equação abaixo:

$$\Delta Spread_i = \sum_j \beta_j \times D_{ij} + \sum_j \gamma_j \times D_{ij} \times \Delta EMBI_{ij} + \sum_j \mu_j \times D_{ij} \times \Delta VIX_{ij} + \varepsilon_i,$$

$$j \in \{[-60, -31], [-30, -16], [-15, -1], [-1, 1], [1, 15], [16, 30], [31, 60], [61, 90]\}$$

Vale lembrar que esta variação, dada pelo β_i , é apenas do *spread* idiossincrático da empresa analisada, uma vez que isolamos os efeitos da volatilidade e do risco-país, como previamente posto. Também como posto anteriormente, isolar por esses efeitos faz com que não seja necessário controlar a regressão pelo efeito de tempo, uma vez que crises sistêmicas inerentes a períodos específicos do horizonte temporal analisado já são assimiladas pelas variáveis cujos efeitos foram isolados.

4.2 Resultados

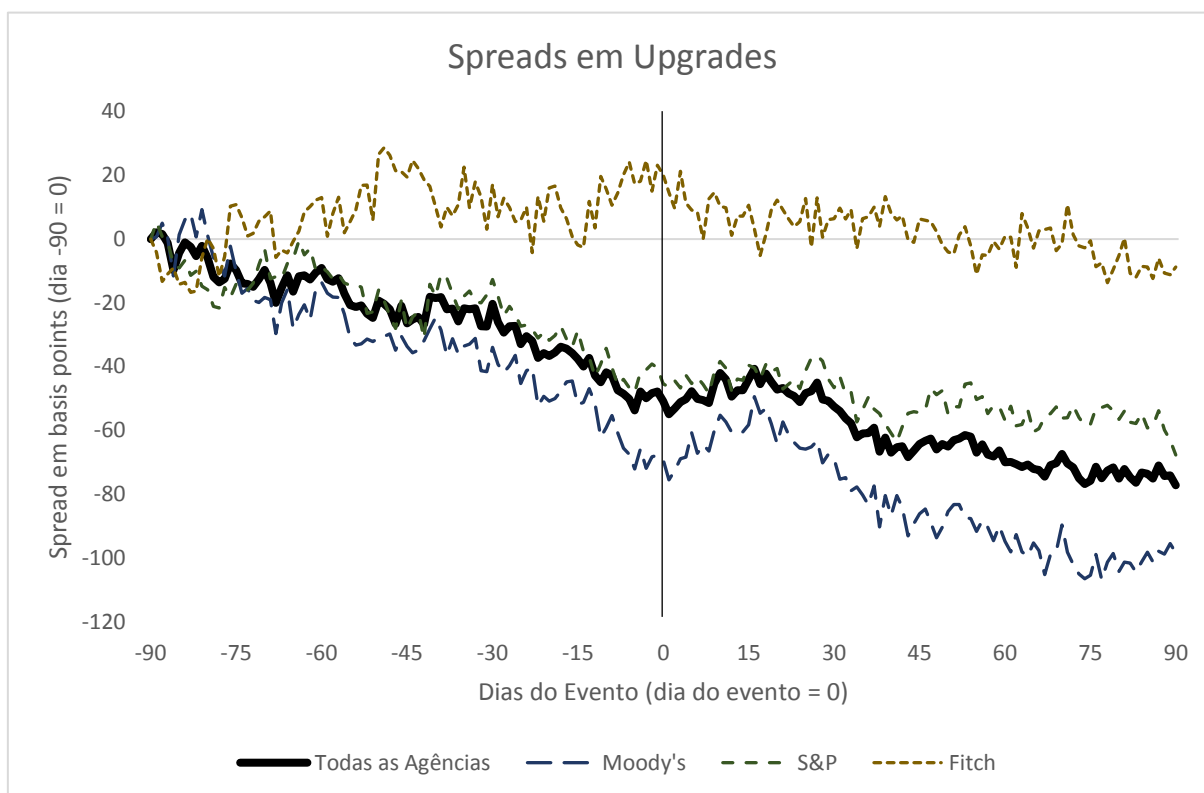
Aqui se discutirá os resultados e sua comparabilidade com a literatura.

Inicialmente, tentaremos inferir, através da série diária dos *spreads* ajustados (em -90 consideramos como nível 0 de *spread*), como se comportam os dados em torno do evento de *rating*, quebrando entre *downgrades* e *upgrades* e, então, separando também entre as agências.

Para os *upgrades*, como observado no gráfico 1, quando consideramos todas as agências, nota-se uma tendência de redução do *spread* já desde os 90 dias anteriores e que vai se acentuando até o dia 0. A partir do dia 0, o gráfico se mantém *flat* e próximo aos 30 dias continua a redução.

Quando observamos a quebra por agência, Moody's e S&P apresentam tendência bastante similar, sendo que a primeira parece ter efeito em maior valor absoluto. Para Fitch, a série varia em torno do nível 0 de *spread* para todo o horizonte de tempo. Vale lembrar que Fitch tem bem menos dados, o que exploraremos mais a frente.

