

EFEITOS DO *IMPEACHMENT* PRESIDENCIAL NO *VALUE AT RISK* DAS AÇÕES NEGOCIADAS NA BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO

Franklin Alves de Oliveira¹ Leandro de Almeida Rocco²

Área ANPEC: 8 - Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças.

RESUMO

O *impeachment* da ex-presidente da república Dilma Rousseff foi o fato político mais recente que fomentou uma série de turbulências sobre a economia brasileira. O desconhecimento da totalidade dos efeitos desse processo sobre os mercados financeiros, aliado ao grande número de evidências informais em circulação na mídia tratando das possíveis repercussões desse acontecimento - em particular, sobre o mercado acionário - levantaram a suspeita de que a mudança na percepção dos investidores, *vis-à-vis* a modificação do cenário político, possa ter alterado de maneira significativa o nível de exposição ao risco das empresas brasileiras que têm suas ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BM&FBOVESPA). Sob a ótica de regressão descontínua, este trabalho pretende esclarecer se a alteração nas expectativas dos investidores durante o processo de *impeachment* de Dilma Rousseff modificou de forma significativa o nível de exposição ao risco das empresas brasileiras medido pelo *Value at Risk*, por sua vez, estimado via modelos de regressão quantílica. Com informações de 132 ações com frequência semanal, de 01/jan/2014 a 14/fev/2018, foram encontradas evidências apontando a presença de efeitos significativos a 5% sobre *Value at Risk* dessas empresas, em especial para o VaR-1%. A maior parte desses efeitos indica uma redução na medida de risco em decorrência das etapas do processo de *impeachment*, destacando-se a incidência nos setores de energia elétrica e comércio. No entanto, foram observados efeitos significantes para uma parcela inferior a 20% do total de ativos analisados. Por fim, os resultados ainda indicam a presença de efeitos antecipados, em especial para o *impeachment*.

Palavras-chave: *Impeachment*. *Value at Risk*. Regressão descontínua. Regressão quantílica.

ABSTRACT

The impeachment of the ex-president of the Republic Dilma Rousseff is the most recent political fact that flourished a considerable amount of turbulence on Brazilian economy. The lack of knowledge of the total effects of this process on the financial markets coupled with the great number of informal evidences on the media speculating the possible effects of this event - especially on stock markets - gives rise to the suspicion that the change in investor's perception *vis-à-vis* the shift in political scenery may have significantly altered the risk exposition of Brazilian firms that negotiate their shares on the São Paulo Stock Exchange (BM&FBOVESPA). From the perspective of discontinuity regression, this paper aims to shed light on the impeachment effects on the risk exposition of Brazilian firms measured by Value at Risk, in turn, estimated via quantile regression models. With weekly information on 132 stocks, from 01/jan/2014 to 14/feb/2018, we have found evidence indicating the presence of significant effects - with confidence level of 5% - on the Value at Risk of these companies. Most of these effects indicates a reduction on the risk measure due to the steps of the process of impeachment, highlighting the high incidence of electric energy and commerce sectors. However, less than 20% of the total estimates achieved statistical significance. Finally, the results further indicate the presence of anticipated effects, particularly referring to the impeachment.

Keywords: Impeachment. Value at Risk. Discontinuity Regression. Quantile Regression.

JEL Classification: C58; G12; G32.

¹ Mestrando em economia do Centro de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará - CAEN/UFC.

² Professor do Centro de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará - CAEN/UFC

1 INTRODUÇÃO

O *impeachment* da ex-presidente da república Dilma Rousseff pode ser destacado como o mais recente acontecimento no Brasil que desencadeou uma série de turbulências tanto sobre o cenário econômico, quanto sobre a estrutura política do país. Seu afastamento, em 12 de maio, e destituição do poder, em 31 de agosto de 2016, estão relacionados a questões processuais, como a tomada de créditos suplementares sem autorização no congresso nacional e o atraso no repasse de dinheiro a bancos com o intuito de melhorar o saldo das contas públicas, como também ao mau desempenho da economia evidenciado pela baixa performance de indicadores econômicos.

Muito tem-se especulado a respeito dos efeitos dessa disjunção política sobre a economia brasileira. Sob a ótica dos mercados financeiros, os efeitos desse processo, além de não serem totalmente conhecidos, podem ainda ser ambíguos. Especificamente, não se sabe *a priori* quais seriam as repercussões desse choque político sobre o nível de exposição ao risco das empresas brasileiras. A princípio, a troca governamental pode ser refletida sobre as séries de retorno acionário positiva ou negativamente, a depender da forma pela qual os agentes econômicos avaliaram esse processo.

Deve-se ressaltar que, apesar das elevadas relevância e magnitude atribuídas a um processo de *impeachment* presidencial, poucos trabalhos se propõem a analisar as possíveis repercussões desse processo. Parte disso deve-se à raridade com a qual esse tipo de evento ocorre ao longo da história. Até o momento, não se é conhecida literatura que aborda os efeitos econômicos desse processo, em especial no que se refere aos mercados financeiros.

Nesse contexto, o presente estudo visa contribuir para a literatura ao se propor analisar o impacto da destituição da ex-presidente da república Dilma Rousseff sobre a performance das empresas brasileiras medida em termos de exposição ao risco. Em particular, será utilizada uma abordagem de regressão descontínua para verificar se esse acontecimento incitou, de fato, uma alteração significativa nas séries de *Value at Risk* dessas empresas.

A conveniência da aplicação do método de *Regression Discontinuity Design* (RDD) é destacada a partir do ponto em que esse processo pode ser visualizado como uma variação exógena que afetou todos os indivíduos inseridos na economia brasileira a partir de uma mesma data. A estrutura desse processo permite a análise das entidades tomando como base os períodos pré e pós-*impeachment*, i.e., antes e depois do tratamento. Adicionalmente, pode-se ponderar separadamente os efeitos exercidos pelos processos de afastamento e fim do julgamento que ocasionou na saída da ex-presidente do poder. Será analisada a descontinuidade em ambas as datas.

Considerando o problema de estimação da métrica de exposição ao risco *Value at Risk*, optou-se pelo emprego da técnica de regressão quantílica uma vez que *VaR*'s estimados sob essa metodologia apresentam propriedades desejáveis, como robustez quanto a pressupostos sobre a distribuição da série analisada, e o fato de suas estimativas não serem sensíveis à presença de *outliers* (XIAO *et al.*, 2015). Essas propriedades são atraentes sobretudo em aplicações financeiras, onde há uma crescente literatura evidenciando a não-normalidade na distribuição de séries de dados financeiros, como retornos de portfólios. Isto posto, é estimado o τ -ésimo quantil dos prêmios de risco acionários semanais de 132 ativos financeiros listados na BM&FBOVESPA entre 01 de janeiro de 2014 e 16 de fevereiro de 2018.

Os resultados obtidos apontam a presença de efeitos significativos tanto para o afastamento quanto para o *impeachment* da ex-presidente sobre o *VaR* das ações de empresas brasileiras, porém em uma parcela inferior a 20% do total de ativos analisados. Para os dois eventos, foram detectadas mais incidências positivas, ocasionando em maiores prêmios de risco e menores estimativas para o *VaR*, em especial para o quantil mais restritivo ($\tau = 0,01$). Também deve-se destacar a presença de setores regulados em ambas as datas. Para o *impeachment*, um padrão mais forte é observado envolvendo os setores de energia elétrica e comércio.

Além disso, uma análise para a presença de efeitos não contemporâneos ressaltou a possível antecipação desses acontecimentos por parte dos agentes de mercado, em especial para o *impeachment*, dada sua semelhança com o caso do afastamento que ocorreu seis meses antes. Para essa data, foi detectada uma maior incidência de efeitos significativos, em especial para $\tau = 0,01$, destacando a predominância dos setores de

energia elétrica e comércio. Também ressalta-se uma maior quantidade de efeitos positivos, i.e., redução na medida de exposição ao risco. Considerando o afastamento, foram encontrados efeitos antecipados em padrão semelhante à sua data de corte oficial, porém deve-se destacar a pequena quantidade de efeitos significantes, o que dificulta uma análise mais acurada acerca da heterogeneidade desses efeitos por setor de atuação.

O restante dessa discussão está organizada da seguinte maneira: a seção 2 revisita algumas discussões importantes na literatura abrangendo a estimação do *VaR* via modelos de regressão quantílica, assim como a metodologia de regressão descontínua e algumas de suas aplicações relevantes na literatura. Na seção 3 é apresentada a estratégia de identificação do efeito causal do impeachment e a base de dados empregada. A seção 5 traz a análise dos resultados obtidos assim como um teste placebo. A seção 6 encerra este estudo revisitando alguns de seus pontos relevantes e trazendo algumas sugestões para futuros trabalhos.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 *Value at Risk*

Muito se tem discutido na literatura a respeito da consolidação do *Value at Risk* como principal medida de risco financeiro nas últimas décadas. A consolidação dessa métrica foi, de fato, uma reação ao aumento observado de grandes choques negativos de retorno, sobretudo, nas décadas de 1970 e 1980. Períodos esses que foram marcados por volumosas perdas financeiras relatadas por bancos comerciais.

Com o considerável aumento do número de relatos envolvendo desastres financeiros nesse período, iniciou-se um movimento por parte das agências internacionais com o intuito de se estabelecer normas reguladoras e boas práticas para se gerenciar riscos financeiros, principalmente, no que tangencia grandes bancos comerciais. Nesse sentido, em 1988, na cidade de Basileia na Suíça, foi firmado um acordo - ratificado por mais de 100 países - tendo como objetivo criar uma exigência mínima de capital para prevenção do risco de crédito.

A medida de valor em risco foi concebida em 1989 pelo banco J. P. Morgan com a necessidade de se analisar possíveis riscos financeiros em uma base diária. Então, em 1994, foi divulgado publicamente o relatório *Risk Metrics* pelo mesmo banco, explicando em detalhes a implementação do *Value at Risk* no contexto de gestão de risco. Além disso, o relatório detalhou práticas de *backtesting* e contextualizou o *VaR* frente às demais métricas de risco de maneira pioneiramente didática, podendo este ser considerado um relevante marco para a vasta popularização da medida do valor em risco até os dias atuais.

