

## Mudanças de *rating* e o impacto no preço das ações

**Bruno Borges Baracat<sup>1</sup>**  
**Adriana Bruscato Bortoluzzo<sup>1</sup>**  
**Adalto Barbaceia Gonçalves<sup>1</sup>**

<sup>1</sup>*Inspier, São Paulo, Brasil*

### Resumo

**Objetivo** – O objetivo deste trabalho é analisar o impacto que mudanças no *rating* de crédito têm no retorno de longo prazo das ações de empresas brasileiras.

**Metodologia** – Conduzimos um estudo de eventos que mensura como ações na bolsa de valores do Brasil reagem a elevações e rebaixamentos de *rating* pela Moody's e S&P até 2014.

**Resultados** – Nossa amostra apresenta retornos positivos e significantes medidos pelo BHAR para rebaixamentos de *ratings* e não significantes para elevações. Nossos dados ainda mostram o importante papel do *rating* anterior para explicar esses resultados atuando de forma não linear.

**Contribuições** – Nossa pesquisa tem implicação para agregar à teoria de eficiência de mercado a análise do grau de informação presente nos anúncios de mudança de classificação de risco, bem como apresentar resultados para amostra com empresas brasileiras utilizando a metodologia que corrige defeitos apontados em metodologias anteriores.

**Palavras-chave** – *Rating* de crédito; mercado de ações; estudo de eventos; eficiência de mercado.

### Recebimento:

06/09/2018

### Aprovação:

10/10/2019

### Editor responsável:

Prof. Dr. Joelson Oliveira  
Sampaio

### Avaliado pelo sistema:

*Double Blind Review*



**Revista Brasileira de Gestão  
de Negócios**

DOI:10.7819/rbgn.v22i0.4064

## I Introdução

O conteúdo informacional das mudanças de classificação de *rating* das empresas é um tema que é debatido há muito tempo pela literatura. Glascock, Davidson e Henderson (1987) e Pinches e Singleton (1978) não encontram efeitos significativos que não sejam antecipados nos preços das ações das empresas que tiveram sua classificação de risco rebaixadas. Na medida em que os trabalhos de pesquisa passam a incorporar bancos de dados maiores e com maior frequência de dados (mensais e diários), são encontrados fortes indícios de que rebaixamentos geram impacto no retorno de curto e longo prazo das ações (Dichev & Piotroski (2001), Followill & Martell (1997), Griffin & Sanvicente (1982), Linciano (2004), Norden & Weber (2004)). Outros autores analisam ainda que elevações de *ratings* não tem impactos significantes, como Dichev e Piotroski (2001), Hand, Holthausen e Leftwich (1992) e Holthausen e Leftwich (1986). Goh e Ederington (1993) encontram ainda resultados interessantes, como efeitos negativos nos preços em razão de rebaixamentos por queda de lucros, mas aumento de preços por rebaixamentos devidos a aumento de alavancagem.

Essas evidências empíricas do impacto do aumento do risco de inadimplência no retorno das ações são controversas quanto ao sentido em que operam, gerando o que ficou conhecido como *distress puzzle*. Parte das pesquisas mostram uma relação positiva entre risco de inadimplência e retornos de ações e outras encontram o resultado oposto.

Chava e Purnanandam (2010), Friewald, Wagner e Zechner (2014) e Vassalou e Xing (2004), por exemplo, encontram evidências de aumento de rentabilidade para papéis com maior risco de crédito. Nesses casos, o risco de inadimplência é medido pela metodologia proposta em Merton (1974). Resultados empíricos em Friewald et al. (2014) documentam que medindo o risco de crédito pelo *spread* CDS (*Credit Default Swap*) e formando portfólios, comprando empresas com alto risco de crédito e vendendo empresas com baixo risco de crédito, obtemos alfa positivo, depois de controlar os fatores de risco padrão.

Eles utilizam dados entre 2001 e 2010, incluindo a crise de 2008.

Por outro lado, há vários artigos documentando uma relação negativa entre rentabilidade das ações e aumento de risco de inadimplência, como Dichev (1998), Dichev e Piotroski (2001), Griffin e Lemmon (2002), Hand, Holthausen e Leftwich (1992), Vassalou e Xing (2003, 2004) e, mais recentemente, Avramov, Chordia, Jostova e Philipov (2009) e Campbell, Hilscher e Szilagyi (2008). Nesses artigos, no entanto, o aumento de risco é medido por mudança de *ratings* publicados pelas agências de risco (Moody's e S&P) e por métricas de risco de crédito baseadas em dados históricos como Z-Score e O-Score sugeridas respectivamente por Altman (1968) e Ohlson (1980).

Resultados positivos parecem estar em linha com a teoria de mercados eficientes, uma vez que investidores exigem maiores retornos de ativos com maior risco, ressalvada a hipótese de o risco de inadimplência ser ou não considerado um risco sistemático e, portanto, não diversificável. Nesse sentido, Vassalou e Xing (2004) demonstram que o risco de inadimplência é sistemático, sendo inclusive capturado de forma parcial pelos fatores que geram anomalias na formação de preço apontados em Fama e French (1992). Já os artigos que encontram relação negativa entre rentabilidade e aumento de risco de inadimplência aparentam ser conflitantes com a eficiência de mercado: afinal, as agências de *rating* publicam seus resultados com base em análises realizadas partindo de dados públicos e reuniões realizadas nas empresas. Ainda que a empresa pudesse passar informações privadas nessas reuniões, esses efeitos seriam de curto prazo, o que contradiz diversos resultados de longo prazo anteriormente mencionados, por exemplo, por Dichev e Piotroski (2001), que encontram retornos anormais de 10% a 14% após um ano do rebaixamento. Vassalou e Xing (2003) explicam essa aparente contradição pelo fato de que, ao ocorrer o anúncio da mudança de *rating*, a empresa afetada muda seu comportamento em relação a risco, criando um efeito de V invertido nas métricas de risco de inadimplência medidas pelo modelo de Merton (1974). Empresas com

*rating* rebaixado buscam, por exemplo, reduzir riscos e, assim, os retornos esperados serão menores do que empresas comparáveis.

Outra argumentação acadêmica para justificar a aparente contradição alega que os resultados controversos do *distress puzzle* podem ser explicados pelas metodologias escolhidas. Assim, metodologias de estudos de eventos tradicionais, como a proposta por Campbell, Lo e Mackinlay (1997), utilizam o CAR (*Cumulative Abnormal Return*) e não conseguem capturar partes das variações de retorno explicadas por outros fatores, como tamanho da empresa, *rating* e relação entre valor contábil e de mercado do PL (*book-to-market*). Para corrigir esse viés, Dichev e Piotroski (2001) propõem o uso da metodologia BHAR (*Buy and Hold Returns*), seguindo Barber e Lyon (1996). Essa metodologia contrasta o retorno dos papéis com alteração em seu risco de crédito com portfólios de empresas comparáveis, usando métricas para tamanho, relação *book-to-market* e risco de crédito. Mesmo assim os resultados de longo prazo são preservados. Posteriormente, Jorion e Zhang (2006) encontraram efeito moderador do *rating* de crédito anterior, mostrando que essa métrica deve ser incluída nos modelos para evitar o viés de variáveis omitidas. Assim sendo, com a inclusão de variáveis antes omitidas, esperam-se resultados mais consistentes.

Quase todos esses artigos analisam resultados no mercado norte-americano, até porque a cobertura de países emergentes por agências de *rating* é mais recente. Nesse sentido, EE (2008) publica um dos trabalhos pioneiros em países emergentes, encontrando retorno anormal negativo significativo no longo prazo para rebaixamentos, porém menor no caso de países emergentes. Freitas e Minardi (2013) encontraram resultados similares para países latino-americanos, utilizando a metodologia de Campbell, Lo e MacKinlay (1997). Encontraram ainda resultados não significantes para elevações de *ratings*.

Neste artigo, estudamos um banco de dados com 161 mudanças de *rating* no Brasil, emitidas pelas agências Moody's e S&P até 2018. Seguindo metodologia compatível à utilizada por Dichev e Piotroski (2001), geramos 27 portfólios

de controle e encontramos resultados negativos significantes para rebaixamentos de *ratings* com impactos variando de 4,35% em seis meses e até 24,95% em doze meses. Detectamos, ainda, impactos maiores para empresas com piores *ratings*, compatível com o efeito moderador em Jorion e Zhang (2006). Inovamos, nesse sentido, não só na metodologia como também pelo uso de mais dados de oscilação de *rating*, que aumentaram de frequência em razão da recente crise econômica enfrentada pelo país.