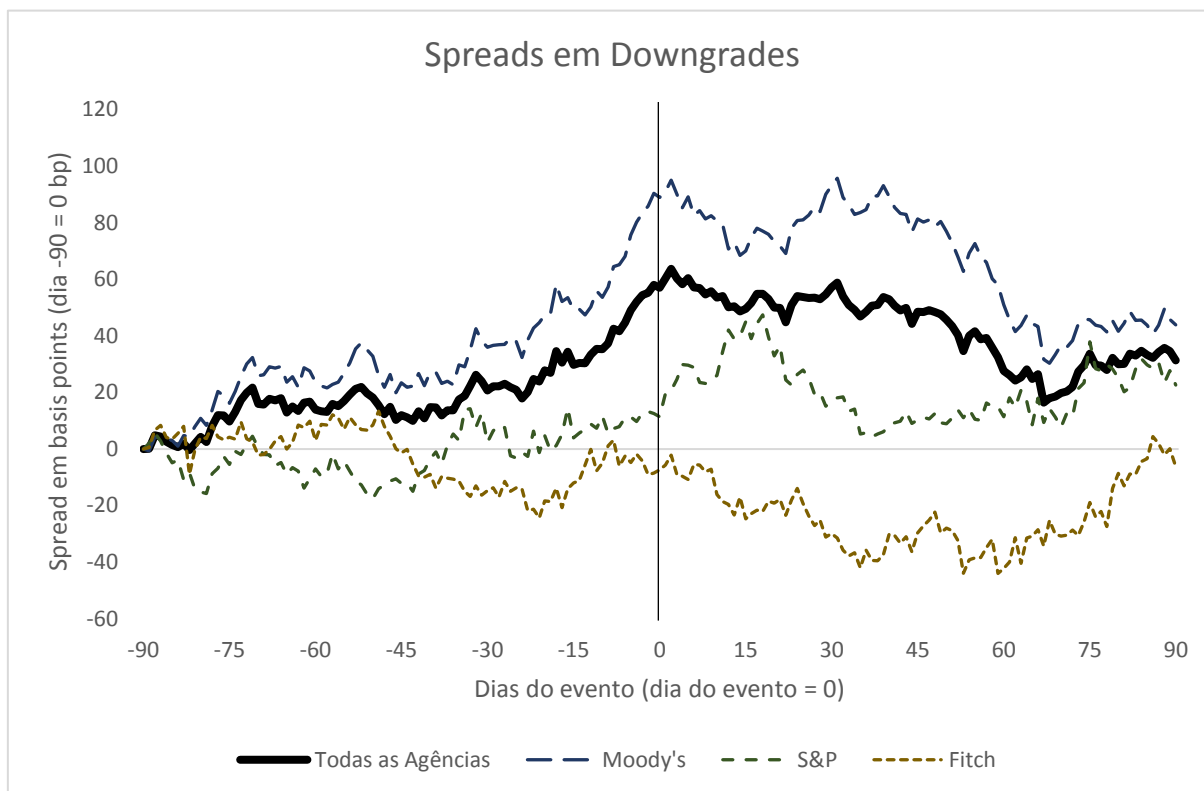
Gráfico 1 – Média diária dos spreads ajustados em torno de eventos de upgrade.



Olhando para os *downgrades* no gráfico 2, é possível notar que a média diária para as três as agências em conjunto segue ascendente, com maior efeito nos 15 dias anteriores ao evento, e depois aparentemente cessa. Esse comportamento é similar para Moody's e S&P, quando vistas isoladamente, mais uma vez com a primeira tendo efeito mais acentuado em valor absoluto, e Fitch mantém-se variando em torno do 0 com uma redução nos 30 dias posteriores. Este efeito, *a priori* contraditório, também será explorado mais adiante.

Agora, explora-se os dados conforme a metodologia descrita na seção anterior. A tabela 5 traz os resultados das regressões para os *upgrades* e a tabela 6 para os *downgrades* considerando todas as agências conjuntamente. Vale lembrar que, para evitar contaminação, quando há dois eventos para um mesmo *bond* que acontecem a menos de 120 dias entre si, descartamos o que acontece depois, para evitar que um efeito no *spread* posterior ao primeiro evento seja capturado nos 90 dias anteriores ao segundo evento.

Gráfico 2 – Média diária dos spreads ajustados em torno de eventos de downgrade.



Na tabela 5, a primeira coluna de resultados traz o coeficiente das *dummies* na regressão sem controlar pelo EMBI+ e pelo VIX ($\gamma_j = \mu_j = 0$), contendo apenas a mudança no nível de *spread* em relação ao período anterior. Nas 3 colunas seguintes, observa-se o resultado da regressão com os controles, conforme equação descrita na metodologia. O coeficientes das *dummies* na regressão completa, representados pelos β_i , estão na primeira coluna dessa seção, seguidos pelos coeficientes do EMBI+ (γ_i) e do VIX (μ_i). Nas duas colunas seguintes, temos a variação da média do EMBI e do VIX em relação ao período anterior e, por fim, nas três últimas, qual a contribuição de cada um dos fatores para a mudança no nível do *spread*. Em outras palavras, observando o período $[-60, -31]$, por exemplo, o *spread* reduziu, em média, -9,727 bps em relação a $[-90, -61]$, em que +2,6 bps vem do EMBI+ ($\gamma_{[-60, -31]} \times \Delta EMBI_{[-60, -31]}$), -0,4 bps da variação do VIX ($\mu_{[-60, -31]} \times \Delta VIX_{[-60, -31]}$), e -12,0 bps da variação do *spread* idiossincrático dos *bonds*.