Nesse contexto, Lee e Lee (2011) destaca que, dentre os vários métodos propostos na literatura de finanças para previsão de risco de mercado para lidar com desastres financeiros, o *VaR* é um dos mais proeminentes. Lima e Neri (2007) também ressalta que o *VaR* é provavelmente a medida de risco mais utilizada desde a emenda de 1996 ao acordo de Basileia, que propôs que os bancos comerciais com volume de atividade significativo poderiam utilizar sua própria medida de *VaR* para definir quanto capital eles deveriam alocar a fim de cobrir sua exposição ao risco de mercado. Essa emenda foi efetivamente adotada no mercado internacional em 1998 (LOPEZ, 1999b). No Brasil, a adoção passou a ser efetiva em 2001 com o artigo 59 da resolução No. 2.839 do Banco Central.

2.1.1 *Estimação do VaR via Regressão Quantílica*

Em toda a literatura de economia e finanças, muitos métodos apresentados para estimação do *Value at Risk* baseiam-se na premissa de que retornos financeiros seguem uma distribuição normal, frequentemente modelados na presença de efeitos ARCH ou GARCH. No entanto, há um crescente acúmulo de evidências empíricas na literatura, desde os trabalhos de Levy (1925), Mandelbrot (1963) e Fama (1965), apontando que séries temporais de natureza financeira não são bem aproximados por modelos Gaussianos. Geralmente, tais evidências mostram que séries financeiras apresentam assimetria negativa e excesso de curtose.

Adicionalmente, Xiao *et al.* (2015) ressalta que realizações extremas de retornos podem afetar negativamente a performance de estimação e inferência desenhadas para condições de normalidade, particularmente para os modelos *AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH) e *Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH). Tais modelos apresentam estimação de variâncias muito sensível a grandes alterações e, por esse motivo, Xiao *et al.* (2015) destaca ainda que maior enfoque tem sido atribuído para o desenvolvimento de estimadores mais robustos de quantis condicionais nos estudos mais recentes.

Modelos de regressão quantílica, assim como introduzidos por Koenker e Bassett (1978) são bem ajustados para a estimativa do *VaR* uma vez que estes conceitos, por definição, são intimamente relacionados. A conveniência do uso de regressão quantílica para estimação do *VaR* é fundamentada no fato de que não é necessário impor uma distribuição paramétrica ou o pressuposto de *iid* sobre os termos de erro. Na literatura, há uma grande variedade de abordagens para se estimar quantis condicionais e *Value at Risk*, em particular. Como uma pequena lista desses trabalhos, citamos Koenker e Zao (1996), Danielsson e Vries (1997), Engle e Manganelli (1999), Chernozhukov e Umantsev (2001), Christoffersen *et al.* (2001), dentre outros.

Xiao *et al.* (2015) revisita os principais modelos de regressão quantílica para estimação do *Value at Risk* e argumenta que, quando estimados com uso dessa técnica, estes mapear bem *VaR's* estimados por modelos de volatilidade, GARCH, tendo a vantagem de facilitação computacional dado sua forma linear. Entretanto, durante períodos turbulentos, modelos GARCH tendem a prever maiores *VaR's* devido ao fato de tratarem choques de retorno positivos e negativos como indicação de maior volatilidade. Nesse sentido, pode-se ainda ressaltar que modelos de regressão quantílica são afetados apenas pelo comportamento local da variável resposta, o que torna sua aplicação mais robusta, especialmente em períodos de grandes oscilações. Em suma, tais propriedades tornam essa classe de modelos especialmente atrativos para aplicação no presente estudo.

Nesse sentido, este trabalho contribui para a literatura de gestão de risco, mais especificamente, à literatura de estimação do *Value at Risk* via modelos de regressão quantílica, ao acrescentar fatores *forward-looking* à esses modelos visando a estimação do τ -ésimo quantil condicional das séries de prêmio de risco acionário.

2.2 Modelos de Precificação de Ativos

A forma funcional dos modelos de regressão quantílica empregados na etapa de cálculo do valor em risco tem forte embasamento na teoria de *asset pricing*, uma vez que, essencialmente, se busca modelar τ -ésimo quantil condicional das séries de prêmio de risco acionário das ações negociadas na BM&FBOVESPA. Sendo assim, a forma funcional destes modelos é embasada nos modelos CAPM – conforme especificado nos trabalhos de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) – e APT – proposto por Ross (1976).

Dentre as principais aplicações do CAPM no Brasil, tem-se os problemas de estimação do custo de capital de firmas, do retorno acionário e do risco sistêmico de mercado determinado pelo β . Assim como o CAPM, o modelo APT vem sendo amplamente testado em aplicações para o caso brasileiro e cada vez mais trabalhos evidenciam empiricamente sua superioridade em relação à sua versão mais simples devido à inclusão de fatores macroeconômicos, por exemplo, Schor *et al.* (1998), Schembergue e Hilgemberg (2012).

Nesse estudo, será dada maior ênfase aos trabalhos que avaliaram a superioridade do modelo APT considerando a inclusão de fatores de expectativa para os principais indicadores macroeconômicos. Castro *et al.* (2017) analisa a empregabilidade do modelo APT na precificação de índices setoriais do mercado brasileiro, considerando como fatores de expectativa as variáveis reportadas, com frequência semanal, pelo Banco Central do Brasil em seu relatório mercadológico FOCUS.

Essa é a principal inovação proposta por Castro *et al.* (2017), uma vez que outros trabalhos que se propuseram a modelar o comportamento *forward-looking* fizeram uso de índices de confiança, tendo a desvantagem de uma menor frequência em seus dados. Seus resultados apontam para uma melhoria do modelo APT em relação ao CAPM dada a inclusão de termos de expectativa.

Com uma abordagem semelhante, Almeida Filho *et al.* (2015) investigou a presença de fatores comuns aplicados à *Blue Chips* e *Small Caps* no mercado brasileiro. Para contornar a fragilidade do modelo APT

quanto a falta de embasamento teórico na escolha dos fatores de risco, Almeida Filho *et al.* (2015) aplicou a técnica *Bayesian Model Averaging* (BMA), uma vez que essa técnica pressupõe o desconhecimento total quanto à forma funcional do modelo por parte do pesquisador.

Seus resultados sugerem que o método BMA favoreceu a obtenção de modelos parcimoniosos independentemente da capitalização de mercado das ações analisadas. Também foi observada uma melhoria significativa do modelo APT frente ao CAPM para as empresas do tipo *Small Caps*, embora esses resultados não tenham sido estendidos para às *Blue Chips*.

Como principal contribuição da presente aplicação para a literatura de *asset pricing*, pode-se destacar a utilização dos modelos CAPM e APT - este último munido de fatores de *forward-looking* - para a modelagem dos τ -ésimos quantis condicionais das séries de prêmio de risco acionário visando a estimação do *Value at Risk* das ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo.

2.3 Regressão Descontínua

Introduzido por Thistlethwaite e Campbell (1960), o método RDD surgiu como uma alternativa aos experimentos aleatórios para a avaliação de programas sociais e intervenções, partindo da premissa de que indivíduos que são tratados diferem sistematicamente daqueles que não são. Além disso, esse método requer que se conheça previamente a regra que determina a aplicação do tratamento.

Desde os anos 60, essa metodologia tem recebido crescente atenção entre economistas e econométricos. Trabalhos como Angrist e Krueger (1999), Hahn *et al.* (2001), Porter (1993), Imbens e Lemieux (2008a) e Imbens e Lemieux (2008b) trazem importantes discussões a respeito dessa metodologia. Klaauw (2008) faz uma boa revisão dos importantes avanços obtidos na ciência econômica envolvendo a técnica de descontinuidade de regressão.

Uma aplicação que merece destaque é a realizada por Iliev (2010) que mensurou o efeito da implementação da seção 404 da lei Sarbanes-Oxley (SOX) em termos de custos, qualidade dos lucros e preço das ações para pequenas empresas norte-americanas. Como uma reação à descoberta de grandes fraudes financeiras - como foi o caso das empresas Enron, Tyco International e WorldCom - a lei previa que empresas com um valor de mercado acima de 75 milhões de dólares deveriam adotar certas práticas de governança corporativa. Essas práticas envolviam a publicação de um relatório gerencial e a contratação de serviços de auditoria externa. Com essas medidas, esperava-se favorecer a detecção de fraudes financeiras antes que estas pudessem tomar grandes proporções.

Foi verificado que a seção 404 da lei Sarbanes-Oxley impôs uma elevação significativa nos custos para pequenas empresas. Adicionalmente, empresas que cumpriram as exigências da lei apresentaram lucros significativamente menores. Para empresas estrangeiras que tinham suas ações negociadas em bolsas de valores estadunidenses, foram observados maiores custos, porém em menores proporções do que para empresas sediadas nos Estados Unidos, e maiores lucros, em oposição às empresas americanas.

Por fim, é importante mencionar a aplicação realizada por Rocco (2013) que, semelhante ao realizado por Iliev (2010), também buscou avaliar os impactos da implementação das práticas previstas na lei Sarbanes-Oxley sobre as empresas norte-americanas¹ sob o arcabouço de RDD, porém com ênfase em suas medidas de *Value at Risk*. Vale destacar que, para estimar a métrica de valor em risco, Rocco (2013) utilizou a abordagem de regressão quantílica.

Seus resultados apontam uma menor variabilidade nessa medida de exposição ao risco decorrente da implementação da SOX para os níveis de 1%, 5% e 10% do *VaR*. No entanto, sua estratégia de identificação não detectou a existência de efeitos significativos da implementação da SOX sobre o valor em risco das empresas estadunidenses. Uma preocupação pousada por Rocco (2013) é a de que as firmas tenham manipulado seu valor de mercado com o intuito de evitar o tratamento. Ressalta ainda que, mesmo controlando para este fator, não foram encontradas influências significativas da adoção das práticas da SOX sobre o nível de exposição ao risco dessas empresas.