Nossos dados ainda demonstram que o efeito moderador do *rating* não é linear, apresentando um efeito quadrático. Assim sendo, os resultados de mudanças de *rating* para empresas no meio do espectro de risco são menos significantes economicamente do que as empresas com baixo risco ou alto risco de crédito. Friewald et al. (2014) já haviam documentado esse padrão de U invertido, só que para probabilidades de falência medidas por *spread* CDS dos títulos de longo prazo das empresas. Nosso trabalho é o primeiro que temos ciência a detectar esse efeito não linear para mudanças de *rating*, efeito este que poderia ser explicado pela preocupação do investidor em rebaixar os preços de empresas no meio do espectro de risco com maior intensidade do que empresas com baixo risco ou alto risco de crédito; as primeiras, possivelmente pelo fato de o rebaixamento ainda estar longe de representar um problema de risco de *default* aumentado, e no caso das empresas com alto risco de crédito, por terem seus preços já devidamente baixos pelo alto grau especulativo que representam. O efeito disciplinador da mudança de *rating* apontada por Vassalou e Xing (2003) parece também ser mais efetivo para empresas com *ratings* nas extremidades do espectro de risco, gerando maiores ajustes e, portanto, retornos esperados menores no médio e longo prazo. O fato de que os recuos de longo prazo são maiores do que os de curto prazo também são compatíveis com o tempo que a empresa leva para conseguir gerar providências efetivas de redução de risco.

Além da importância acadêmica, as conclusões deste trabalho têm impacto para o mercado, uma vez que pode sugerir uma estratégia de investimento de fácil implementação para

gestores e investidores em ações, de compra ou venda de ações que têm seus *ratings* rebaixados ou elevados (não necessariamente nessa ordem). Avramov, Chordia, Jostova e Philipov (2013), por exemplo, mostram que é possível ter ganhos anormais formando portfólios vendidos em empresas com *ratings* rebaixados no mercado norte-americano, e nosso artigo documenta efeitos similares para empresas brasileiras.

O restante deste trabalho está organizado como segue. A segunda seção discute a revisão da literatura. A terceira seção discute a metodologia. A quarta seção discute os resultados obtidos. A quinta seção apresenta a conclusão.

## 2 Revisão da literatura

Os testes empíricos usuais na literatura para medir o impacto de *ratings* examinam variações nos preços das ações anterior, em torno e posterior aos anúncios de mudanças de *rating*, aplicando a metodologia de estudo de eventos. Se mudanças de *rating* trazem ao mercado uma nova informação relevante, é esperada uma reação nos preços após o anúncio. Analogamente, considerando que as agências formulam os *ratings* fundamentalmente com informações públicas disponíveis, mudanças não deveriam impactar o preço das ações pois já refletem todo conteúdo informacional de acordo com a teoria de mercado eficiente.

Dichev e Piotroski (2001) apontam que uma motivação para se estudar o efeito de mudanças de *rating* decorre “pelo fato de as pesquisas existentes oferecerem apenas evidências esporádicas e de certa forma contraditórias sobre esta questão”. De fato, a arbitrariedade na escolha de como modelar e conduzir os testes estatísticos não possibilitou à literatura a criação de uma ortodoxia, ou seja, não há uma metodologia única ideal para medir esse evento. Há muita divergência entre os autores dos trabalhos acadêmicos sobre o assunto até então, por terem utilizado diferentes intervalos de tempo, critérios de seleção de empresas, de agências de *rating*, de medidas de retorno anormal e de filtros na amostra, além de terem aplicado os estudos em diferentes mercados, países e anos. Apresentamos em anexo a Tabela

A-1 resumindo esses estudos, resumindo as características da amostra e os principais resultados de cada um.

Majoritariamente, foram verificados retornos anormais negativos significantes para rebaixamentos de *ratings*, e não significantes para elevações. Vassalou e Xing (2003, 2004) contestam essa conclusão, que de certa forma consolidava-se como padrão na literatura, representando duas anomalias que não faziam sentido do ponto de vista comportamental dos indivíduos em mercados financeiros. Primeiro, a magnitude do impacto de mudanças de *rating* deveria ser o mesmo para rebaixamentos e elevações; afinal, se *ratings* trazem nova informação relevante ao mercado, este deveria reagir independentemente da direção da mudança. Segundo, o retorno anormal verificado para ações rebaixadas deveria ser positivo, uma vez que rebaixamentos implicam maior risco de crédito e investidores requerem maior retorno conforme maior o risco de um investimento. O estudo foi então conduzido de modo a encontrar a razão para a persistência dessas anomalias. Após a realização de testes estatísticos e análise de regressão *cross-section*, os autores concluem que tais anomalias eram específicas do método utilizado para computar o retorno anormal, que até então desconsiderava um fator enviesador. O risco de crédito foi verificado como uma variável explicativa de grande significância do retorno de ações e, logo, deveria ser feito um ajuste na metodologia dos trabalhos para incorporá-lo.

O fato de não se incorporar a variável risco de crédito na modelagem foi apresentado então como causa das anomalias presentes nos resultados obtidos até então na literatura. Vassalou e Xing (2003, 2004) são pioneiros desse raciocínio, e outros dois trabalhos relevantes continuaram a desenvolvê-lo adiante. Norden e Weber (2004) desenvolvem um estudo que revela, dentre outras conclusões, que o *rating* anterior e posterior à mudança influencia a magnitude do retorno anormal. Jorion e Zhang (2006) são mais enfáticos em abordar as anomalias, e desenvolvem um estudo essencialmente focado na importância da variável do *rating* anterior à mudança, concluindo em paralelo a Norden e Weber (2004) que *ratings* passados menores estão

associados a efeitos maiores nos retornos das ações, tanto para rebaixamentos como para elevações.

Vassalou e Xing (2003, 2004) mostram que as mudanças na probabilidade de falência (DLI, *Default Likelihood Index*) têm comportamento de V-invertido em torno da data do anúncio de mudança de classificação de risco. Eles apresentam como possível explicação da mudança de comportamento da empresa após o anúncio. Notam ainda que a intensidade desse V-invertido é dependente do *rating* anterior, sugerindo um comportamento não linear em relação a essa classificação de risco antes do anúncio.

Revelou-se, então, que o efeito de mudanças de *rating* no preço das ações depende do *rating* anterior e posterior à mudança, sendo o efeito maior conforme menor o *rating* anterior. Assim, um canal adicional para a análise dos retornos deve ser incluído. Dessa forma, o viés entre o impacto de rebaixamentos e de elevações é reduzido. Uma vez que o próprio *rating* anterior pode ser considerado uma medida de risco de crédito, pode-se inferir que todos esses autores se complementaram ao indicar de maneira geral a mesma coisa: ações de empresas que possuem maior risco geram retornos maiores. Isso implica um viés que pode explicar por que rebaixamentos até então demonstraram maior impacto, por uma característica intrínseca da distribuição dos *ratings*: os rebaixamentos ocorrem mais frequentemente para empresas que já estavam anteriormente em pior situação do que as empresas que recebem elevações. Como empresas que recebem elevações de *rating* geralmente estão em melhor situação de risco, o retorno anormal associado se apresenta menor. Por outro lado, pode-se argumentar que o efeito de rebaixamentos é maior por empresas divulgarem voluntariamente notícias boas, e serem mais relutantes em relação a notícias ruins. Ainda, argumenta-se que as agências de *rating* aplicam maior rigor e recursos para detectar deteriorações na qualidade de crédito do que melhorias, por ser mais prejudicial para sua reputação não prever problemas graves de crédito, caso se materializem (como na crise do *subprime*).