Tabela 5 – Upgrades para todas as agências

	S/ Controles	C/ Controles			Mudança do Spread por Fator				
	Dummy	Dummy	Dummy x Δ EMBI+	Dummy x Δ VIX	Δ EMBI+	Δ VIX	Spread Idios.	EMBI+	VIX
[-60,-31]	-9.727 (6.094)	-12.01*** (3.270)	1.169*** (0.144)	1.600** (0.746)	2,3	-0,2	-12,0	2,6	-0,4
[-30,-16]	-16.37*** (3.528)	-11.12*** (2.214)	0.926*** (0.0985)	-0.720 (0.779)	-5,8	-0,2	-11,1	-5,4	0,1
[-15,-1]	-20.43*** (2.580)	-14.73*** (2.285)	0.483** (0.200)	4.424*** (1.498)	-6,7	-0,6	-14,7	-3,2	-2,5
[-1,1]	-10.33*** (2.328)	-7.802*** (2.429)	0.644*** (0.235)	2.164 (2.103)	-4,5	0,2	-7,8	-2,9	0,4
[1,15]	4.326** (1.891)	2.897* (1.526)	0.633*** (0.213)	0.879 (0.868)	1,7	0,4	2,9	1,1	0,3
[16,30]	4.826* (2.710)	-0.365 (1.847)	1.111*** (0.132)	-0.913** (0.441)	3,6	-1,3	-0,4	4,0	1,2
[31,60]	-14.28*** (3.427)	-17.09*** (2.115)	1.037*** (0.143)	-1.132 (0.988)	2,0	-0,6	-17,1	2,1	0,7
[61,90]	-13.60*** (4.212)	-8.453*** (2.402)	1.195*** (0.139)	-0.167 (0.943)	-4,3	-0,2	-8,5	-5,2	0,0
Events	63	63							
Obs.	567	567							
R-squared	0,14	0,68							

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Assim, vemos para os upgrades que o coeficiente do EMBI+ é significativamente diferente de zero em todas as janelas de tempo para os três níveis habituais, porém explica uma parcela menor da variação no *spread*: uma redução total de -8,9 bps até o dia do evento (inclusive) e um aumento de 2 bps após o evento (exclusive). O VIX tem pouco efeito no *spread* total.

A redução no *spread* idiossincrático inicia-se nos 60 dias antes do evento de *upgrade* e dura até o dia do evento, com reduções de -12,01 bps, -11,12 bps, -14,73 bps e -7,8 bps nas janelas de [-60,-31], [-30,-16], [-15,-1] e [-1,1] respectivamente, significativas aos três níveis habituais, totalizando uma redução de 45,7 bps. Após o evento, no entanto, a redução do *spread* perde força, mas continua principalmente nos 31 dias aos 90 dias após o evento.

Dessa forma, é interessante notar que o EMBI+ é significativo em todas as janelas de tempo para os *upgrades*, mas o principal responsável pela redução no

spread total é a redução na percepção de risco idiossincrático das empresas, que se inicia até 60 dias antes do evento de *rating*, cessa durante os primeiros 30 dias posteriores e, então, continua nas duas janelas seguintes, [31,60] e [61,90].

Isso contrasta com o encontrado na literatura comparada, em que nenhum dos estudos que trouxemos apresenta mudanças significativas no *spread* para os upgrades. Vale ressaltar, aqui, que estes não fazem a separação entre os fatores responsáveis pelas mudanças de nível entre *spread* idiossincrático, EMBI+ e VIX, trazendo apenas o equivalente à primeira coluna de resultados da tabela 5. Vemos a importância dessa separação também pelo R-quadrado, em que a regressão com os controles é bem melhor ajustada. Assim, apresentamos aqui uma abordagem diferente e mais explicativa a essa questão.

Já a tabela 6 traz os resultados para os *downgrades*. Aqui fica ainda mais relevante a separação entre os fatores que explicam a variação no *spread*. É possível observar na coluna da regressão sem controles que o movimento de aumento do *spread* inicia-se na janela [-60,-31] e continua até o dia do evento com significância a pelos menos 5% em todas as janelas, totalizando um aumento de, em média, 62 bps, e então o efeito cessa.

Ao comparar com a literatura, vemos em Hull et al (2004) que já é possível observar reações positivas no *spread* até 90 dias antes do evento. No entanto, não há reação significativamente diferente de zero até 10 dias após o evento (período limite da análise). Comportamento similar é observado em Norden e Weber (2004), em que os *spreads* reagem com antecipação de até 90 dias aos níveis de 5% para Moody's e S&P, excetuando Fitch, inclusive no dia do evento, e este efeito cessa logo após este dia. O mesmo é visto em Steiner e Heinke (2001) no mercado alemão, e em Hite e Warga (1997) nos EUA para os retornos de preço dos *bonds*.

O que notamos de inédito em comparação com a literatura é a redução de -16,5bps no *spread* na janela de [61,90]. Hull et al (2004) não observa um período tão posterior ao evento. Já Norden e Weber (2004) e Steiner e Heinke (2001) não encontram resultado similar em seu estudos.