¹ Que negociam suas ações na *New York Stock Exchange* (NYSE), *Nasdaq* e *American Stock Exchange* (Amex).

Isto posto, o presente estudo contribui para essa literatura ao adotar uma abordagem semelhante à utilizada por Rocco (2013) para se avaliar os efeitos de um evento exógeno de caráter essencialmente raro - *impeachment* presidencial - sobre o nível de exposição ao risco, medido pelo *Value at Risk*, das ações negociadas na BM&FBOVESPA. Outra importante contribuição é dada ao se incorporar fatores *forward-looking* na etapa de estimação do *VaR* via modelos APT de regressão quantílica.

3 ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

Para modelagem do *Value at Risk*, foi estimado o τ -ésimo quantil condicional da série de retornos acionários r_t adotando, a princípio, dois modelos de precificação de ativos amplamente utilizados em toda a literatura de economia e finanças: CAPM e APT, com um aspecto *forward-looking*¹.

Vale ressaltar que foram testadas todas as formas funcionais possíveis² considerando as 15 variáveis do boletim FOCUS e, para cada ativo, foi selecionada aquela que apresentou o menor valor do critério de informação de Akaike³. A fórmula típica desses modelos tem a seguinte forma:

$$prem_{it} = [E(r_{it}) - r_f] = \alpha_0 + \alpha_1 D_{kt} + \alpha_2 [E(r_{ibov,t}) - r_f] + \theta^T FOCUS_t + \mu_{it}, \quad (3.1)$$

Onde $[E(r_{it}) - r_f]$ denota o prêmio de risco do ativo i no período t , D_{kt} é uma variável *dummy* que assume o valor 1 a partir da data do evento k , para $k = \{Afastamento, Impeachment\}$, a expressão $[E(r_{ibov}) - r_f]$ representa o prêmio de risco esperado da carteira de mercado - representada pelo índice Ibovespa - e o termo $FOCUS_t$ é um conjunto de 15 variáveis de expectativa coletadas do relatório FOCUS. Logo, o problema de estimação dos modelos de regressão quantílica é destacado na expressão 3.2 a seguir:

$$\text{Min} \sum_{t: prem_{it} \leq x'_t \beta} \tau |prem_{it} - x'_t \beta| + \sum_{t: prem_{it} > x'_t \beta} (1 - \tau) |prem_{it} - x'_t \beta|, \quad (3.2)$$

Onde x_t é um conjunto de regressores que inclui as 15 variáveis de sentimento consideradas, além do prêmio de risco da carteira de mercado. A função não diferenciável exibida na equação 3.2 é minimizada fazendo-se uso do algoritmo simplex.

A solução para o problema de estimação 3.2 pode ser expressa como um vetor de estimativas $\hat{\beta}(\tau)$ que, definindo-se o $\tau - VaR$ como o τ -ésimo quantil condicional da variável resposta, pode-se obter uma medida do valor em risco dada por

$$\widehat{VaR}_{it}(\tau | x_t) = \widehat{prem}_{it}(\tau | x_t) = x'_t \hat{\beta}(\tau). \quad (3.3)$$

Para identificação do efeito causal, serão estimados modelos de regressão descontínua sobre as séries estimadas de VaR ⁴ considerando a suspeita de que a variação exógena causada pelo afastamento e, posteriormente, o *impeachment* da ex-presidente Dilma Rousseff alterou de maneira significativa as expectativas dos agentes quanto a performance futura da economia brasileira. Consequentemente, essa mudança de percepção pode ter afetado a maneira como esses agentes avaliam o preço dos ativos contemporaneamente ao evento, como resultado, influenciando também o nível de exposição ao risco das empresas inseridas nesse cenário.

Isto posto, será analisado o comportamento de 132 ações negociadas na BM&FBOVESPA nos períodos anteriores e posteriores à data de ruptura. Nesse contexto, será estimado o seguinte modelo de regressão

¹ Variáveis de expectativa quanto aos principais indicadores macroeconômicos divulgadas semanalmente no boletim FOCUS pelo Banco Central, semelhante ao realizado em Castro *et al.* (2017) e Almeida Filho *et al.* (2015)

² O que dá um total de 32.768 equações distintas.

³ Optou-se por este critério de informação em detrimento do critério de Schwarz devido ao fato de que não há um consenso na literatura quanto ao cálculo do critério Bayesiano para modelos de regressão quantílica.

⁴ Valores ajustados dos modelos de regressão quantílica, conforme exibido na equação 3.3.

descontínua⁵:

$$\widehat{VAR}_{it} = \delta_{i0} + \delta_{i1}I(m_{kt} > 0) + \delta_{i2}m_{kt} + \delta_{i3}m_{kt}^2 + \delta_{i4}m_{kt}^3 + \delta_{i5}m_{kt}^4 + \varepsilon_{it}, \quad (3.4)$$

Onde \widehat{VAR}_{it} representa o valor ajustado das estimativas de *Value at Risk* calculados pelos modelos de regressão quantílica apresentados na equação 3.3. O termo $I(\cdot)$ é uma função indicador que informa se um dado período t está situado antes ou depois da data de ruptura e ε_{it} é uma função de choques não observados no *VaR* das empresas analisadas.

A variável de tratamento, representada por m_{kt} , denota a distância em semanas da data do período t para a data do acontecimento k , onde $k = \{Afastamento, Impeachment\}$. Logo, $m_{kt} = (t - T_k)$, onde T_k denota a semana⁶ em que ocorreu o evento k . Portanto, valores negativos e positivos de m_{kt} equivalem a períodos pré e pós-tratamento, respectivamente. Analogamente, na data do acontecimento k , ocorre que $m_{kt} = 0$.

Para permitir uma forma funcional mais flexível, foram incluídos termos de ordem mais elevada para a variável m_{kt} . Com isso, espera-se obter uma maior precisão na captação do efeito do tratamento, capturado pelo coeficiente δ_{i1} .

Nesse contexto, se faz relevante a apresentação de alguns comentários acerca dos pressupostos inerentes à análise de regressão descontínua dentro do contexto analisado. Em primeiro lugar, uma vez que a variável de tratamento considerada é o tempo antes e depois da respectiva data de ruptura, não há razões para se acreditar que as empresas tenham manipulado suas características a fim de influenciar, de alguma forma, a designação do tratamento.

Adicionalmente, deve-se ressaltar a possibilidade de o distanciamento e saída da ex-presidente do poder terem sido antecipados pelos agentes de forma que esses processos pode ter influenciado as séries de *VaR* acionário em datas anteriores às consideradas como pontos de corte. Essa suspeita é destacada principalmente para o *impeachment* dada sua forte semelhança com o evento de afastamento, que ocorreu seis meses antes. Para lidar com essa possibilidade, a seção 5.3 dos resultados exhibe informações a respeito de um teste placebo.

Não obstante, uma vez que são considerados períodos próximos à data de corte em questão, supõe-se que não houveram eventos contemporâneos ao *impeachment* que possam ter exercido algum efeito sobre o retorno acionário e a exposição ao risco das empresas analisadas.

Como principal vantagem da configuração utilizada neste estudo pode-se destacar que, devido ao fato de se analisar as mesmas companhias em períodos distintos, i.e., antes e depois do choque exógeno, o efeito da disrupção política tende a ser melhor estimado uma vez que, nas proximidades da data de corte, estão sendo comparadas entidades com elevado grau de semelhança. Entretanto, ao dar enfoque a períodos próximos à data de ruptura, não podem ser inferidas influências de médio e longo prazos. Em outras palavras, ressalta-se a ênfase dada aos efeitos apresentados nesse estudo somente no curto prazo.

4 BASE DE DADOS

A princípio, foram incluídos na base de dados preços de fechamento das ações de empresas brasileiras que são negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo, além do índice Ibovespa, de 01 de Janeiro de 2014 a 14 de fevereiro de 2018. Adicionalmente, foi incluída - como ativo livre de risco - a série de retorno semanal da poupança.

Como variáveis de sentimento, foram tomadas as medianas (agregado) das expectativas de mercado

⁵ A implementação dos modelos exibidos na equação 3.4 foi feita segundo as considerações de Calonico *et al.* (2014a), incorporando uma correção para viés devido a problemas de *undersmoothing* e ajustando automaticamente os desvios-padrão com base nessa correção. Vale ressaltar que intervalos de confiança calculados conforme o proposto em Calonico *et al.* (2014a) tendem a ter melhor performance em amostras finitas (CALONICO *et al.*, 2015).

⁶ Dado que a base de dados encontra-se em frequência semanal.

com relação ao ano seguinte do relatório FOCUS¹ - divulgado todas as sextas-feiras² pelo Banco Central do Brasil (BCB). Essas variáveis são detalhadas no quadro 1. A principal vantagem de incluir estas variáveis para captação de sentimento dos agentes econômicos está na maior frequência dos seus dados, fator este que as tornam mais interessantes frente aos indicadores de confiança em aplicações econométricas (CASTRO *et al.*, 2017).

Quadro 1 – Variáveis de Expectativa.^a

| Séries do Boletim FOCUS ^b | Unidade | Abreviação |
|--------------------------------------|-----------------|------------|
| IPCA | % a.a. | IPCA |
| IGP-DI | % a.a. | IGPDI |
| IGP-M | % a.a. | IGPM |
| IPC-Fipe | % a.a. | IPCFIPE |
| Taxa de câmbio (Final do ano) | R\$/US\$ | FXFIM |
| Taxa de câmbio (Média do ano) | R\$/US\$ | FXMED |
| Meta Taxa Selic (Final do ano) | % a.a. | SELICFIM |
| Meta Taxa Selic (Média do ano) | % a.a. | SELICMED |
| Dívida Líquida do Setor Público | % do PIB | DLSP |
| PIB | % a.a. | PIB |
| Produção Industrial | % a.a. | PRIND |
| Conta Corrente | Bilhões de US\$ | CC |
| Balança Comercial | Bilhões de US\$ | BC |
| Investimento Estrangeiro Direto | Bilhões de US\$ | IED |
| Preços Administrados | % a.a. | PADM |

Fonte: BCB.