Assim, em Vassalou e Xing (2003, 2004), são comuns na literatura trabalhos mais recentes

que contestam metodologias anteriores e sugerem adaptações no modelo buscando corrigi-las. Outro exemplo é que a maioria dos trabalhos aplicou a metodologia tradicional de estudo de eventos como explicado por Campbell, Lo e MacKinlay (1997), isto é: o uso do Retorno Anormal Cumulativo (CAR, *Cumulative Abnormal Return*) para medir o retorno anormal; um intervalo de tempo que englobe não só um período depois do evento ter ocorrido, como também um período ao redor e anterior ao acontecimento do evento (apesar da escolha específica ser arbitrária); e pouca customização do portfólio de referência para medir o retorno anormal. Barber e Lyon (1996), porém, conduziram um estudo sobre o poder empírico e a especificação dos testes estatísticos usados em estudos de eventos destinados a detectar retorno anormal no mercado de ações, e concluíram propondo ajustes para melhorar a significância dos testes: primeiro, o retorno anormal deve ser medido pelo método BHAR em detrimento ao CAR, uma vez que “*CARs are biased predictors of BHARs*” que potencialmente levam a inferências incorretas e não correspondem ao valor apropriado de investir em uma ação ao longo do tempo; segundo, os retornos anormais não devem ser medidos com base em um portfólio de referência (o índice de mercado), pois promove três tipos de viés (*listing*, *rebalancing* e *skewness*), e sim com base em portfólios diferentes agrupados conforme o tamanho e o *book-to-market* das empresas, condicionando o retorno anormal ao respectivo portfólio.

Os ajustes propostos acima foram implementados apenas por Dichev e Piotroski (2001), que desenvolveram um dos trabalhos mais relevantes da literatura recente, focado no longo prazo, e que serve como a melhor referência para o desenvolvimento deste estudo. Vale ressaltar o trabalho de Freitas e Minardi (2013), que, apesar de abordarem a América Latina como um todo, apresentaram análises individuais por país, utilizando a metodologia tradicional CAR. O Brasil representou boa parte da amostra e teve grande relevância no estudo, sendo assim o trabalho cujo contexto mais se assemelha a este, ainda que posicionado de maneira diferente.



### 3 Metodologia

Em linha com a metodologia de Dichev e Piotroski (2001), será conduzido um estudo empírico para analisar se as mudanças nos *ratings* de crédito impactam significativamente os retornos de curto e longo prazo de ações, nesse caso exclusivamente de empresas brasileiras. Para validar a hipótese desse impacto ser significativo, será testada a existência de retorno anormal no período de seis meses a um ano após o anúncio da mudança de *rating*, incluindo o efeito moderador em Jorion e Zhang (2006).

#### 3.1 Dados

Foram coletados os dados de todas as elevações e rebaixamentos de *rating* (desconsiderando revisões, retiradas e afirmações) de empresas brasileiras negociadas na B3, que compõem o Índice Bovespa, pela Moody's e a S&P, até final de 2018.

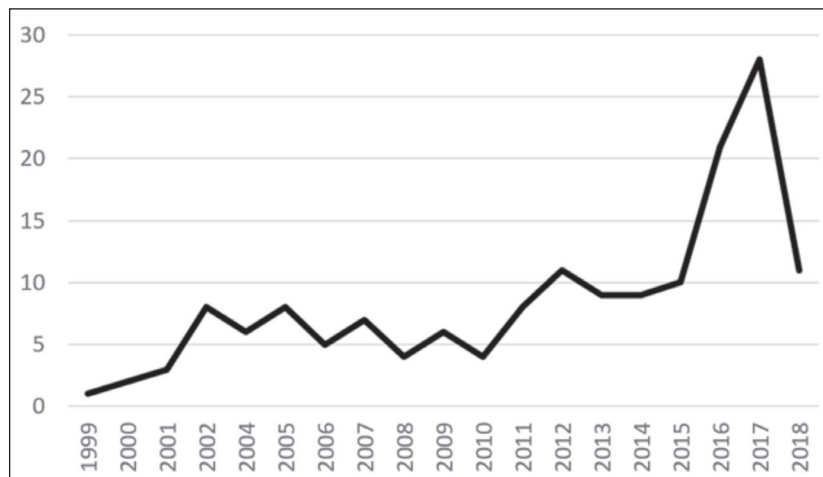
O Ibovespa é composto por empresas que juntas representam 85% do índice de negociabilidade da B3, a bolsa de valores brasileira, além de atenderem individualmente a outros critérios de volume, liquidez e tamanho (estarem presentes em 95% dos pregões e não serem classificadas como *penny stocks*). Portanto, a opção de restringir as mudanças de *rating* apenas para empresas que compõem o índice foi no sentido de mitigar ações de liquidez muito baixa e de pouca representatividade, que poderiam apresentar retornos enviesados por diversos fatores característicos de empresas pequenas, além de não apresentarem dados o suficiente para comparação com o portfólio de referência em datas muito defasadas, dado que a primeira mudança de *rating* ocorreu em 1998.

A base de dados das mudanças de *rating* foi fornecida pela Bloomberg, e foi aplicado um filtro para conter apenas os do tipo *issuer*, ou seja, os *ratings* das empresas como um todo e não de

títulos individuais emitidos. Um segundo filtro foi aplicado exclusivamente para os *ratings* da S&P, que separa os *issuer ratings* em curto prazo (*short-term*) e longo prazo (*long-term*), contendo apenas o último. Os filtros foram aplicados por três motivos: primeiro, há muitas ocorrências de *ratings* diferentes para diferentes títulos de uma mesma empresa, o que dificultaria a análise; segundo, os *ratings* do tipo *long-term issuer* são mais adequados para este estudo por refletirem a capacidade geral de longo prazo da empresa em cumprir com suas obrigações financeiras; terceiro, os *issuer ratings* são mais abundantes que os *ratings* de títulos individuais, o que é importante para que os resultados sejam representativos do mercado, especialmente quando se trata do Brasil, cuja cobertura das agências ainda é recente e relativamente escassa e, portanto, o tamanho amostral é baixo comparado a países mais desenvolvidos.

Finalmente, foram excluídas múltiplas mudanças de *rating* que ocorreram na mesma data de uma mesma empresa ou dentro do intervalo de um ano, para não enviesar seu retorno. Essa exclusão diminuiu significativamente a base de dados, mas não comprometeu a conclusão deste trabalho: se não fosse feita, essas empresas apenas teriam maior peso no resultado final. Também foram excluídas mudanças de *rating* de empresas que não apresentaram portfólio de referência correspondente na data.

Após a aplicação dos filtros, a base de dados apresentou 161 observações, dentre 36 empresas do índice. A Figura 1 mostra a quantidade de mudanças de *rating* ao longo do período estudado. Notam-se poucas alterações no *rating* de empresas brasileiras entre 1999 e 2010, e a partir de 2011 essa quantidade aumenta, apresentando um pico de 28 mudanças em 2017, seguindo o padrão de rebaixamento recebido pelo Brasil nas principais agências internacionais desde 2014.



**Figura 1.** Evolução da quantidade de mudanças de *rating* para empresas brasileiras no período de 1999 a 2018.

O uso de elevações e rebaixamento de *ratings* como medida do risco de inadimplência se baseia implicitamente na suposição de que todos os ativos dentro de uma categoria de *rating* compartilham o mesmo risco de inadimplência e, ainda, que é impossível para uma empresa experimentar mudanças em sua probabilidade de inadimplência sem também experimentar uma mudança de classificação. A Tabela 1 resume a magnitude de todos os rebaixamentos e elevações de classe de *rating* pela Moody's e S&P contidos na amostra final, durante o período citado, como feito em Dichev e Piotroski (2001). As colunas representam a classe do *rating* anterior à mudança e as linhas representam a classe de *rating* posterior à mudança. A nomenclatura das classes utilizada é da S&P, lembrando que, apesar de variar entre as agências, são equivalentes. A classe AA da S&P, por exemplo, engloba os ratings AA+, AA e AA- e é equivalente à classe Aa da Moody's, que engloba os ratings Aa1, Aa2 e Aa3. O número de cada

célula representa a quantidade de observações que tiveram o respectivo *rating* inicial e final. A diagonal da matriz captura as mudanças de *rating* dentro da mesma classe.

A diagonal principal da matriz contida na Tabela 1 contém 105 observações, ou seja, 65,2% das mudanças de *rating* ocorreram dentro da mesma classe de *rating*. Das 56 mudanças entre diferentes classes, 53 (94,6%) ocorreram na magnitude de 1 classe (de BB para BBB). Ainda, dentre as 56 mudanças entre diferentes classes, 42 foram rebaixamentos (75%) e 14, elevações (25%).