Tabela 6 – Downgrades para todas as agências

	S/ Controles	C/ Controles			Mudança do Spread por Fator				
	Dummy	Dummy	Dummy x Δ EMBI+	Dummy x Δ VIX	Δ EMBI+	Δ VIX	Spread Idios.	EMBI+	VIX
[-60,-31]	24.64*** (6.770)	-8.449 (7.565)	1.404*** (0.200)	-9.078** (3.587)	22,0	-0,2	-8,4	31,0	2,1
[-30,-16]	10.55** (4.481)	1.736 (6.935)	1.285*** (0.468)	2.833 (2.467)	4,6	1,0	1,7	5,9	2,9
[-15,-1]	15.16*** (5.226)	10.60 (7.899)	1.017** (0.420)	-0.443 (1.472)	5,0	1,2	10,6	5,1	-0,5
[-1,1]	12.27*** (4.013)	11.47*** (2.995)	1.372*** (0.229)	-0.152 (1.426)	0,5	-0,5	11,5	0,7	0,1
[1,15]	-7.187* (3.910)	-5.965* (3.264)	1.195*** (0.131)	0.961 (0.869)	-0,6	-0,6	-6,0	-0,7	-0,5
[16,30]	-0.00781 (4.420)	-1.315 (4.020)	0.942*** (0.164)	1.756 (1.094)	0,8	0,3	-1,3	0,7	0,6
[31,60]	-2.727 (5.601)	-4.657 (5.844)	1.955*** (0.284)	2.942* (1.671)	2,3	-0,8	-4,7	4,4	-2,5
[61,90]	-16.53** (7.754)	-17.06*** (3.866)	1.403*** (0.117)	5.627*** (1.822)	3,1	-0,7	-17,1	4,3	-3,8
Events	137	137							
Observations	1233	1233							
R-squared	0,03	0,38							

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Olhando os efeitos de forma mais detalhada, considerando separadamente cada fator nas últimas 3 colunas da tabela 6, vemos que a maior parte do efeito vem do EMBI+, significativo em todas as janelas de tempo aos três níveis habituais, explicando uma elevação de 42,6 bps até o dia do evento, enquanto o *spread* idiossincrático aumenta com significância estatística apenas no dia do evento, em 11,47 bps. É interessante notar o contraste com os *upgrades*, em que a maior parte do movimento do *spread* vem do *spread* idiossincrático, enquanto o EMBI+ tem pouca relevância.

Após o evento, há uma redução de -17 bps no *spread* idiossincrático na última janela temporal, efeito que não encontramos paralelo na literatura. Uma hipótese é de que haja uma reação desproporcional do mercado no aumento da percepção de risco antes do evento, o que é corrigido posteriormente.

Ademais, nota-se também que, assim como nos *upgrades*, o VIX tem pouco efeito na variação dos *spreads*. Por fim, observamos novamente o mesmo efeito no R-quadrado, em que a regressão com os controles tem melhor ajuste, evidenciando mais uma vez a importância na separação por fatores. Portanto, agora observaremos os resultados dos eventos de cada agência separadamente considerando apenas a regressão com os controles.

As tabelas 7, 8 e 9 trazem os resultados para *upgrades* das agências Moody's, S&P e Fitch, respectivamente.

Tabela 7 – *Upgrades para Moody's*

	Regressão			Mudança do Spread por Fator			Δ Spread
	Dummy	Dummy x Δ EMBI+	Dummy x Δ VIX	Spread Idios.	EMBI+	VIX	
[-60,-31]	-15.64*** (3.668)	1.265*** (0.249)	0.244 (1.699)	-15,6	-20,9	-0,2	-36,7
[-30,-16]	-13.03*** (1.865)	0.753*** (0.0382)	-0.0992 (1.841)	-13,0	1,2	-0,1	-11,9
[-15,-1]	-16.99*** (2.984)	0.485 (0.564)	2.213 (1.584)	-17,0	-1,1	-1,6	-19,7
[-1,1]	-1.804 (4.103)	0.0822 (0.116)	23.51*** (5.497)	-1,8	-0,6	-14,7	-17,2
[1,15]	3.878 (2.963)	0.246 (0.365)	2.901 (1.882)	3,9	0,3	4,0	8,2
[16,30]	1.672 (2.630)	1.049*** (0.204)	0.0795 (0.683)	1,7	6,4	-0,1	8,0
[31,60]	-25.12*** (2.788)	1.059*** (0.119)	-2.722 (1.752)	-25,1	4,7	1,0	-19,4
[61,90]	-7.690* (4.564)	1.340*** (0.169)	4.383 (4.625)	-7,7	-17,4	-2,1	-27,2
Events	31						
Observations	279						
R-squared	0,70						

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Para Moody's, é possível observar que o EMBI+ não tem coeficientes significativamente diferentes de zero no período de 15 dias antes a 15 dias depois do evento, diferente do consolidado de todas as agências. Porém, a grande redução do *spread* ainda vem do *spread* idiossincrático e precede o evento, totalizando uma

redução de -45,6 bps até o dia do evento. Continuamos observando a mesma redução nas janelas de [31,60] e [61,90], porém em maior magnitude.

Para a S&P, na tabela 8, apenas a janela de [-15,-1] não tem coeficiente significativamente diferente de zero, porém explica apenas um aumento de 1,2 bps nas janelas antes do evento e 5,8 bps após o evento. O movimento principal é mais uma vez observado no *spread* idiossincrático, com redução de -9,1 bps em [-60,-31] e -20,2 bps em [-15,-1]. O efeito continua após o evento apenas na janela de [31,60]. Mais uma vez o VIX, apesar de nesse caso ter tido mais coeficientes com significância estatística, representa pouco da variação do *spread*.