Nota: ^aForam consideradas as medianas (agregado) das expectativas de mercado com relação ao ano seguinte. ^bExpectativas quanto ao valor da variável em questão.

Sob a hipótese de que, as alterações nas séries de preço acionário decorrentes do *impeachment* serão transmitidas via expectativas dos investidores, foram consideradas informações de preço semanal em todos os primeiros dias úteis imediatamente após a divulgação do relatório FOCUS - que é quando espera-se que essas informações exercerão influência sobre o desempenho dos ativos financeiros.

Não obstante, como critério para composição da amostra, considerou-se as empresas que possuíam registro ativo e que apresentaram informações de negociação em todas as segundas-feiras entre 01/01/2014 e 14/02/2018. Essa medida foi adotada com o intuito de evitar possíveis problemas com *missing data*, viabilizando o cálculo dos retornos semanais para todos os períodos observados. No total, foram incluídas 132 ações de 122 empresas distintas³.

Castro *et al.* (2017) ressalta uma certa dificuldade para o ajuste do modelo devido à característica não estacionária exibida por muitas das séries do FOCUS. Portanto, seguindo as considerações de Castro *et al.* (2017) e Almeida Filho *et al.* (2015), essas variáveis foram incorporadas aos modelos na forma de prêmio de risco, com exceção das expectativas para o IPCA, IGPDI, IGPM, IPCFIPE, taxa de juros Selic - fim e média do período - dívida líquida do setor público, taxa de crescimento do PIB, a evolução da produção industrial e dos preços administrados, que tomaram a forma de primeira diferença.

¹ Deve-se chamar a atenção para o alto valor do coeficiente de correlação de Pearson obtido para alguns pares de variáveis de expectativa. Essa semelhança levantou a suspeita de que, ao incluí-las como variáveis independentes dos modelos de regressão quantílica, poderia surgir um problema de multicolinearidade. Apesar dessa constatação, optou-se por manter todas as 15 variáveis do FOCUS no conjunto de regressores com a intenção de se evitar possíveis problemas de omissão de variável relevante. Vale ressaltar que a exclusão de uma ou mais variáveis de expectativa do problema de estimação do *Value at Risk* não alterou de maneira significativa a performance desses modelos em explicar o comportamento do τ -ésimo quantil das séries de prêmio de risco acionário.

² Em casos de feriado, a divulgação é adiada até o próximo dia útil.

³ Uma lista completa destes ativos não foi exibida ao longo do artigo, mas encontra-se disponível para consulta mediante solicitação.

As séries de preço e do índice Ibovespa também foram manipuladas na forma de prêmio de risco, considerando o retorno semanal da poupança como *risk-free rate* para o caso brasileiro. Deve-se ressaltar que reverteu-se todas as operações de desdobramento de ações⁴ detectadas dentro da janela temporal analisada, anulando seus efeitos sobre as cotações de preços.

5 RESULTADOS

5.1 Estimação do VaR

Uma vez estimadas todas as possíveis formas funcionais para a equação dos modelos de regressão quantílica envolvendo as 15 variáveis de expectativa do Boletim FOCUS, foi selecionado, para cada empresa, aquele que apresentou o menor valor do critério de informação de Akaike. Foram considerados os seguintes quantis: $\tau = \{0,1; 0,05; 0,01\}$, sendo estes equivalentes aos níveis de confiabilidade mais usuais para cálculo da métrica *Value at Risk*¹.

Na equação destes modelos, além das variáveis de expectativa e do prêmio de risco de mercado, foi incluída uma variável *dummy* sinalizando a data em ênfase - afastamento ou *impeachment* - com o intuito de captar um efeito preliminar destes eventos sobre o nível de exposição ao risco das empresas brasileiras.

A tabela 1 mostra quantas vezes cada variável foi selecionada para compor a equação do melhor modelo pelo critério de Akaike. Adicionalmente, é exibido quantas vezes cada variável foi significativa² do ponto de vista estatístico ao nível de 5%, assim como quantos desses coeficientes apresentaram sinal positivo.

Da tabela 1, é importante salientar que modelos mais restritivos³ apresentaram não só um maior número de variáveis em sua composição (fato este que é mais visível na figura 1, onde o gráfico dos modelos mais restritos encontra-se mais à direita), como também a maior parte destas mostrou um ganho de significância estatística com um nível de confiabilidade de 95% nesses modelos em comparação aos menos restritivos⁴. Vale ressaltar que, mesmo nos modelos mais restritos, os coeficientes dos fatores de expectativa foram dotados de significância estatística em menos de 20% dos casos⁵.

Analisando o prêmio de risco de mercado (denotado na tabela 1 como IBOV), podemos destacar o grande número de vezes em que este coeficiente apresentou significância estatística ao nível de 5% e, ainda, todos estes foram dotados de sinal positivo. Ou seja, prêmios de risco positivos para a carteira de mercado impactam diretamente na elevação dos prêmios de risco acionários e, conseqüentemente, reduz as medidas do valor em risco. Este resultado está perfeitamente em linha com o que é evidenciado em toda a literatura de *asset pricing*, em especial para o caso brasileiro.

Olhando agora para as variáveis de interesse, *dummies* do afastamento e do *impeachment*, nota-se uma tendência semelhante às variáveis de expectativa: há um maior número de coeficientes significantes nos modelos mais restritivos ($\tau = 0,01$). Assim como as demais, a *dummy* do afastamento foi positiva na maioria dos casos em que mostrou-se significativa. O mesmo pode ser destacado para a destituição da ex-presidente. Isso inicialmente sugere que a saída de Dilma Rousseff da presidência da República afetou positivamente

⁴ O registro de todas as operações de desdobramento são mantidos na BM&FBOVESPA e foram consultados via Formulário de Referência.

¹ 10%, 5% e 1%, respectivamente.

² Vale ressaltar que os desvios-padrão dos estimadores de regressão quantílica foram calculados pelo método *bootstrap*. Essa técnica é preferível às demais uma vez que não necessita de suposições quanto à distribuição da variável resposta. Desvios-padrão e intervalos de confiança para as estimativas dos coeficientes de regressão quantílica podem ser obtidos tanto via métodos assintóticos, quanto via *bootstrap*. Ambos os métodos fornecem resultados robustos (KOENKER; HALLOCK, 2001), sendo o método *bootstrap* preferível por sua praticidade computacional (HAO; NAIMAN, 2007).

³ O valor de τ indica o nível de confiança considerado para cálculo do VaR. Logo, modelos com $\tau = 0,1$ são menos restritos que os modelos com $\tau = 0,01$.

⁴ Foi o caso para 9 das 15 variáveis de expectativa (FXFIM, FXMED, SELICFIM, DLSP, PIB, PRIND, BC, IED e PADM), no caso do afastamento. Para o *impeachment*, esse padrão foi detectado para as variáveis GPM, IPCFIPE, FXFIM, SELICFIM, SELICMED, DLSP, PIB, PRIND, BC, IED e PADM.

⁵ Com exceção da variável FXMED, que mostrou-se significativa em 28% dos casos.

Tabela 1 – Número de vezes em que a variável aparece na equação do melhor modelo^a.

| Afastamento | | | | | | | | | |
|--------------------|----------------|-------------------------|----------------|-----------------|------------|-----|-----------------|------------|-----|
| Variável | $\tau = 0,1^b$ | Signif. 5% ^c | | $\tau = 0,05^f$ | Signif. 5% | | $\tau = 0,01^g$ | Signif. 5% | |
| | | Total ^d | + ^e | | Total | + | | Total | + |
| Dummy (AF) | 132 | 24 | 24 | 132 | 20 | 19 | 132 | 40 | 34 |
| IBOV | 132 | 122 | 122 | 132 | 119 | 119 | 132 | 106 | 106 |
| IPCA | 65 | 16 | 5 | 76 | 15 | 5 | 98 | 13 | 5 |
| IGPDI | 70 | 14 | 13 | 77 | 9 | 9 | 73 | 13 | 11 |
| IGPM | 64 | 11 | 7 | 77 | 10 | 5 | 90 | 10 | 7 |
| IPCFIPE | 56 | 13 | 10 | 85 | 10 | 10 | 95 | 8 | 7 |
| FXFIM | 73 | 21 | 13 | 80 | 20 | 17 | 101 | 23 | 17 |
| FXMED | 70 | 20 | 16 | 85 | 15 | 10 | 103 | 25 | 14 |
| SELICFIM | 55 | 9 | 3 | 77 | 6 | 3 | 94 | 13 | 2 |
| SELICMED | 53 | 9 | 7 | 72 | 4 | 3 | 84 | 8 | 7 |
| DLSP | 61 | 6 | 5 | 82 | 9 | 6 | 95 | 16 | 9 |
| PIB | 71 | 9 | 6 | 78 | 12 | 8 | 90 | 12 | 5 |
| PRIND | 63 | 10 | 9 | 77 | 11 | 11 | 90 | 13 | 11 |
| CC | 50 | 3 | 2 | 68 | 5 | 3 | 95 | 5 | 3 |
| BC | 56 | 7 | 2 | 81 | 10 | 3 | 97 | 13 | 4 |
| IED | 67 | 8 | 8 | 79 | 7 | 5 | 92 | 13 | 9 |
| PADM | 60 | 5 | 5 | 73 | 9 | 6 | 88 | 13 | 10 |