Adicionalmente, 50 *ratings* após mudança ficaram acima ou igual à classe BBB, ou seja, 31,1% dos *ratings* após mudança possuem grau de investimento, ao passo que o restante possui grau especulativo. Finalmente, 26 *ratings* (16,2%) foram mudados do grau especulativo para o grau de investimento, e o inverso ocorreu apenas sete vezes (4,4%).

Tabela 1

**Matriz de mudanças de classe de *rating* da Moody's e S&P da amostra.**

Rating Inicial	Rating final								
	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	CC	C, D
AAA	0	0	0	0	0	0	0	0	0
AA	0	0	0	0	0	0	0	0	0
A	0	0	1	2	0	0	0	0	0
BBB	0	0	4	36	7	0	0	0	0
BB	0	0	2	24	59	5	0	0	0
B	0	0	0	0	9	7	0	0	0
CCC	0	0	0	0	1	2	2	0	0
CC	0	0	0	0	0	0	0	0	0
C, D	0	0	0	0	0	0	0	0	0

A partir da primeira data de mudança de *rating* da base de dados aqui utilizada, em 15 de janeiro de 1999, foram coletados o preço de fechamento, a capitalização a mercado, o *book-to-market* e o *issuer rating* das ações de todas as empresas que compõem o Ibovespa, um ano e seis meses após a data em que ocorreu a última mudança de *rating* da amostra. Esses dados são utilizados para a composição dos portfólios de referência usados no cálculo de retorno anormal e foram fornecidos pela Economatica. Caso uma empresa não tenha *rating* atribuído por pelo menos uma das duas agências de *rating* (Moody's e S&P) ou não tenha *book-to-market* na data de determinada mudança de *rating*, ela não será incluída no portfólio de referência nessa data.

### 3.2 Mensuração dos retornos anormais

A mensuração do retorno anormal das empresas que tiveram seu *rating* alterado foi feita para um ano e seis meses após o anúncio da mudança. Como sugerido por Barber e Lyon (1996), a metodologia para o cálculo de retorno anormal será a BHAR.

Primeiro, será calculado o retorno *buy-and-hold* de um ano (252 dias úteis) para cada ação que teve seu *rating* mudado, a partir da data da mudança, conforme expresso na equação (1). O mesmo será feito para todas as outras ações que não tiveram o *rating* mudado, mas que compõem o Ibovespa, para o mesmo período. Dessas ações, algumas serão selecionadas para a composição

do portfólio de referência, que será mais bem explicado adiante, cuja média de seus retornos servirá para o cálculo do retorno anormal. Deste modo, o retorno *buy-and-hold* de uma empresa cujo *rating* foi mudado, menos o retorno *buy-and-hold* de um portfólio de referência, é o retorno anormal, conforme expresso em (2).

$$R_{i,t} = (P_{i,t} / P_{i,t-T}) - 1 \quad [1]$$

$$BHAR_{i,t} = R_{i,t} - R_{\text{portfólio},t} \quad [2]$$

Em que:

- $BHAR_{i,t}$  é a combinação dos retornos anormais  $i$  até a data  $t$ ;
- $AR_{i,t}$  é o retorno anormal *buy-and-hold* um ano após a mudança do *rating*  $i$  na data  $t$ ;
- $R_{i,t}$  é o retorno *buy-and-hold* de um ano da empresa  $i$  na data  $t$ ;
- $R_{\text{portfólio},t}$  é o retorno *buy-and-hold* de um ano do portfólio de referência (i.e. média do retorno das empresas que o constituem) na data  $t$ , escolhido dentre os 27 compostos por tercís de tamanho, *book-to-market* e classe de risco; e
- $T$  é a janela (prazo) considerada, doze meses e seis meses.

Para efeito comparativo, a metodologia CAR convencionalmente usada na literatura calcularia o retorno anormal de um ano de uma empresa como a soma da diferença entre o retorno



mensal (ou diário) da ação e do Ibovespa (ou outro índice desejado), por doze meses (ou 252 dias). Ou seja, a grande maioria dos trabalhos presentes na literatura utiliza o principal índice da bolsa de valores do respectivo país em que o estudo foi feito como a referência para calcular o retorno anormal, independentemente da empresa em análise.

Neste trabalho, são feitos diferentes portfólios de referência embasados em variáveis explicativas do retorno de ações, para mitigar a presença de viés, conforme indicado em outros trabalhos; a vantagem de utilizar o portfólio de referência é que as empresas que compõem o portfólio funcionam como grupo “controle” daquelas que sofreram alteração de *rating*. Barber e Lyon (1996) apontaram o valor de mercado e o *book-to-market* das empresas como variáveis que condicionam o retorno de suas ações. Posteriormente, Vassalou e Xing (2003, 2004) confirmaram e ainda apontaram o risco de crédito e a variação do risco de crédito como novas variáveis. Finalmente, Jorion e Zhang (2006) apontaram o *rating* inicial e final. Logo, buscando ajustar o modelo a essas propostas, são constituídos portfólios de referência com base nessas três variáveis: tercis de valor de mercado, de *book-to-market* e de *rating*. O próprio *rating* das empresas foi utilizado como proxy para o risco de crédito, inviabilizando, assim que fosse incorporado, também a variação do risco. Como as notas dos *ratings* são variáveis qualitativas, é atribuída uma escala cardinal entre elas, sendo cada tercil representado pela letra inicial do *rating*: o tercil “A” engloba os ratings de AAA (Aaa) a A- (A3); o tercil “B” engloba de BBB+ (Baa1) a B- (B3); e o tercil “C”, de CCC+ (Caa1) a D.

São utilizadas as seguintes variáveis de controle para composição dos portfólios de referência:

1. Tamanho (ou valor de mercado): representado pela capitalização de mercado da empresa, em reais.
2. *Book-to-market*: representado pelo valor total do ativo listado no balanço da empresa, descontado pelos ativos intangíveis e pelos passivos e depois dividido pela capitalização de mercado.

3. *Rating*: representado pelo *rating* atribuído à empresa pela S&P ou Moody's, em uma escala cardinal de três categorias.

Assim, formamos um total de 27 diferentes portfólios de referência. Para cada empresa que teve seu *rating* mudado, comparamos seu retorno *buy-and-hold* com o retorno de seu respectivo portfólio de referência, cuja combinação resulta no BHAR (como descrito na equação 2).

Como exemplo, considere a Suzano, que teve seu *rating* rebaixado de BBB- para BB+ em 16/3/2018. Nessa data, a Suzano estava no terceiro tercil de tamanho e no segundo tercil de *book-to-market* dentre todos os papéis que constituem o índice Bovespa na época. Oito outras empresas brasileiras que não mudaram de *rating* estão no mesmo tercil de tamanho e *book-to-market*. Dentre essas oito empresas, cinco também estão no tercil “B” de *rating*, similares à Suzano, constituindo assim um portfólio de referência, cujo retorno  $R_{\text{portfólio},t}$  de 12 meses de -21,11% foi obtido pela combinação dos retornos individuais de cada empresa no ano (ao estilo *buy-and-hold*). Logo, caso nossa amostra de mudanças de *rating* fosse apenas da Suzano, que teve um retorno individual em doze meses de -40,34%, o BHAR seria  $R_{x,1} - R_{\text{portfólio},t} = -40,34\% - (-21,11\%) = -19,23\%$ .

Por fim, a hipótese nula e a alternativa foram definidas para determinar se o BHAR calculado é significativo e descrever quais são suas implicações, como segue:

- $H_0: \mu \text{ BHAR} = 0$ . Não é verificado retorno anormal para ações de empresas brasileiras um ano após o anúncio de mudança de *rating*. Ou seja, mudanças de *rating* não têm impacto no retorno de longo prazo de ações no mercado brasileiro.
- $H_1: \mu \text{ BHAR} \neq 0$ . É verificado retorno anormal para ações de empresas brasileiras um ano após o anúncio de mudança de *rating*. Ou seja, mudanças de *rating* têm impacto no retorno de longo prazo de ações no mercado brasileiro.