Tabela 8 – Upgrades para S&P

	Regressão			Mudança do Spread por Fator			Δ Spread
	Dummy	Dummy x Δ EMBI+	Dummy x Δ VIX	Spread Idios.	EMBI+	VIX	
[-60,-31]	-9.128** (4.436)	1.019*** (0.150)	2.950*** (0.809)	-9,1	25,5	0,0	16,4
[-30,-16]	-6.372 (7.422)	1.174*** (0.259)	-0.793 (1.289)	-6,4	-22,2	1,4	-27,2
[-15,-1]	-20.23*** (2.482)	0.145 (0.152)	8.113*** (1.699)	-20,2	-1,5	-2,3	-24,0
[-1,1]	-2.608 (2.468)	1.101*** (0.190)	-1.075** (0.492)	-2,6	-0,7	-1,1	-4,4
[1,15]	-0.912 (2.332)	0.959** (0.391)	-1.540 (1.728)	-0,9	2,4	1,2	2,6
[16,30]	-4.575 (3.222)	1.344*** (0.105)	-2.785*** (0.563)	-4,6	3,5	5,4	4,4
[31,60]	-9.609*** (2.427)	1.633*** (0.120)	-0.550 (1.088)	-9,6	-3,3	0,5	-12,4
[61,90]	-3.130 (2.627)	0.759*** (0.157)	0.921 (1.077)	-3,1	3,2	0,1	0,2
Events	26						
Observations	234						
R-squared	0,79						

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

O caso de Fitch, na tabela 9, é mais específico. Esta agência conta com apenas 6 eventos de *rating* após os filtros descritos na seção 3 dessa dissertação, portanto o tamanho da amostra é pouco representativa para que possamos tecer conclusões. As médias apresentam variações com médias positivas e negativas nas janelas de tempo

que consideramos, representando poucos ativos. Para entender o caso de Fitch, as tabelas 10 e 11 trazem melhor um pouco do perfil dos dados.

Tabela 9 – Upgrades para Fitch

	Regressão			Mudança do Spread por Fator			ΔSpread
	Dummy	Dummy x ΔEMBI+	Dummy x ΔVIX	Spread Idios.	EMBI+	VIX	
[-60,-31]	15.48 (10.66)	1.066*** (0.348)	0.357 (1.507)	15,5	0,7	0,4	16,6
[-30,-16]	-11.24*** (3.666)	2.195*** (0.476)	-9.300 (8.387)	-11,2	28,2	-9,5	7,5
[-15,-1]	13.48 (25.33)	1.205 (1.579)	5.309 (5.258)	13,5	-17,1	-5,2	-8,8
[-1,1]	-1.072 (1.955)	0.238** (0.0975)	2.647*** (0.637)	-1,1	-1,4	1,8	-0,7
[1,15]	-9.310** (3.979)	1.502 (1.151)	-3.311 (5.673)	-9,3	1,7	-0,7	-8,3
[16,30]	-0.288 (4.030)	2.058*** (0.645)	-1.462 (1.944)	-0,3	-10,9	1,5	-9,7
[31,60]	-2.337 (4.800)	0.916*** (0.250)	0.297 (0.950)	-2,3	6,5	-0,1	4,0
[61,90]	-12.34 (11.11)	2.723*** (0.871)	-4.381 (4.148)	-12,3	9,4	-0,1	-3,0
Events	6						
Observations	54						
R-squared	0,86						

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A tabela 10 traz os eventos de *upgrade* removidos unicamente pelo critério de serem no período de 120 dias posteriores a um *upgrade* por qualquer uma das outras agências para um mesmo *bond*. Nele, vemos que, apesar de Fitch ter uma quantidade bem menor de empresas cobertas e, portanto, eventos, é o que mais traz *upgrades* em períodos próximos e posteriores aos de outras agências. Isso levanta a hipótese de que Fitch pode “estar atrasada” *versus* as outras agências ao reavaliar a qualidade de crédito das empresas.

Já a tabela 11 evidencia o universo menor de análise de Fitch, com apenas 6 empresas cobertas, contra 20 de Moody's e 13 de S&P, de um total de 25. Além disso, mostra que apenas uma das empresas no escopo deste trabalho tem apenas Fitch como agência⁴, contra 9 por Moody's e 4 por S&P. Isso levanta dúvidas sobre a eficiência informacional dos *ratings* da Fitch, como notado por Norden e Weber (2004).

Tabela 10 – Upgrades removidos por agência.

	Moody's	S&P	Fitch	Total
Upgrades removidos	2	1	4	7
% upgrades	6,5%	3,8%	66,7%	11,1%

Tabela 11 – Quantidade de empresas cobertas por cada agência.

	Moody's	S&P	Fitch
Empresas Cobertas	20	13	6
% Total	80,0%	52,0%	24,0%
Empresas cobertas apenas por esta agência	9	4	1
% Total	36,0%	16,0%	4,0%

Portanto, o efeito mais relevante na variação do *spread* total, quando consideramos *upgrades*, vem do *spread* idiossincrático das companhias. O EMBI+ e o VIX representam pouco desse movimento.