| Impeachment | | | | | | | | | |
|--------------------|--------------|------------|-----|---------------|------------|-----|---------------|------------|-----|
| Variável | $\tau = 0,1$ | Signif. 5% | | $\tau = 0,05$ | Signif. 5% | | $\tau = 0,01$ | Signif. 5% | |
| | | Total | + | | Total | + | | Total | + |
| Dummy (IMP) | 132 | 29 | 27 | 132 | 21 | 21 | 132 | 33 | 29 |
| IBOV | 132 | 124 | 124 | 132 | 115 | 115 | 132 | 105 | 105 |
| IPCA | 66 | 16 | 4 | 80 | 15 | 4 | 96 | 12 | 2 |
| IGPDI | 64 | 13 | 12 | 78 | 12 | 11 | 85 | 12 | 8 |
| IGPM | 61 | 7 | 5 | 71 | 12 | 8 | 82 | 10 | 4 |
| IPCFIPE | 59 | 8 | 7 | 85 | 11 | 10 | 93 | 11 | 10 |
| FXFIM | 74 | 16 | 13 | 87 | 20 | 16 | 100 | 22 | 14 |
| FXMED | 72 | 21 | 11 | 80 | 17 | 7 | 109 | 16 | 12 |
| SELICFIM | 67 | 8 | 5 | 71 | 8 | 2 | 95 | 11 | 1 |
| SELICMED | 55 | 3 | 3 | 67 | 9 | 6 | 82 | 6 | 4 |
| DLSP | 65 | 5 | 3 | 82 | 10 | 5 | 99 | 21 | 11 |
| PIB | 74 | 11 | 8 | 79 | 13 | 10 | 97 | 18 | 12 |
| PRIND | 62 | 12 | 11 | 71 | 9 | 8 | 89 | 15 | 13 |
| CC | 53 | 3 | 3 | 77 | 6 | 5 | 92 | 2 | 2 |
| BC | 56 | 7 | 2 | 75 | 7 | 1 | 100 | 12 | 4 |
| IED | 71 | 9 | 7 | 77 | 6 | 4 | 95 | 10 | 8 |
| PADM | 61 | 7 | 6 | 67 | 7 | 4 | 96 | 13 | 10 |

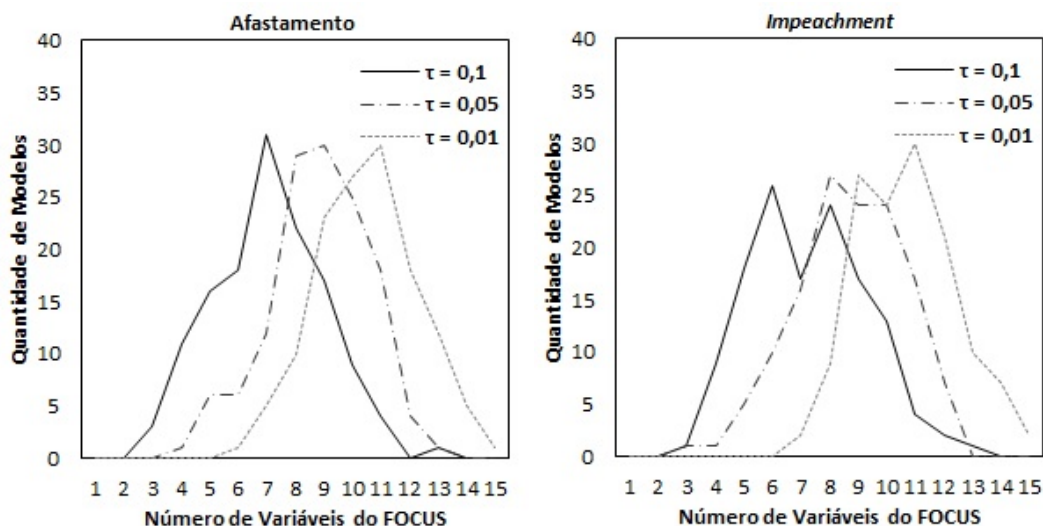
Fonte: Elaboração própria.

Nota: ^aTotal de 132 modelos (1 por ação). ^bInformações para o quantil 0,01 ou 1%. ^cNúmero de vezes em que a variável mostrou-se estatisticamente significativa ao nível de 5% de confiança. Valor-p com base nos desvios-padrão calculados pelo método *bootstrap*. ^dNúmero total de coeficientes que apresentaram significância a 5%. ^eNúmero de coeficientes estatisticamente significativos a 5% que apresentaram sinal positivo. ^fInformações para o quantil 0,05 ou 5%. ^gInformações para o quantil 0,1 ou 10%.

estas empresas elevando suas taxas de retorno em relação ao ativo livre de risco, resultando em menores estimativas para perdas potenciais.

Vale ressaltar que, com exceção do prêmio de risco de mercado (representado na tabela 1 por IBOV), foi obtido um baixo percentual de coeficientes estatisticamente significantes a 5% frente ao total de vezes em

Figura 1 – Quantidade de modelos^a × Número de variáveis do FOCUS^b.



Fonte: Elaboração própria.

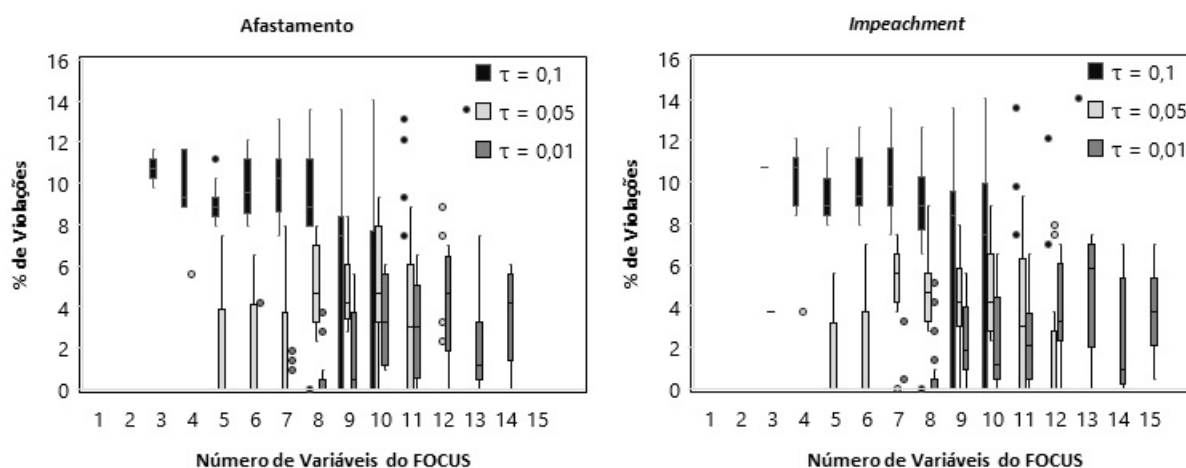
Nota: ^aQuantidade de modelos selecionados segundo o critério de Akaike. ^bQuantidade de fatores de expectativa selecionados para compor a equação do melhor modelo pelo critério de Akaike.

que estes apareçam nos modelos. Em particular, o baixo número de estimativas significativas - em relação ao total de 132 ações analisadas - para a *dummy* de interesse levanta a suspeita de que os efeitos destes eventos sobre os mercados podem ter tomado forma em períodos distintos das datas consideradas.

Em particular, suspeita-se que os agentes tenham antecipado, de certa forma, os possíveis efeitos do *impeachment* uma vez que, à esta altura, as repercussões do afastamento já integravam o conjunto de informação dos investidores. De fato, deve-se atentar à natureza semelhante entre os dois acontecimentos. Essa possível violação de uma das premissas dos modelos de regressão descontínua será abordada na seção 5.3, que conduzirá uma investigação para a presença de efeitos não contemporâneos ao afastamento.

No entanto, apesar de a maior parte dos regressores terem se mostrado insignificantes, a inclusão de um maior número destas variáveis nos modelos contribuiu para a redução do número de violações em suas séries estimadas do *VaR*, conforme mostrado na figura 2.

Figura 2 – Percentual de violações^a × Número de variáveis do FOCUS^b.



Fonte: Elaboração própria.

Nota: ^aQuantidade de vezes em que o limite inferior da série estimada do *VaR* foi rompido pela série real de preços com relação ao total de observações semanais de prêmio de risco analisadas, i.e., $[(qtd. de viol. / 214) \times 100]$. ^bQuantidade de fatores de expectativa selecionados para compor a equação do melhor modelo pelo critério de Akaike.

Na figura 2, pode-se perceber que modelos mais conservadores apresentaram uma grande redução em seu número de violações⁶ em comparação aos modelos menos rigorosos. Esses fatos são destacados no deslocamento para baixo e para a direita da curva que representa o número de violações, comparando os modelos com $\tau = 0,01$ aos modelos com $\tau = 0,1$. Além disso, nota-se que, em linha ao apresentado na figura 1, modelos mais restritos incluem um maior número de fatores de expectativa em sua equação determinada pelo menor critério de Akaike.

É esperado que, à medida que se incrementa o nível de confiabilidade do *VaR*, o número de violações seja reduzido. Entretanto, como a figura 2 ressalta, a redução no número de violações foi obtido também ao elevar o número de variáveis do Boletim FOCUS no conjunto de regressores, tendo estas contribuído para melhorar o caráter preditivo dos modelos de regressão quantílica em determinar um limite inferior às séries de prêmio de risco acionário.

5.2 Análise de Regressão Descontínua

O principal objetivo desta análise é obter uma estimativa do efeito tanto do afastamento quanto do *impeachment* de Dilma Rousseff sobre o nível de exposição ao risco das empresas brasileiras. Para isso, a discussão será direcionada aos resultados das estimações dos modelos de RDD⁷, cuja forma funcional é evidenciada na equação 3.4⁸.

Isto posto, a tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das estimativas para os efeitos do tratamento que se mostraram estatisticamente significantes a 5%, segmentadas pelo nível de confiabilidade das séries estimadas de *VaR*.

A princípio, analisando as medidas de magnitude - máximo, mínimo, mediana e média - entre os quantis na tabela 2, vê-se claramente uma elevação, em módulo, das estimativas dos efeitos para os dois eventos sobre o *VaR* para as medidas extremas, i.e., valores máximo e mínimo, migrando-se dos modelos menos para os mais restritos. Esse aumento, apesar de não ser visível nas medidas de tendência central, leia-se mediana e média, pode ser perceptível ao se considerar o aumento na variabilidade desses efeitos medida pelo desvio-padrão.