O teste utilizado para testar a significância do BHAR é o *t-student* (teste-t), calculado pela equação (4). Também é realizado o teste Jarque-Bera (JB) para verificar se a variável BHAR é

normal, uma vez que o teste-t trabalha com essa suposição. Se a normalidade for rejeitada, representará uma limitação do modelo.

$$t = \frac{\overline{\text{BHAR}}}{s/\sqrt{n}} \quad [4]$$

Em que:

BHAR é a média aritmética da amostra de retornos anormais;

$s$  é o desvio padrão da amostra de retornos anormais; e

$n$  é o tamanho da amostra de retornos anormais.

A mesma metodologia foi utilizada para o retorno anormal de um ano e para seis meses. Essa metodologia é mais adequada, pois incorpora possíveis influenciadores de retorno no portfólio de referência, não criando um viés no resultado de significância do retorno anormal. Majoritariamente, os trabalhos prévios não

$$\text{BHAR}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Eleva}_i + \beta_2 \text{Rebaixa}_i + \beta_3 \text{Rating}_i + \beta_4 \text{Rating}_i^2 + \varepsilon_i$$

Em que BHAR é o retorno anormal *buy-and-hold* da empresa  $i$ , “Eleva” é uma variável *dummy* indicadora de elevação de classe de *rating*, “Rebaixa” é uma variável *dummy* indicadora de rebaixamento de classe de *rating*, “Rating” é uma variável categórica ordinal com valores de 1 (classe AAA) a 9 (classes C e D) e “Rating<sup>2</sup>” foi inserida no modelo para representar a relação não linear entre BHAR e *Rating* de crédito.

É importante lembrar que se trabalhou com mudança de classe de *rating* neste artigo, como feito em Dichev e Piotroski (2001). Foram realizados, porém, os mesmos testes utilizando as mudanças de *rating* e não de classe, e os resultados não foram relevantes estatisticamente, o que provavelmente indica que os investidores não reagem a mudanças de *rating* dentro da mesma classe de *rating*, mas sim existe reação à mudança de classe de *rating*. Se um ativo apresenta alteração do *rating* BBB para BBB-, por exemplo, o investidor parece não enxergar isso como uma

aplicaram essa correção e, no final, realizaram uma regressão do retorno anormal para avaliar quais variáveis melhor o explicam. Apesar de a regressão apontar quais variáveis impactaram o retorno anormal das ações além da mudança de *rating*, esses efeitos não foram isolados previamente por não serem incorporados no portfólio de referência e, assim, o impacto das mudanças de *rating* é incerto.

Além do teste de médias, foram utilizados modelos de regressão linear múltipla para verificar o impacto da elevação e do rebaixamento de classe de *rating* no BHAR das empresas que sofreram alteração no *rating* de crédito e para verificar a existência de relação não linear em forma de U-invertido no mercado brasileiro, como detectado em Vassalou e Xing (2003, 2004). A análise de resíduos foi elaborada utilizando o teste de White e Jarque-Bera para verificação da homocedasticidade e da normalidade dos erros, respectivamente.

Dessa forma, a equação (5) representa o modelo completo de regressão:

alteração relevante, uma vez que ambos os *ratings* estão dentro da mesma classe (*Lower medium grade*). Já um rebaixamento de BBB- para BB+ é mais relevante, pois implica a mudança da classe *Lower medium grade* para a classe *Non-investment grade- speculative*.

## 4 Resultados

A amostra final utilizada neste trabalho contém 161 mudanças efetivas de *issuer rating* pela Moody's e S&P de empresas brasileiras que compõem o índice Ibovespa, excluídas mudanças concomitantes no intervalo de um ano.

Majoritariamente, nos trabalhos anteriores, verificou-se um impacto negativo no retorno das ações para rebaixamentos de *rating*, à medida que o mesmo não ocorreu para elevações. Dichev e Piotroski (2001) foi o primeiro trabalho de destaque que se diferenciou do que estava se tornando tendência na literatura ao incorporar

ajustes de *book-to-market* e tamanho no modelo, além de utilizar a metodologia BHAR para medir os retornos anormais. Sua conclusão de que o impacto de mudanças de *ratings* só era significativo no caso de rebaixamentos foi, porém, acusada posteriormente de ser enviesada pelo efeito do risco das empresas. Jorion e Zhang (2006) e Vassalou e Xing (2003, 2004) reconheceram a importância do risco no retorno das empresas e se embasaram em Dichev e Piotroski (2001) para desenvolver um modelo que também incorporasse esse fator, cada um à sua maneira. O modelo aqui utilizado aplica os mesmos ajustes incorporados por esses autores; no entanto, a conclusão deste trabalho se assemelha aos resultados de Dichev e Piotroski (2001), mesmo com a inclusão do efeito moderador do *rating*.

A Tabela 2 apresenta as medidas descritivas da variável BHAR para as empresas que sofreram rebaixamento e elevação e que não tiveram

mudanças na classe do *rating* de crédito. Observa-se que, ao seguir a grande maioria dos resultados obtidos previamente na literatura, houve um retorno anormal médio negativo de 25% no caso de rebaixamentos e positivo de 2,6% no caso de elevações da classe de *rating*. No caso das empresas sem alteração de classe de *rating*, essa média foi igual a 3,2%. Considerando os resultados do teste t para verificação da existência de retorno anormal igual a zero, somente para os rebaixamentos de classe pode-se considerar que há retorno anormal, e ele é negativo. É importante salientar que esses resultados estão em linha com Vassalou e Xing (2003, 2004), que utilizam dados de 1971 a 1999, com 5.034 mudanças de *rating* no mercado norte-americano, e obtêm resultados positivos após ajustar os mesmos ao tamanho, indicador *book-to-market* e probabilidade de falência (DLI), medidos pelo modelo de Black & Scholes (1973).

Tabela 2

**Medidas descritivas de BHAR para rebaixamentos, elevações e não alteração de classe de *rating* da amostra**

	Rebaixamento de classe	Sem alteração de classe	Elevação de classe
Média	-25,0%	3,2%	2,6%
Mediana	-21,7%	0,14%	8,0%
Mínimo	-52,6%	-98,8%	-68,2%
Máximo	5,58%	99,8%	93,6%
Desvio padrão	19,2%	33,7%	32,4%
Tamanho da amostra	42	105	14
Estatística do teste t	-3,91***	1,01	0,49

Nota: Teste t para verificação de existência de retorno anormal igual a 0. \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$  e \*  $p < 0,1$ .

Para avaliar o efeito dos rebaixamentos e elevações de classe de *rating* de crédito das empresas brasileiras, bem como investigar a existência de uma relação curvilínea entre o *rating* e o retorno anormal, na forma de U invertido, conforme sugerido pela relação não linear obtida por Vassalou e Xing (2003, 2004), foram propostos modelos de regressão linear múltipla. A variável resposta considerada foi o BHAR, ao passo que as variáveis explicativas são duas variáveis indicadoras: uma para rebaixamento de

classe e outra para elevação de classe de *rating*, e uma variável que indica o *rating* de crédito da empresa, assumindo os valores de 1 a 9, de forma que o *rating* vai decrescendo de classificação, ou seja, o *rating* igual a 1 representa as empresas com classificação AAA e o *rating* igual a 9 representa as empresas na categoria C e D.

Como o BHAR já incorpora nos portfólios de referência o controle de valor de mercado, *book-to-market* e *rating*, decidiu-se apresentar os resultados do modelo de regressão sem essas

variáveis de controle, apenas por questão de obter maior precisão dos estimadores de mínimos quadrados ordinários, uma vez que o tamanho da amostra é limitado. O modelo estimado com essas variáveis de controle não apresentou mudança nos resultados nem relevância dos controles e pode ser obtido mediante solicitação aos autores.

As Tabelas 3 e 4 apresentam os resultados dos modelos de regressão para BHAR de um ano e seis meses, respectivamente. Foram estimados três modelos: o Modelo 1 considera apenas as variáveis que indicam elevação e rebaixamento de classe de *rating* de crédito; o Modelo 2 inclui apenas o *rating* e sua forma quadrática para

avaliar a relação curvilínea; e o Modelo 3, que possui todas as variáveis envolvidas na análise para considerar seus efeitos conjuntos. Em todos os modelos foi realizada uma análise de resíduos, verificando: 1 - normalidade dos erros, que foi rejeitada, porém os resultados são considerados robustos à falta de normalidade por essa amostra ser considerada grande o suficiente, composta por mais de cerca de 15 a 20 observações para cada variável explicativa incluída no modelo (Hair et al., 1998); 2 - homocedasticidade dos erros, que também foi rejeitada, então foi utilizado o erro padrão robusto de White.