Agora, traremos as tabelas 12, 13 e 14 com os resultados para *downgrades* considerando as três agências separadamente.

Na tabela 12, observamos o caso de Moody's. O resultado é similar ao encontramos com as agências em conjunto e diferente do caso dos *upgrades*, sendo o EMBI+ responsável por grande parte do movimento no *spread*. Similarmente, encontramos aumento no *spread* idiossincrático no dia do evento apenas, com aumento de 17 bps, e posterior correção de -29 bps na janela de [61,90].

⁴ Braskem.

Tabela 12 – Downgrades para Moody's

	Regressão			Mudança do Spread por Fator			ΔSpread
	Dummy	Dummy x ΔEMBI+	Dummy x ΔVIX	Spread Idios.	EMBI+	VIX	
[-60,-31]	-6.923 (13.40)	1.402*** (0.262)	-9.970** (4.398)	-6,9	44,0	1,9	39,0
[-30,-16]	5.328 (10.28)	0.809 (0.834)	6.421 (4.466)	5,3	4,8	6,7	16,8
[-15,-1]	14.86 (13.61)	0.886 (0.703)	0.202 (3.738)	14,9	8,4	0,0	23,3
[-1,1]	17.01*** (4.432)	1.650*** (0.440)	-4.398 (4.067)	17,0	7,5	-1,5	23,0
[1,15]	-8.352 (5.333)	1.192*** (0.140)	0.799 (1.051)	-8,4	-3,0	-0,9	-12,2
[16,30]	7.169 (5.854)	0.762*** (0.180)	5.783*** (2.148)	7,2	1,3	-2,3	6,1
[31,60]	-6.755 (7.564)	1.918*** (0.300)	2.851 (2.810)	-6,8	3,3	-0,2	-3,6
[61,90]	-29.53*** (6.778)	0.963*** (0.304)	11.00*** (3.914)	-29,5	-7,6	-4,2	-41,3
Events	86						
Observations	774						
R-squared	0,39						

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A tabela 13 traz o resultado para S&P. Aqui, observamos efeito no *spread* idiossincrático apenas na janela de [-30,-16], com aumento de 8,2 bps. O restante do efeito é explicado quase que majoritariamente pelo EMBI+, com aumento conjunto de 16 bps até o dia do evento, porém sem grandes variações após o evento, em linha com a literatura comparada. O VIX, mais uma vez, mostra ter pouca representatividade na variação do *spread* total.

A tabela 14 traz o resultado para Fitch. Para os *downgrades*, Fitch tem uma quantidade mais representativa de eventos em relação aos *upgrades*. Vemos novamente o coeficiente do EMBI+ sendo significativamente diferente de zero em todas as janelas, exceto [-30,-16]. Porém, em basis points, o efeito antes do evento é próximo a zero, e com redução de -14,7 bps no dia do evento, efeito *a priori* contraditório. Aqui, o VIX, parece apresentar efeitos relevantes nas janelas de tempo,

porém mais uma vez com sinais contraditórios para *downgrades*. O mesmo vale para o *spread* idiossincrático, com reduções e aumentos sem precedentes nas outras agências, ou mesmo na literatura comparada. Mais uma vez recorreremos a Norden e Weber (2004), questionando a eficiência informacional dos eventos de Fitch.

Tabela 13 – *Downgrades para S&P*

	Regressão			Mudança do Spread por Fator			ΔSpread
	Dummy	Dummy x ΔEMBI+	Dummy x ΔVIX	Spread Idios.	EMBI+	VIX	
[-60,-31]	-12.98 (8.541)	1.634*** (0.486)	-8.955*** (1.217)	-13,0	17,5	-0,4	4,1
[-30,-16]	8.223** (3.661)	2.447*** (0.760)	-7.310 (5.822)	8,2	3,7	-2,0	9,9
[-15,-1]	-0.542 (2.687)	1.155*** (0.164)	-0.699 (0.586)	-0,5	-5,8	-0,9	-7,2
[-1,1]	-0.937 (5.322)	1.413*** (0.443)	-4.601** (2.118)	-0,9	-5,2	5,0	-1,2
[1,15]	3.296 (4.947)	1.211*** (0.181)	-3.027 (4.741)	3,3	0,5	-2,0	1,7
[16,30]	-8.537 (5.440)	1.617* (0.836)	0.0862 (1.203)	-8,5	-1,7	0,1	-10,2
[31,60]	11.56* (5.952)	3.288*** (0.333)	7.075*** (1.038)	11,6	-1,9	-8,5	1,2
[61,90]	-3.640 (6.263)	1.093*** (0.219)	1.581 (3.583)	-3,6	-0,1	-1,6	-5,4
Events	29						
Observations	261						
R-squared	0,66						

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Em resumo, quando olhamos as agências separadamente, conseguimos observar comportamento similar entre Moody's e S&P para *upgrades* e *downgrades*, e parecido com o agregado de todas as agências. Isso era esperado, uma vez que essas duas agências representam a maior parte dos eventos. Os eventos de Fitch apresentam resultados dissonantes em relação às outras duas agências, efeito que levanta dúvidas sobre a eficiência informacional dessa agência, conforme anteriormente posto.