Pode-se afirmar que, para os quantis de 10% e 5%, o afastamento da ex-presidente Dilma Rousseff contribuiu significativamente para a elevação do prêmio de risco das ações em análise, i.e., redução da exposição ao risco medida pelo *VaR*, o que pode ser constatado por medidas positivas das estatísticas em ênfase na tabela 2. Essa mesma observação pode ser feita para o *impeachment*. No entanto, para as estimativas mais restritas de *Value at Risk*, esse resultado não pode ser inferido para todos os ativos cujos efeitos foram significativos, embora seja verdade em mais de 50% destes casos.

Não obstante, deve-se chamar a atenção para a grande variabilidade observada no menor quantil (1%), o que sinaliza uma maior desigualdade na maneira pela qual esses processos afetaram a exposição ao risco destes ativos. Deve-se ressaltar também a maior quantidade de efeitos significativos para este quantil, o que pode estar explicando, ao menos em parte, uma maior variabilidade nessas estimativas. Essa maior variação nas medidas de *VaR* mais conservadoras é um indicativo de que as empresas analisadas foram afetadas pela disruptura política de maneiras distintas, conduzindo o retorno de seus ativos não só em direções opostas, como também em intensidades diferentes. Acredita-se que esse resultado possa ser explicado via características intrínsecas destas entidades como, por exemplo, seu setor de atuação⁹.

⁶ Como violações, são considerados o número de vezes cujo valor da série real de prêmio de risco foi menor do que o limite inferior estabelecido pela série estimada de *Value at Risk*.

⁷ Vale ressaltar que essas estimativas são corrigidas conforme discutido em Calonico *et al.* (2014a) para a presença de viés nas estimativas dos erros-padrão e, conseqüentemente, dos intervalos de confiança.

⁸ O enfoque nos modelos de ordem mais elevada é justificado pelo fato de, por apresentarem maior flexibilidade em sua forma estrutural, espera-se que estes melhor representem as séries de *Value at Risk* uma vez que permitem a captação de efeitos não lineares.

⁹ No momento em que este artigo está sendo escrito, estamos avaliando a presença de heterogeneidade nesses efeitos, possivelmente explicada pelo setor de atuação ou valor de mercado dessas entidades.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das estimativas de RDD significantes a 5%^a.

| | Afastamento ^b | | | Impeachment | | |
|-------------------------------|--------------------------|---------------|---------------|--------------|---------------|---------------|
| | $\tau = 0,1^d$ | $\tau = 0,05$ | $\tau = 0,01$ | $\tau = 0,1$ | $\tau = 0,05$ | $\tau = 0,01$ |
| Mínimo | 5,19 | 4,74 | -41,11 | -7,5 | 3,07 | -70,42 |
| Mediana | 8,53 | 9,03 | 7,51 | 4,39 | 6,18 | -4,59 |
| Média | 8,21 | 10,74 | 4,79 | 3,56 | 6,96 | -6,65 |
| Máximo | 12,92 | 24,93 | 69,38 | 9,36 | 11,84 | 25,05 |
| Desv. Pad. | 3,04 | 6,52 | 22,69 | 4,73 | 3,17 | 24,74 |
| +^e | 5 | 7 | 10 | 8 | 9 | 5 |
| > Média^f | 3 | 2 | 10 | 5 | 3 | 6 |
| Total^g | 5 | 7 | 16 | 9 | 9 | 11 |

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ^aEstatísticas descritivas das estimativas do efeito do tratamento que se mostraram significantes a 5% nas estimações de regressão descontínua, com desvios-padrão corrigidos conforme Calonico *et al.* (2014a).

^bEstimativas considerando a data oficial do afastamento - 12 de maio de 2016 - como ponto de corte.

^cEstimativas considerando a data oficial do fim do julgamento de *impeachment* - 31 de agosto de 2016 - como ponto de corte. ^dValor do quantil estimado, i.e., nível de confiança do *Value at Risk* (0,1 = 10%, 0,05 = 5% e 0,01 = 10%).

^eNúmero de estimativas significantes a 5% que apresentaram sinal positivo. ^fQuantidade de estimativas cujo valor superou a média de todas as demais que se mostraram significantes a 5% para o mesmo quantil. ^gQuantidade total de vezes cujo estimador do efeito do tratamento, $\hat{\rho}_v$ apresentou significância estatística a 5% (dentre todos os 132 estimados).

Isto posto, a tabela 3 expõe os ativos cujos efeitos estimados se mostraram significativos a 5%, assim como o setor de atuação de sua respectiva empresa. Dessa tabela, percebe-se que poucos ativos apresentaram consistência no que se refere à presença de efeitos significativos nos três quantis. Para estes ativos, nota-se que, à medida que se incrementa o nível de confiabilidade para o valor em risco, obtém-se estimativas mais elevadas para o efeito em questão.

Ainda sobre a tabela 3, vê-se uma maior incidência de setores que são alvo de atividades reguladoras por agências governamentais. É esse o caso para os setores de energia elétrica, água e saneamento, saúde e telefonia móvel. Esse efeito é ainda reforçado para o setor de energia elétrica dado que este foi o que apresentou maior número de estimativas significantes frente aos demais, especialmente para o *impeachment*. Para a maioria dos ativos deste setor, nota-se uma diminuição na medida do valor em risco, i.e., a presença de coeficientes positivos.

Considerando a data do fim do julgamento de destituição, nota-se também a forte presença do setor de comércio, sendo este último associado ao maior efeito obtido, indicando uma elevação de 70,42% no *VaR*.

No entanto, nada pode ser dito a respeito da maneira pela qual a exposição ao risco destas empresas foram afetadas pelo choque político em questão, com exceção do setor de energia elétrica, para o qual todas as 3 estimativas presentes na tabela 3 apresentaram sinal positivo. Isto quer dizer que, a instabilidade política causada pelo processo de afastamento contribuiu para a elevação da taxa de retorno destes ativos e, equivalentemente, a uma redução do nível de exposição ao risco destas empresas medido pelo *VaR*.

No entanto, a generalização desses resultados é comprometida dado o baixo número de coeficientes significantes ao nível de confiabilidade de 95%. Com isso, deve-se fazer a ressalva de que, uma vez que os modelos de regressão descontínua têm como variável dependente as séries de valor ajustado dos modelos de regressão quantílica, os estimadores de desvio-padrão para estes coeficientes não mais apresentam a propriedade de ausência de viés¹⁰. Normalmente, nestes casos, os desvios-padrão estimados tentem a ser mais elevados. Assim, o cálculo das estatísticas de teste t-student e, conseqüentemente, a significância dos parâmetros estimados podem ser comprometidos, o que ajuda a explicar a grande quantidade de parâmetros estatisticamente não-significativos.

¹⁰ Vale ressaltar que o viés mencionado aqui não é o mesmo citado em Calonico *et al.* (2014a), que já foi corrigido no processo de estimação.

Tabela 3 – Informações dos ativos cujo efeito estimado foi significativa a 5%^a.

| Afastamento | | | | | |
|---------------------|----------|-------|--------|-----------------------------------|------|
| Ticker ^b | τ^c | | | Características | |
| | 0,1 | 0,05 | 0,01 | Setor de Atuação | Tipo |
| ALUP11 | - | - | 12,47 | Energia Elétrica | ON |
| ANIM3 | - | 10,82 | - | Educação | ON |
| BBRK3 | - | - | -9,48 | Construção e Engenharia | ON |
| BEEF3 | - | 7,89 | - | Alimentos | ON |
| BRIN3 | 12,92 | 24,93 | 69,38 | Previdência e Seguros | ON |
| CGAS5 | - | - | -11,81 | Gás | PN |
| CLSC4 | 5,87 | - | 7,19 | Energia Elétrica | PN |
| DAGB33 | - | - | 11,12 | Comércio | ON |
| FIBR3 | - | - | -10,64 | Papel e Celulose | ON |
| HBOR3 | - | 9,14 | 14,47 | Construção e Engenharia | ON |
| HGTX3 | - | - | 11,14 | Tecidos, Vestuários e Calçados | ON |
| KEPL3 | - | - | -10,41 | Máquinas e Equipamentos | ON |
| LEVE3 | - | - | -5,26 | Material de Transporte Rodoviário | ON |
| LLIS3 | - | - | -41,11 | Comércio | ON |
| MAGG3 | 5,19 | 8,65 | 15,63 | Materiais Diversos | ON |
| MRFG3 | 8,53 | - | - | Alimentos | ON |
| QUAL3 | 8,53 | - | - | Saúde | ON |
| Sbsp3 | - | 4,74 | - | Água e Saneamento | ON |
| SULA11 | - | - | 6,31 | Previdência e Seguros | ON |
| TIMP3 | - | 9,03 | 9,81 | Telefonia Móvel | ON |
| TRPL4 | - | - | 7,83 | Energia Elétrica | PN |

| Impeachment | | | | | |
|-------------|--------|-------|--------|-------------------------------|------|
| Ticker | τ | | | Características | |
| | 0,1 | 0,05 | 0,01 | Setor de Atuação | Tipo |
| ALPA4 | - | 6,18 | - | Tecidos, Vestuário e Calçados | PN |
| ALUP11 | - | - | 7,65 | Energia Elétrica | ON |
| BRIN3 | 9,36 | 10,22 | - | Previdência e Seguros | ON |
| BRSR6 | - | - | -9,2 | Financeiro | PN |
| CIEL3 | - | - | -4,59 | Serviços Financeiros Diversos | ON |
| CLSC4 | 5,7 | - | - | Energia Elétrica | PN |
| CPFE3 | - | - | -23,07 | Energia Elétrica | ON |
| CPRE3 | 1,93 | 3,07 | - | Energia Elétrica | ON |
| DAGB33 | 4,39 | - | - | Comércio | ON |
| EMBR3 | 2,84 | 6,53 | 9,18 | Material de Transporte | ON |
| FIBR3 | - | - | -10,24 | Madeira e Papel | ON |
| LCAM3 | 7,06 | 6,03 | 6,05 | Aluguel de Carros | ON |
| LEVE3 | 3,23 | 4,87 | - | Material de Transporte | ON |
| LLIS3 | - | - | -70,42 | Comércio | ON |
| LOGN3 | - | 10,44 | 25,05 | Transporte | ON |
| MGLU3 | - | - | -8,62 | Comércio | ON |
| MRFG3 | 5,01 | - | - | Alimentos | ON |
| POS3 | -7,5 | - | - | Computadores e Equipamentos | ON |
| RADL3 | - | 3,41 | - | Comércio | ON |
| SHOW3 | - | 11,84 | - | Viagens e Lazer | ON |
| TAAE11 | - | - | 5,04 | Energia Elétrica | ON |

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ^aInformações dos ativos cuja estimativa do efeito do afastamento mostrou-se significativa a 5%, considerando o modelo cuja forma funcional inclui termos de ordem 1 a 4. ^bRótulo de negociação do respectivo ativo na BM&FBOVESPA. ^c Valor do quantil estimado, i.e., nível de confiança do *Value at Risk* (0,1 = 10%, 0,05 = 5% e 0,01 = 10%).