Tabela 3

**Resultados dos modelos de regressão para BHAR em 12 meses**

Variável	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3			
	Coefficiente	EP	Coefficiente	EP	Coefficiente	EP		
Eleva	-0,02173	0,0620			0,0131	0,0631		
Rebaixa	-0,25519	***	0,0688		-0,2495	***	0,0813	
<i>Rating</i>			0,7543	***	0,2455	0,6416	**	0,2737
<i>Rating</i> <sup>2</sup>			-0,0832	***	0,0245	-0,0733	***	0,0268
Intercepto	0,004865	0,0320	-1,6755	***	0,6188	-1,3566	**	0,7033
n	159		159		159			
R <sup>2</sup>	0,0321		0,0625		0,0921			
R <sup>2</sup> ajustado	0,0187		0,0505		0,0686			
Teste F	2,50	*	5,20	***	5,92	***		

Nota: \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05 e \* p<0,1. EP = erro padrão.

No Modelo 1 (Tabela 3), percebe-se que o rebaixamento de classe de *rating* de crédito das empresas brasileiras leva a uma queda estatisticamente significativa do BHAR, ao passo que uma elevação de classe não possui impacto relevante no BHAR, em comparação com as empresas que não sofreram mudança de classe de *rating*. Esses resultados foram verificados de forma descritiva na Tabela 2. O Modelo 2 indica que há um efeito curvilíneo do *rating* de crédito no BHAR, ou seja, empresas brasileiras com *rating* mais elevado (categoria A) e mais baixo (categoria C) possuem menor BHAR, ao passo que aquelas com *rating* intermediário (categorias BBB e BB) ficam com BHAR um pouco mais

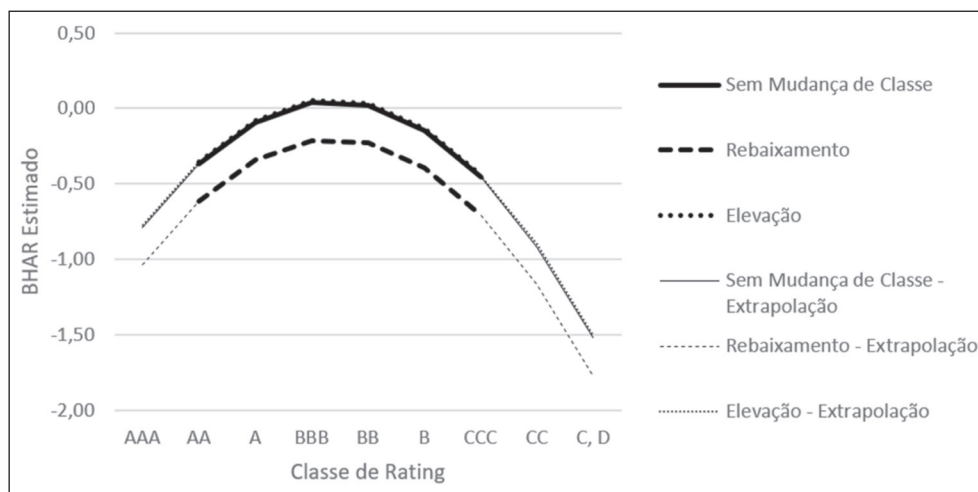
elevado. No caso do mercado brasileiro, as empresas apresentaram *rating* de crédito de A até B no período avaliado, então a curva acaba sendo estimada apenas para essas classificações para que não haja erro de extrapolação, uma vez que não há na amostra empresas nas demais categorias de *rating*.

Já com base nos resultados do Modelo 3, que inclui todas as variáveis analisadas, nota-se que os efeitos permanecem. Avaliando os resultados do ponto de vista econômico, pode-se concluir que as empresas que sofreram rebaixamento de classe de *rating* de crédito apresentaram, em média, um BHAR 25,52% superior quando comparadas às empresas que não sofreram mudança de classe

de *rating*, mantendo-se fixo o *rating*. Da mesma forma, as empresas que sofreram uma elevação de classe de *rating* de crédito apresentaram um BHAR médio 2,17% inferior em comparação com aquelas empresas que não mudaram a classe de *rating* no período. Além disso, o rebaixamento de classe de *rating* provoca uma queda no BHAR que é estatisticamente significativa, ao passo que a elevação de classe não provoca mudança significativa do ponto de vista estatístico no BHAR.

Quanto ao resultado da relação curvilínea entre BHAR e *rating* (Modelos 2 e 3 da Tabela

2), comprova-se que a relação é relevante estatisticamente e tem forma de U-invertido, uma vez que o coeficiente do *rating* ao quadrado tem sinal negativo. Para ilustrar o efeito, foi elaborada a Figura 2, que representa o efeito curvilíneo da classificação do *rating* no BHAR separando as empresas com rebaixamento, elevação e sem alteração na classe do *rating*. Como as empresas brasileiras só apresentaram *rating* nas categorias A, BBB, BB e B, deixamos a extrapolação dos resultados para as demais categorias de *rating* em um formato diferente na Figura 2 para chamar a atenção do leitor.



**Figura 2.** Representação gráfica do efeito curvilíneo da classificação do *rating* de crédito para BHAR em doze meses, separando as empresas que apresentaram rebaixamento e elevação e ou que não apresentaram mudança de classe no *rating*.

Na Tabela 4 são apresentados os resultados dos modelos utilizando o BHAR em seis meses como variável resposta, um prazo mais curto do que um ano, utilizado na Tabela 3. Essa avaliação vai permitir verificar se há diferenças na avaliação do mercado em diferentes períodos observados. O que se esperaria é que se, de alguma forma, as mudanças de *rating* incorporassem algum tipo de informação privada obtida pelas entrevistas realizadas pelas agências, o impacto dessa informação nos resultados seria maior no curto prazo e se dissiparia no longo prazo.

Com base nos resultados do Modelo 1 (Tabela 4), nota-se que os sinais dos coeficientes são negativos, indicando uma queda no BHAR para as empresas com elevação e rebaixamento

de classe de *rating*, porém esses resultados não são relevantes estatisticamente. Isso indica que o mercado tem uma percepção negativa em especial para os rebaixamentos de classe já nos seis meses após o anúncio, mas esta queda só se torna significativa em termos estatísticos após um ano. Para o mercado brasileiro, em termos de rebaixamento de classe de *rating*, há uma queda de 10,15% no BHAR em seis meses e de 25,52% em um ano.

No caso da relação curvilínea, ela já é detectada em seis meses e os resultados são similares ao que acontece com o BHAR em um ano. Isso confirma a existência desse formato de U-invertido no mercado brasileiro, tanto em seis meses quanto em um ano.



Tabela 4

**Resultados dos modelos de regressão para BHAR em seis meses**

Variável	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3			
	Coefficiente	EP	Coefficiente	EP	Coefficiente	EP		
Eleva	-0,0075	0,0570			-0,0280	0,0529		
Rebaixa	-0,1015	0,0818			-0,0435	0,0929		
<i>Rating</i>			0,6432	***	0,4869	0,6253	**	0,2453
<i>Rating</i> <sup>2</sup>			-0,0594	***	0,0333	-0,0574	**	0,0242
Intercepto	-0,0281	0,0254	-1,7256	***	1,4883	-1,6779	***	0,6150
n	161		161		161			
R <sup>2</sup>	0,0076		0,0555		0,0582			
R <sup>2</sup> ajustado	0,0049		0,0436		0,0341			
Teste F	0,61		4,64	***	4,48	***		

Nota: \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05 e \* p<0,1. EP = erro padrão.