Tabela 14 – Downgrades para Fitch

	Regressão			Mudança do Spread por Fator			ΔSpread
	Dummy	Dummy x ΔEMBI+	Dummy x ΔVIX	Spread Idios.	EMBI+	VIX	
[-60,-31]	11.65*** (3.037)	0.811*** (0.115)	20.85*** (3.611)	11,7	0,6	-16,2	-3,9
[-30,-16]	0.511 (22.54)	-0.124 (1.357)	-6.153 (6.935)	0,5	-0,4	-12,5	-12,4
[-15,-1]	-8.763*** (3.080)	-0.981*** (0.187)	4.302*** (0.659)	-8,8	-0,8	22,3	12,7
[-1,1]	12.05*** (1.223)	1.555*** (0.186)	2.932*** (0.597)	12,1	-14,7	-9,0	-11,7
[1,15]	-15.23*** (3.939)	3.135*** (0.621)	11.46* (6.665)	-15,2	18,0	-2,0	0,7
[16,30]	4.922*** (1.378)	1.486*** (0.148)	-6.621*** (1.227)	4,9	-0,6	-14,8	-10,5
[31,60]	-30.63*** (5.561)	2.535*** (0.438)	-1.814** (0.709)	-30,6	20,2	6,2	-4,2
[61,90]	20.49* (10.44)	1.437*** (0.183)	19.88*** (3.010)	20,5	70,8	-27,3	63,9
Events	22						
Observations	198						
R-squared	0,83						

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

No entanto, há uma clara distinção de comportamento entre *upgrades* e *downgrades*. Encontramos efeito significativo que antecede o evento para os dois tipos, confirmando a hipótese H2. Isso contrasta com a literatura, em que essa hipótese é confirmada apenas para os *downgrades*. Nesse ponto, essa dissertação ainda encontrou que os *upgrades* e *downgrades* afetam os *spreads* por efeitos oriundos de diferentes fontes. Enquanto os *upgrades* parecem estar mais relacionados a melhoras idiossincráticas das empresas analisadas, os *downgrades* estão mais relacionados a pioras sistêmicas no risco soberano do Brasil, em que o efeito nos *spreads* vem de movimentos no EMBI+.

Um último exercício feito nesse estudo é referente à concentração de eventos. Como pode se observar na tabela 4, 76 dos 200 eventos considerados são referentes a apenas uma empresa: Petrobras. Portanto, optou-se por testar as hipóteses também

retirando os efeitos dessa empresa, para inferir se os resultados continuam válidos. Desconsiderando os *bonds* da Petrobras, ficamos com 38 *upgrades* e 86 *downgrades*. As tabelas 15 e 16 trazem os resultados para *upgrades* e *downgrades*, respectivamente.

Tabela 15 – *Upgrades sem considerar Petrobras*

	Regressão			Mudança do Spread por Fator			ΔSpread
	Dummy	Dummy x ΔEMBI+	Dummy x ΔVIX	Spread Idios.	EMBI+	VIX	
[-60,-31]	-4.429* (2.663)	0.933*** (0.119)	1.199 (0.981)	-4,4	6,0	0,7	2,3
[-30,-16]	-5.680** (2.839)	0.811*** (0.0928)	1.766 (1.077)	-5,7	-4,0	-0,8	-10,5
[-15,-1]	-11.73*** (2.542)	0.272 (0.252)	4.894*** (1.448)	-11,7	-0,8	-2,1	-14,7
[-1,1]	-4.267 (2.851)	0.567** (0.221)	0.787 (1.380)	-4,3	-1,6	0,3	-5,6
[1,15]	0.977 (2.033)	0.551** (0.246)	0.420 (0.955)	1,0	-0,6	-0,1	0,2
[16,30]	-0.987 (2.400)	1.179*** (0.181)	-0.707 (0.594)	-1,0	1,0	0,3	0,3
[31,60]	-12.44*** (2.989)	0.844*** (0.152)	-0.109 (0.956)	-12,4	9,2	0,1	-3,2
[61,90]	-6.344** (3.014)	0.732*** (0.179)	2.047 (1.299)	-6,3	3,5	1,3	-1,6
Events	38						
Observations	342						
R-squared	0,63						

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

O resultado é bastante interessante. Os *upgrades* apresentam mesmo comportamento que no caso com a Petrobras, em que o principal movimento nos *spreads* vem do *spread* idiossincrático, enquanto EMBI+ e VIX têm um papel menos relevante. Porém, os *spreads* idiossincráticos ganham relevância quando desconsideramos a Petrobras da análise, explicando um aumento total de 63,7 bps, em média, até o dia do evento (inclusive) e cessando após, conforme observado na literatura comparada, enquanto o EMBI+ perde relevância relativa, apesar de ainda explicar uma parte do movimento. Esse efeito se deve provavelmente ao tamanho da

Petrobras enquanto representatividade na economia brasileira, além de ter o governo brasileiro como principal sócio. Assim, o movimento nos *spreads* da empresa e os movimentos sistêmicos da economia brasileira são fortemente correlacionados, e o *spread* idiossincrático perde poder explicativo na análise.