Além disso, esse fator pode também estar indicando a presença de efeitos não contemporâneos relacionados a esses eventos. Mais especificamente, suspeita-se que os agentes de mercado tenham, de certa forma, antecipado o processo de destituição da ex-presidente e ajustado suas expectativas anteriormente à sua data oficial¹¹, conforme discutido previamente.

Se confirmado, esse cenário configuraria uma possível violação de uma das premissas inerentes à metodologia de regressão descontínua, ressaltando a possibilidade de que a data de corte na série estimada de *Value at Risk* seja diferente da data em que a ex-presidente foi efetivamente desempossada. Com isso, uma análise de teste placebo é conduzida a seguir, na seção 5.3.

5.3 Teste Placebo

O baixo número de coeficientes estatisticamente significantes exibidos na tabela 2 reforçou a suspeita de que uma das premissas inerentes à aplicação da metodologia de regressão descontínua possa estar sendo violada para o contexto aqui analisado.

Com a intenção de se investigar a presença de efeitos não contemporâneos associados aos processos de afastamento - ocorrido em maio de 2016 - e *impeachment* - ocorrido em 31 de agosto de 2016, foram estimados modelos de regressão quantílica adicionando como regressores um conjunto completo de variáveis *dummies* de tempo. Esse conjunto foi definido de maneira tal que, considerando uma dada semana s , tem-se:

$$\begin{aligned} D(< -8) &= 1, \text{ para toda semana anterior à oitava semana antes da intervenção.} \\ D(s) &= 1, \text{ para toda semana posterior à } s, \text{ onde } s = [-8, 8] \end{aligned} \quad (5.1)$$

Para composição desse conjunto, foi considerado o período de até 8 semanas antes e depois da respectiva data de corte. Esse conjunto, então, foi incluído nas estimações de regressão quantílica¹².

A tabela 4 a seguir exhibe o número de modelos, considerando as 132 ações, em que os coeficientes das variáveis *dummies* em questão foram significativas ao nível de 5%. Analisando-a, nota-se uma elevação no número de coeficientes significantes a 5% para a semana anterior à data do *impeachment*. Padrão semelhante é observado para o período de uma semana e duas semanas antes do afastamento.

Deve-se atentar para o fato de que, quanto mais distante da data de corte, maior a probabilidade da existência de outros eventos que afetaram o *Value at Risk* estimado dos ativos analisados. Em especial, nada pode ser inferido quanto aos efeitos desses processos considerando as variáveis *dummies* referentes a períodos mais afastados. No entanto, é suficiente dizer que, analisando os resultados da variável $D(-1)$, há uma alta probabilidade de que os agentes tenham ajustado suas expectativas uma semana antes das datas oficiais nas quais os processos tomaram forma, o que pode explicar parcialmente a pouca presença de efeitos significativos contemporâneos a esses eventos.

Nesse contexto, foi realizado um teste placebo de regressão descontínua a fim de verificar a presença de efeitos significativos do processo de afastamento e *impeachment* da ex-presidente considerando, agora, como data de corte o período de uma semana antes da data oficial dos acontecimentos. A tabela 5 exhibe algumas estatísticas desses coeficientes de regressão.

Em comparação à tabela 2, na tabela 5 é possível observar um menor número de coeficientes significativos para todos os três quantis analisados referentes à data do afastamento. A princípio, esse fato sugere que houve antecipação dos efeitos desse processo pelos agentes de mercado mas que, no entanto, esse efeito foi observado em um número bastante limitado de empresas, exceto para $\tau = 0,01$ para o qual foi obtida uma quantidade semelhante de estimativas significantes nas duas tabelas. Para este quantil, pode-se concluir que os agentes anteciparam o processo de afastamento para 14 dos 132 ativos e, dentre eles, 6 foram sujeitos a um aumento na estimativa do valor em risco.

¹¹ Essa apreensão é especialmente legítima para o caso do *impeachment* uma vez que os efeitos do processo de afastamento já eram conhecidos, o que leva a crer que os agentes possam ter espelhado suas expectativas com base no que foi observado previamente, dada a natureza semelhante entre os dois processos.

¹² Removendo-se o intercepto para evitar problemas de multicolinearidade perfeita.

Tabela 4 – Quantidade de *dummies* significativas a 5%^a.

| | Afastamento | | | Impeachment | | |
|----------------------------|--------------|---------------|---------------|--------------|---------------|---------------|
| | $\tau = 0,1$ | $\tau = 0,05$ | $\tau = 0,01$ | $\tau = 0,1$ | $\tau = 0,05$ | $\tau = 0,01$ |
| $D (< -8)$ | 43 | 44 | 58 | 46 | 49 | 53 |
| $D (-8)$ | 13 | 13 | 13 | 9 | 3 | 8 |
| $D (-7)$ | 14 | 14 | 5 | 16 | 7 | 7 |
| $D (-6)$ | 13 | 16 | 18 | 22 | 20 | 21 |
| $D (-5)$ | 21 | 11 | 16 | 12 | 12 | 5 |
| $D (-4)$ | 24 | 18 | 27 | 17 | 13 | 14 |
| $D (-3)$ | 18 | 17 | 18 | 26 | 22 | 19 |
| $D (-2)$ | 28 | 29 | 35 | 19 | 19 | 21 |
| $D (-1)$ | 32 | 30 | 38 | 49 | 43 | 40 |
| $D (AF \text{ ou } IMP)^b$ | 11 | 13 | 10 | 10 | 9 | 11 |
| $D (+1)$ | 18 | 19 | 16 | 19 | 19 | 25 |
| $D (+2)$ | 19 | 16 | 13 | 23 | 23 | 17 |
| $D (+3)$ | 18 | 14 | 23 | 25 | 17 | 17 |
| $D (+4)$ | 27 | 23 | 23 | 29 | 21 | 27 |
| $D (+5)$ | 14 | 5 | 10 | 22 | 16 | 17 |
| $D (+6)$ | 12 | 7 | 12 | 15 | 9 | 4 |
| $D (+7)$ | 18 | 17 | 21 | 19 | 10 | 7 |
| $D (+8)$ | 20 | 19 | 24 | 40 | 52 | 73 |

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ^aNúmero de coeficientes significantes ao nível de 5% de regressão quantílica contra um conjunto completo de *dummies de tempo*. ^bDummy que representa a data de ruptura em questão: afastamento ou *impeachment*.

Tabela 5 – Estatísticas descritivas dos efeitos do teste placebo significantes a 5%^a.

| | Afastamento | | | Impeachment | | |
|----------------------|----------------|---------------|---------------|--------------|---------------|---------------|
| | $\tau = 0,1^b$ | $\tau = 0,05$ | $\tau = 0,01$ | $\tau = 0,1$ | $\tau = 0,05$ | $\tau = 0,01$ |
| Mínimo | -10,54 | -7,79 | -39,26 | 1,97 | -9,56 | -61,85 |
| Mediana | -6,3 | 0,34 | -10,04 | 4,08 | 6,74 | 6,42 |
| Média | -3,17 | 4,45 | 0,98 | 4,69 | 5,23 | 3,26 |
| Máximo | 7,33 | 24,93 | 52,63 | 10,07 | 10,39 | 44,17 |
| Desv. Pad. | 9,33 | 14,92 | 25,59 | 2,55 | 5,91 | 19,21 |
| + ^c | 1 | 2 | 6 | 9 | 8 | 17 |
| > Média ^d | 1 | 2 | 6 | 3 | 7 | 17 |
| Total | 3 | 4 | 14 | 9 | 9 | 25 |

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ^aEstatísticas descritivas dos efeitos do tratamento estimados via regressão descontínua significantes a 5%, com desvios-padrão corrigidos conforme Calonico *et al.* (2014a), considerando como data de corte uma semana antes à data em que ocorreram o afastamento e o *impeachment* da ex-presidente Dilma Rousseff, respectivamente. ^bValor do quantil estimado, i.e., nível de confiança (τ) do *Value at Risk* (0,1 = 10%, 0,05 = 5% e 0,01 = 10%). ^cNúmero de coeficientes significantes a 5% que apresentaram sinal positivo. ^dQuantidade de coeficientes cujas estimativas superam a média de todos os coeficientes significantes a 5% para o mesmo quantil.

Considerando agora o processo de *impeachment*, nota-se que, em comparação com a tabela 2, há um maior número de estimativas significantes. em especial, para o percentil 1. Com isso, pode-se concluir que houve antecipação do processo de destituição da ex-presidente Dilma Rousseff pelos agentes para esses ativos. Além disso, semelhante ao constatado para a real data da destituição da ex-presidente, foram obtidas grandes quantidades de coeficientes positivos para os efeitos desse processo dentre as estimativas significantes, o que é equivalente a uma redução nas estimativas do *VaR*. Logo, pode-se dizer que os mercados não só anteciparam os efeitos do *impeachment*, como também avaliou esse processo positivamente para a maioria dos casos, refletindo em uma redução no nível de exposição ao risco destes ativos.