A explicação proposta por Vassalou e Xing (2003, 2004) acerca do resultado obtido, que parece contraintuitivo para maioria dos autores, consiste no fato de que maiores retornos estão associados a maiores riscos de crédito. Ou seja, apesar de o pensamento majoritário na literatura ser de que rebaixamentos naturalmente são seguidos de retornos negativos (inverso para elevações), o oposto deveria ocorrer, pois empresas cujas *ratings* são rebaixados apresentam maior risco e, portanto, deveriam apresentar maiores retornos esperados, incorporando imediatamente a “má notícia” logo no anúncio e apresentando retornos maiores em razão da queda de preço. Outra maneira de se pensar esse mesmo fator é que investidores requerem maior retorno quanto maior o grau de risco sistemático de um investimento; portanto, investidores que compram ações de empresas recentemente rebaixadas esperam e requerem maior retorno para compensar o maior risco.

Ainda, os resultados obtidos aqui representam o efeito disciplinador que uma mudança de *rating* impõe sobre uma empresa, também citado por Vassalou e Xing (2003, 2004). Pode-se considerar que rebaixamentos de *rating* atuam como disciplinadores para empresas, que passam a reformular suas práticas e estratégias na medida do possível quando têm seu *rating* rebaixado. Algumas empresas (em especial as maiores) conseguem efetivamente reduzir o risco

de inadimplência (DLI) consistentes com menores taxas de rentabilidade. Outras empresas que não consigam esse resultado terão sim suas taxas de rentabilidade aumentadas com o aumento de risco. Analogamente, uma elevação de *rating* pode levar uma empresa a se acomodar e não buscar melhorias significativas ou mudanças em suas práticas, justificando uma consequente performance praticamente inalterada.

## 5 Conclusão

Este estudo analisa o retorno de longo prazo de ações brasileiras seguido de mudanças de *rating*. Concluímos que existe uma acentuada redução de cerca de 25% na rentabilidade no longo prazo gerado por redução de *rating* mas não por sua elevação. Esse resultado é significativo tanto do ponto de vista estatístico como econômico, consistente com Dichev e Piotroski (2001) e Vassalou e Xing (2013). Apesar de a literatura prever que papéis com maior risco de crédito deveriam ter retornos esperados maiores, nossos resultados mostram resultado oposto. A explicação para tanto é dada por esses últimos autores, conforme os quais a flutuação da probabilidade de *default* (DLI) em torno das mudanças de *ratings* ocorre em formato de um V invertido em especial nos rebaixamentos. Assim, algumas firmas utilizam o efeito disciplinador do rebaixamento para reduzir seu risco de crédito, e com isso passam

a apresentar retornos menores, consistentes com a redução de risco e a teoria. Outras empresas, em especial empresas de pequeno porte (que não constam de nossa amostra por ser limitada às empresas listadas na Bolsa e participantes do índice Bovespa) poderiam ter retornos esperados maiores por não conseguirem reverter sua probabilidade de *default*, ainda conforme esses últimos autores. Esses efeitos no caso brasileiro foram majorados pela crise econômica iniciada em 2015.

Nossos resultados são obtidos por um estudo de eventos não tradicional (BHAR) para medir como a Bolsa de Valores reage a rebaixamentos e elevações de *rating* pela Moody's e S&P, no intervalo de seis meses e um ano.

Majoritariamente, na literatura prévia, foram verificados retornos anormais negativos significantes para rebaixamentos de *ratings*, e não significantes para elevações: o método BHAR foi utilizado para computar o retorno anormal e múltiplos portfólios de referência foram criados para controlar os efeitos enviesadores de variáveis explicativas do retorno de ações (tamanho, *book-to-market* e risco de crédito). Tal metodologia aqui utilizada aplica os ajustes sugeridos por Jorion e Zhang (2006) e Vassalou e Xing (2003, 2004), portanto era esperado que a conclusão deste trabalho se assemelhasse à deles, como de fato ocorreu.

Primeiro, o retorno anormal foi negativo e significativo para rebaixamentos e não significativo para elevações de *rating*, consistente com a racionalidade dos agentes econômicos de requerer um retorno maior conforme maior o risco de um investimento e consistente com o efeito disciplinador que um rebaixamento de *rating* impõe sobre uma empresa. Segundo, a significância do retorno anormal para rebaixamentos e elevações de *rating* não foi simétrica, consistente com a racionalidade de que o efeito do anúncio do rebaixamento de *ratings* tem efeito diferente comportamental diferente da elevação por parte da empresa.

Finalmente, detectamos ainda que o *rating* anterior tem impacto significativo na determinação da magnitude do BHAR que ocorre de forma não linear. Assim, anúncios de rebaixamento em

empresas com *ratings* B têm menor magnitude do que para empresas A ou C, possivelmente pela capacidade de reagir mais rapidamente aos anúncios por parte das empresas que não querem perder sua fama de empresa de baixo risco (A) e das empresas que estariam entrando em uma situação de inadimplência iminente (C).

Duas limitações do modelo que podem comprometer as conclusões aqui obtidas são a anormalidade da série de retornos anormais e o pequeno tamanho amostral utilizado neste trabalho, por se tratar do mercado brasileiro. A base de dados de 161 mudanças de *rating* é muito aquém da encontrada por países mais desenvolvidos, cujos trabalhos prévios foram feitos, e contribui para uma menor significância e poder dos testes estatísticos. Excluindo tais dificuldades, este estudo foi conduzido meticulosamente, de maneira a conciliar as sugestões de outros autores e aplicar os ajustes necessários para mitigar qualquer viés. Permanecem em pauta o conteúdo informacional dos *ratings* e as contribuições das agências de classificação para o mercado, que, de qualquer modo, beneficiam os investidores com um serviço gratuito de monitoramento das empresas e mitigam potenciais assimetrias de informação.

## Referências

- Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The journal of finance*, 23(4), 589-609.
- Avramov, D., Chordia, T., Jostova, G., & Philipov, A. (2009). Dispersion in analysts' earnings forecasts and credit rating. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 83-101.
- Avramov, D., Chordia, T., Jostova, G., & Philipov, A. (2013). Anomalies and financial distress. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 139-159.
- Barber, B. M., & Lyon, J. D. (1996). Detecting abnormal operating performance: The empirical power and specification of test statistics. *Journal of Financial Economics*, 41(3), 359-399.

- Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637–657.
- Campbell, J. Y., Hilscher, J., & Szilagyi, J. (2008). In search of distress risk. *The Journal of Finance*, 63(6), 2899-2939.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1997). *The econometrics of financial markets* (2nd ed). New Jersey: Princeton University Press.
- Chava, S., & Purnanandam, A. (2010). Is default risk negatively related to stock returns?. *The Review of Financial Studies*, 23(6), 2523-2559.
- Dichev, I. D. (1998). Is the risk of bankruptcy a systematic risk?. *the Journal of Finance*, 53(3), 1131-1147.
- Dichev, I. D., & Piotroski, J. D. (2001). The long-run stock returns following bond ratings changes. *Journal of Finance*, 56(1), 173–203.
- EE, B. B. C. (2008). *The impact of credit watch and bond rating changes on abnormal stock returns for Non-USA domiciled corporations*. (Dissertação de mestrado). Singapore Management University. Recuperado de [https://ink.library.smu.edu.sg/etd\\_coll/44/](https://ink.library.smu.edu.sg/etd_coll/44/)
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Followill, R. A., & Martell, T. (1997). Bond review and rating change announcements: An examination of informational value and market efficiency. *Journal of Economics and Finance*. v. 21(2), 75-82.
- Freitas, A. de P. N., & Minardi, A. M. A. F. (2013). The impact of credit rating changes in Latin American stock markets. *BAR - Brazilian Administration Review*, 10(4), 439–461.
- Friewald, N., Wagner, C., & Zechner, J. (2014). The cross-section of credit risk premia and equity returns. *The Journal of Finance*, 69(6), 2419-2469.
- Glascok, J. L., Davidson, W. N., III, & Henderson, G. V., Jr., (1987). Announcement effects of Moody's bond rating changes on equity returns. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 26(3), 67–78.
- Goh, J. C., & Ederington, L. H. (1993). Is a bond rating downgrade bad news, good news, or no news for stockholders? *The Journal of Finance*, 48(5), 2001–2008.
- Griffin, J. M., & Lemmon, M. L. (2002). Book-to-market equity, distress risk, and stock returns. *The Journal of Finance*, 57(5), 2317-2336.
- Griffin, P. A., & Sanvicente, A. Z. (1982). Common stock returns and rating changes: A methodological comparison. *The Journal of Finance*, 37(1), 103–119.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis, 5th ed. Technometrics* (5th ed.). New Jersey: Prentice Hall.
- Hand, J. R. M., Holthausen, R. W., & Leftwich, R. W. (1992). The effect of bond rating agency announcements on bond and stock prices. *The Journal of Finance*, 47(2), 733–752.
- Holthausen, R. W., & Leftwich, R. W. (1986). The effect of bond rating changes on common stock prices. *Journal of Financial Economics*, 17(1), 57-89.
- Jorion, P., & Zhang, G. (2006). Information effects of bond rating changes: The role of the rating prior to the announcement. *The Journal of Fixed Income*, 16(4), 45–59.
- Linciano, N. (2004). The reaction of stock prices to rating changes. Recuperado de [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=572365](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=572365)
- Merton, R. C. (1974). On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *The Journal of Finance*, 29(2), 449-470.
- Norden, L., & Weber, M. (2004). Informational efficiency of credit default swap and stock markets:

The impact of credit rating announcements. *Journal of Banking & Finance*, 28(11), 2813–2843.