Tabela 16 – Downgrades sem considerar Petrobras

	Regressão			Mudança do Spread por Fator			ΔSpread
	Dummy	Dummy x ΔEMBI+	Dummy x ΔVIX	Spread Idios.	EMBI+	VIX	
[-60,-31]	-7.555 (12.69)	1.015*** (0.272)	-2.493 (4.192)	-7,6	27,0	-0,6	18,8
[-30,-16]	18.96** (9.079)	0.577 (0.506)	5.716 (3.572)	19,0	4,6	5,9	29,4
[-15,-1]	19.27** (9.352)	1.776* (0.960)	-6.611 (6.986)	19,3	5,5	1,4	26,1
[-1,1]	25.48*** (9.489)	2.361*** (0.836)	-8.617 (6.681)	25,5	-13,7	4,4	16,2
[1,15]	-3.871 (8.056)	1.158*** (0.233)	2.427* (1.373)	-3,9	-5,5	-0,5	-9,8
[16,30]	-7.042 (8.249)	0.779*** (0.265)	3.132 (1.907)	-7,0	-2,3	0,0	-9,3
[31,60]	-16.64 (11.98)	2.525*** (0.701)	0.535 (4.115)	-16,6	1,3	-0,3	-15,6
[61,90]	-21.38** (10.66)	1.327*** (0.312)	8.124** (3.350)	-21,4	5,3	-0,7	-16,8
Events	86						
Observations	774						
R-squared	0,24						

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5 Conclusão

A dissertação buscou analisar os efeitos dos eventos de *rating* das três principais agências nos *spreads* idiossincráticos da dívida corporativa emitida por empresas brasileiras entre 2012 e 2018, observando quebras de nível no intervalo de 90 dias antes a 90 dias depois do evento.

Considerando as agências conjuntamente, é possível concluir que os *re-ratings* têm efeito relevante nos *spreads* tanto para *upgrades* quanto para *downgrades*. O efeito nos *upgrades* é observado em 60 dias antes do evento para os tipos de evento. O efeito posterior é visto para os *upgrades*, enquanto os *downgrades* trazem uma correção de magnitude inferior ao aumento do *spread*.

Outro resultado interessante é que o efeito no *spread* de um *upgrade* normalmente é percebido como uma melhora idiossincrática da empresa, enquanto os *downgrades* normalmente têm motivações sistêmicas.

Já olhando para as agências separadamente, Moody's e S&P têm efeito de mesma direção nas mesmas faixas de tempo para os dois tipos de evento. Fitch não apresentou efeitos relevantes, o que é similar ao encontrado por Norden e Weber (2004). Os motivos para isso levantados nesse estudo sugerem estar relacionados ao atraso nos *ratings* de Fitch em relação às outras agências, ou mesmo a limitação no universo de empresas cobertas.

Uma análise mais detalhada de Fitch pode ser feita em estudos posteriores, abrangendo um universo maior de eventos com o passar do tempo ou adicionando eventos de países com perfil de risco similar ao Brasil. Outro ajuste que pode ser feito posteriormente é o de utilizar a curva de CDS dos *bonds* soberanos brasileiros, dado indisponível para essa dissertação, separando o risco-país do *spread* idiossincrático com uma *proxy* de risco soberano de mesma *duration*, em vez do EMBI+, que considera apenas uma mesma ponderação de *durations* para todos os eventos.

De forma geral, *downgrades* apresentam efeito mais tardio nos *spreads* das empresas brasileiras se comparado aos casos internacionais. Porém, esse efeito continua após o evento, em contraste com o observado na literatura para os outros

mercados. Já os *upgrades* mostram impacto ao longo do horizonte temporal estudado, enquanto não produzem efeito significativo nos mercados com os quais comparados.

Referências

ALTMAN, E. I., RIJKEN, H. A. How rating agencies achieve rating stability. Nova York, NY, Estados Unidos. *Journal of Banking & Finance* 28, 2004. 36 p.

CANTOR, R., MANN, C. Analyzing the Tradeoff Between Ratings Accuracy and Stability. Nova York, Estados Unidos. Moody's Investors Service – Global Credit Research, 2006. 8 p.

CANTOR, R., MANN, C. Measuring The Performance Of Corporate Bond Ratings. Nova York, Estados Unidos. Moody's Investors Service – Global Credit Research, 2003. 28 p.

HITE, G., WARGA, A. The Effect of Bond-Rating Changes on Bond Price Performance. *Financial Analysts Journal*, 1997, vol. 53, issue 3, p 35-51.

HULL, J., PREDESCU, M., WHITE, A. The relationship between credit default swap spreads, bond yields, and credit rating announcements. Toronto, ON, Canada. *Journal of Banking & Finance* 28, 2004. 23 p.

KOTHARI, S.P., WARNER, J. Econometrics of Event Studies. Massachusetts, Estados Unidos. *Handbook of Corporate Finance*, vol, 1, 2007.

MANKINLAY, C. Event Studies in Economics and Finance. Pennsylvania, Estados Unidos. *Journal of Economic Literature*, 1997. 13-39 p.

NORDEN, L., WEBER, M. Informational efficiency of credit default swap and stock markets: The impact of credit rating announcements. Londres, Reino Unido. *Journal of Banking & Finance* 28, 2004. 31 p.

PARISI, F. How Credit Stability Figures Into Standard & Poor's Ratings. Nova York, Estados Unidos. Standard & Poor's Ratings Services, 2014. 7 p.

STEINER, M., HEINKE, V.G. Event Study Concerning International Bond Price Effects of Credit Rating Actions. Augsburg, Alemanha. *International Journal of Finance & Economics*, 2001, vol. 6, issue 2, 139-57.