Ohlson, J. A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of accounting research*, 18(1) 109-131.

Pinches, G. E., & Singleton, J. C. (1978). The adjustment of stock prices to bond rating changes. *The Journal of Finance*, 33(1), 29–44.

Vassalou, M., & Xing, Y. (2003, January). Equity returns following changes in default risk: New insights into the informational content of credit ratings. *EFA 2003 Annual Conference Paper*, 326. Recuperado de [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=413905](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=413905)

Vassalou, M., & Xing, Y. (2004). Default risk in equity returns. *Journal of Finance*, 59(2), 831–868.

## APÊNDICE

Tabela A-1

### Quadro geral de trabalhos relacionados

Ano	Autores	dados	Principais Resultados
1978	Pinches & Singleton	1959-72; Moody's; 207 empresas; retorno anormal mensal entre [-30,12]	Antecipação das mudanças de <i>rating</i> , não há reação anormal após o anúncio.
1982	Griffin & Sanvicente	1960-75; Moody's e S&P; 180 mudanças de <i>rating</i> ; retorno anormal mensal entre [-11,1]	Não há antecipação, mas há reação negativa após rebaixamentos.
1986	Holthausen & Leftwich	1977-82; Moody's e S&P; 1014 mudanças de <i>rating</i> ; 256 adições do S&P <i>Credit Watch</i> ; retorno anormal diário entre [-300,60]	Reação negativa significativa após rebaixamentos, não significativa para elevações.
1987	Glascok, Davidson & Henderson	1977-81; Moody's; 162 mudanças de <i>rating</i> ; retorno anormal diário entre [-90,90]	Retorno anormal negativo significativo antes e em torno de rebaixamentos, revertido após o anúncio.
1992	Hand, Holthausen & Leftwich	1977-82/1981-83; Moody's e S&P; 1100 mudanças de <i>rating</i> e 250 adições do S&P <i>Credit Watch</i>	Retorno anormal negativo significativo para rebaixamentos e adições inesperadas do S&P <i>Credit Watch</i> , não há retorno anormal significativo para elevações.
1993	Goh & Ederington	1984-86; Moody's; retorno anormal diário entre [-30,30]	Retorno anormal negativo significativo para rebaixamentos em razão da deterioração de lucros, retorno anormal positivo para rebaixamentos pela maior alavancagem.
1997	Followill & Martell	1985-88; Moody's; 64 revisões e efetivas mudanças de <i>rating</i> ; retorno anormal diário entre [-5,5]	Retorno negativo significativo de revisões para rebaixamentos, negligenciável performance anormal em torno de rebaixamentos efetivos.
2001	Dichev & Piotroski	1970-97; Moody's; 4.727 mudanças de <i>rating</i> ; retorno anormal diário; longo prazo	Retorno anormal negativo significativo durante o primeiro mês após um rebaixamento, não há retorno anormal significativo para elevações.
2003	Vassalou & Xing	1971-99; Moody's; 5.034 mudanças de <i>rating</i> ; retorno anormal mensal de portfólios entre [-36,36]	Retorno de ações em estudos de evento relacionados a <i>rating</i> deveriam ser ajustados por tamanho, <i>book-to-market</i> , risco de crédito e variação do risco de crédito no período; maiores retornos estão associados a maiores riscos de crédito.
2004	Norden & Weber	2000-02; Moody's, S&P e Fitch; 166 revisões e 231 mudanças efetivas de <i>rating</i> ; retorno anormal diário entre múltiplos intervalos de tempo	Antecipação de rebaixamentos; retorno anormal negativo significativo após revisões para rebaixamentos; <i>rating</i> passado e <i>rating</i> posterior, mudanças são significantes para explicar o retorno anormal.
2004	Linciano	1991-2003; Moody's, S&P e Fitch; 141 adições do <i>Credit Watch</i> e 158 mudanças efetivas de <i>rating</i> ; retorno anormal diário entre [-20,20]	Retornos anormais meramente significantes após rebaixamentos e adições em <i>Credit Watch</i> para rebaixamentos, aparentemente condicionados à razão pela mudança de <i>rating</i> .
2006	Jorion & Zhang	1996-2002; Moody's e S&P; 2.356 mudanças de <i>rating</i> ; retorno anormal diário entre [-3,3]	O efeito de mudanças de <i>rating</i> no preço das ações depende do <i>rating</i> anterior e posterior à mudança, sendo o efeito maior conforme menor o <i>rating</i> anterior.
2008	Benjamin EE	1991-2007; Moody's e S&P; 4039 mudanças de <i>rating</i> e 3.287 adições do <i>Credit Watch</i> ; retorno anormal diário entre [-1,1]	Retorno anormal negativo significativo no longo prazo para rebaixamentos, porém menor no caso de países emergentes.
2013	Freitas e Minardi	2000-09; Moody's e S&P; 221 mudanças de <i>rating</i> e 49 adições do <i>Credit Watch</i> ; retorno anormal diário entre [-14,30]	Antecipação e retorno anormal negativo significativo para rebaixamentos, insignificante para elevações.
2013	Avramov et al.	1985-2008; 4.953 observações; ranking de resultados de portfólios compostos por estratégia <i>long-short</i> em anomalias de preços	Resultados positivos em estratégias de <i>short-selling</i> em papéis com <i>ratings</i> rebaixados e que esses ganhos com <i>momentum</i> são maiores para empresas de pior <i>rating</i> em estratégias ajustadas mensalmente.
2014	Friewald et al.	2001-10; 491 firmas utilizando como proxy de mudança de risco de inadimplência pelo <i>spread</i> CDS	Formando portfólios, comprando empresas com alto risco de crédito e vendendo empresas com baixo risco de crédito, obtemos alfa positivo depois de controlar os fatores de risco padrão.


**Fonte:** Adaptado de Norden & Weber (2004), traduzido e modificado pelos autores.



**Autores**


Bruno Borges Baraccat, Bacharel em Economia, Insper, São Paulo, Brasil. E-mail: baraccatb@gmail.com

ORCID

 0000-0003-0740-131X

Adriana Bruscatto Bortoluzzo, Doutora em Estatística, Insper, São Paulo, Brasil. E-mail: AdrianaB@insper.edu.br

ORCID

 0000-0003-2872-031X

Adalto Barbaccia Gonçalves, Doutor em Administração de Empresas (Finanças), Insper. São Paulo, Brasil. E-mail: AdaltoBG@insper.edu.br

ORCID

 0000-0002-9861-2480

**Contribuição dos autores**

Contribuição	Bruno Baraccat	Adriana Bortoluzzo	Adalto Gonçalves
1. Definição do problema de pesquisa	√	√	√
2. Desenvolvimento das hipóteses ou questões de pesquisa (trabalhos empíricos)	√	√	√
3. Desenvolvimento das proposições teóricas (ensaios teóricos)	√	√	√
4. Fundamentação teórica/Revisão de Literatura	√	√	√
5. Definição dos procedimentos metodológicos	√	√	√
6. Coleta de Dados	√		√
7. Análise Estatística	√	√	
8. Análise e interpretação dos dados	√	√	√
9. Revisão crítica do manuscrito		√	√
10. Redação do manuscrito	√	√	√
11. Outra (favor especificar)			