Vale destacar que, para o processo de *impeachment*, grande parte dos efeitos significantes dizem respeito ao setor de comércio. Também, em linha com o constatado na seção 5.2, grande parte dos efeitos antecipados que se mostraram significativos referem-se a setores regulados, como energia elétrica e telefonia móvel. Outros setores que se destacaram frente aos demais na quantidade de efeitos significantes, foram: construção civil, construção e engenharia e previdência e seguros. Já para o afastamento, destacaram-se, além dos setores regulados, o setor de serviços financeiros diversos. Essas e outras informações sobre as estimativas do teste placebo podem ser encontradas no apêndice A.

É importante mencionar que a presença de um número relevante de efeitos significantes considerando como data de corte a semana anterior à saída oficial da ex-presidente do poder, está intimamente relacionada ao fato de que, uma vez que o processo de afastamento assim como suas repercussões sobre a economia já eram conhecidos nesse novo período, os mercados foram capazes de melhor antecipar os efeitos desse novo acontecimento avaliando a mudança de presidente de maneira mais acurada¹³.

6 CONCLUSÃO

O grande volume de informações circulando na mídia quanto aos possíveis impactos da saída da ex-presidente da república Dilma Rousseff do poder, em particular sobre o mercado acionário, fomentaram a necessidade de se investigar se o incremento abrupto no risco político durante esse período foi transmitido para o mercado de capitais na forma de alteração no nível de exposição ao risco dessas empresas. Sob a hipótese de que esta alteração tenha ocorrido via expectativa dos investidores, este estudo buscou avaliar os impactos tanto do afastamento, quanto do *impeachment*, sobre as séries de *Value at Risk* de 132 ações negociadas na BM&FBOVESPA.

Foi considerado período de 01 de janeiro de 2014 a 14 de fevereiro de 2018. A estratégia de identificação envolve a estimação do valor em risco para essas ações via regressão quantílica, incluindo 15 variáveis de expectativa de mercado divulgadas semanalmente no Boletim FOCUS pelo Banco Central no conjunto de regressores, e a estimação do referido efeito sobre a série estimada de *Value at Risk* fazendo uso da técnica de regressão descontínua, comparando o comportamento desses ativos nos períodos pré e pós-tratamento.

O presente estudo identificou a presença de efeitos significantes as duas etapas, afastamento e *impeachment*, sobre o *Value at Risk* estimado via regressão quantílica das ações de empresas brasileiras presentes na análise. No entanto, esses efeitos foram identificados para uma parcela inferior a 20% desses ativos. Tanto para o afastamento quanto para o *impeachment*, foram encontradas um maior número de evidências para repercussões positivas desses processos de ruptura, ocasionando em menores estimativas para o *VaR*, em especial para o quantil mais restrito, i.e., $\tau = 0,01$.

Deve-se chamar a atenção para a grande variabilidade nos efeitos estimados, atestada pela medida de desvio-padrão, revelando que o processo político como um todo afetou as empresas em ênfase de maneira bastante assimétrica. Esse fator pode estar associado à características inerentes a estas entidades, como por exemplo seus setores de atuação¹. Ao analisar essa característica, em particular, notou-se que a maior parte das estimativas significantes estava associada a setores que são diretamente fiscalizados por agências reguladoras, como foi o caso, sobretudo, para o setor de energia elétrica.

Adicionalmente, para o *impeachment*, notou-se também a presença do setor de comércio para uma quantidade relevante de estimativas. No entanto, deve-se salientar o baixo número de coeficientes significantes ao nível de 5%, o que impede a generalização desses resultados para todas as empresas brasileiras ou, até mesmo, para todos os 132 ativos da amostra.

Uma análise de teste placebo revelou que parte desses efeitos foram antecipados pelos agentes em uma semana. Para o afastamento, o teste placebo indicou a presença de efeitos significantes em um número muito

¹³ É importante destacar que, a troca presidencial, à época, poderia ser interpretada diretamente como a adoção futura de um novo conjunto de políticas por parte do novo governo. Dessa forma, esse tipo de interpretação por parte dos agentes econômicos ajudaria a explicar a presença de um maior número de efeitos significantes que indicam o aumento dos retornos após o processo de *impeachment* como uma percepção positiva desses investidores com relação à nova conduta de políticas.

¹ No momento em que este artigo está sendo escrito, está sendo avaliada a presença de heterogeneidade nos efeitos encontrados associada ao setor de atuação e valor de mercado das empresas incorporadas na análise.

pequeno de empresas, o que não compromete gravemente os resultados apresentados para esse acontecimento, ao menos para os quantis de 10% e 5%.

Já para o *impeachment*, foram obtidas quantidades relevantes de estimativas significativas de RDD no teste placebo. Esse fato pode ser explicado pelo conhecimento por parte dos agentes acerca das repercussões do afastamento sobre os mercados, conferindo a estes maior poder de previsão para avaliar a repercussão da destituição de Dilma Rousseff. Na maioria dos casos, esses eventos foram antecipados na forma de menor exposição ao risco para os ativos analisados.

Não obstante, o presente estudo conclui que tanto o afastamento quanto o *impeachment* da ex-presidente da república Dilma Rousseff exerceram efeito significativo sobre o *Value at Risk* das empresas analisadas. No entanto, isto foi verdade para um número limitado de ativos. Porém, pode-se dizer que a maioria dos efeitos significativos encontrados indicam uma redução do nível de exposição ao risco, embora não possam ser tomadas conclusões quantitativas acuradas a respeito da magnitude dessa redução devido ao baixo número de coeficientes estatisticamente significantes.

Por fim, considerando o cenário analisado, as possibilidades para trabalhos futuros revelam-se bastante numerosas. Como exemplo, pesquisas posteriores podem se propor a investigar os efeitos dessa ruptura política apoiando-se em uma metodologia de regressão quantílica com incorporação de testes de quebra estrutural buscando analisar o mesmo problema de pesquisa destacado no presente trabalho. Adicionalmente, poderiam ser consideradas diferentes metodologias para estimação do *Value at risk*, surgindo também a possibilidade de comparação da empregabilidade desses métodos para o cálculo do valor em risco em meio ao período turbulento de troca presidencial. Ainda, é possível empregar diferentes métricas para estimar a exposição ao risco, como, por exemplo, *Expected Shortfall*.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA FILHO, D. B.; MATOS, P. R. F.; ROCCO, L. A. Modelos de precificação *forward-looking* aplicados à *Blue Chips* e *Small Caps* do mercado brasileiro. **Working Paper**, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2015.
- ANGRIST, J.; KRUEGER, A. Empirical strategies in labor economics. **Handbook of Labor Economics**, Elsevier, v. 3, p. 1277–1366, 1999.
- CALONICO, S.; CATTANEO, M.; TITIUNIK, R. Robust nonparametric confidence intervals for regression discontinuity designs. **Econometrica**, v. 86, n. 6, p. 2295–2326, 2014a.
- CALONICO, S.; CATTANEO, M.; TITIUNIK, R. rdrobust: An r package for robust nonparametric inference in regression-discontinuity designs. **The R Journal**, v. 7, n. 1, p. 38–51, 2015.
- CASTRO, L.; MATOS, P. R. F.; SAMPAIO, G. R. How important is forward-looking behavior in brazilian sectorial indices risk premium?. **International Journal of Applied Economics**, v. 14, n. 1, p. 19–36, 2017.
- CHERNOZHUKOV, V.; UMANTSEV, L. Conditional value-at-risk: aspects of modeling and estimation. **Empirical Economics**, Springer, v. 26, p. 271–292, 2001.
- CHRISTOFFERSEN, P.; HAHN, J.; INOUE, A. Testing and comparing value-at-risk measures. **Journal of Empirical Finance**, Elsevier, v. 8, p. 325–342, 2001.
- DANIELSSON, J.; VRIES, C. D. Tail index and quantile estimation with very high frequency data. **Journal of Empirical Finance**, Elsevier, v. 4, p. 241–257, 1997.
- ENGLE, R.; MANGANELLI, S. Conditional autoregressive value at risk by regression quantiles. **Working Paper**, 1999.
- FAMA, E. The behavior of stock market prices. **Journal of Business**, v. 38, p. 34–105, 1965.
- HAHN, J.; TODD, P.; KLAAUW, W. V. D. Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. **Econometrica**, The Econometric Society, v. 69, p. 201–209, 2001.
- HAO, L.; NAIMAN, D. **Quantile Regression**. [S.l.]: SAGE Publications, 2007.

- ILIEV, P. The effect of sox section 404: costs, earnings quality and stock prices. **Journal of Finance**, v. 65, n. 3, p. 1163–1196, 2010.
- IMBENS, G.; LEMIEUX, T. The regression discontinuity designs:: Theory and applications. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 142, p. 611–614, 2008a.
- IMBENS, G.; LEMIEUX, T. Regression discontinuity designs: a guide to practice. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 142, p. 615–635, 2008b.
- KLAAUW, W. V. D. Regression-discontinuity analysis: a survey of recent developments in economics. **Federal Reserve Bank of New York**, Fondazione Giacomo Brodolini and Blackwell Publishing Ltd., 2008.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. J. Regression quantiles. **Econometrica**, The Econometric Society, v. 46, n. 1, p. 33–50, 1978.
- KOENKER, R.; HALLOCK, K. Quantile regression: An introduction. **Journal of Economic Perspectives**, v. 15, p. 143–156, 2001.
- KOENKER, R.; ZAO, Q. Conditional quantile estimation and inference for arch models. **Econometric Theory**, Cambridge University Press, v. 12, p. 793–813, 1996.
- LEE, S.; LEE, T. Value-at-risk forecasting based on gaussian mixture ARMA–GARCH model. **Journal of Statistical Computation and Simulation**, v. 81, n. 9, p. 1131–1144, 2011.
- LEVY, P. Calcul des probabilités. 1925.
- LIMA, L.; NERI, B. Comparing value-at-risk methodologies. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, p. 1–25, 2007.
- LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **The Review of Economics and Statistics**, v. 47, n. 1, p. 13–37, 1965.
- LOPEZ, J. Regulatory evaluation of value-at-risk models. **Journal of Risk**, v. 1, n. 2, p. 37–64, 1999b.
- MANDELBROT, B. The variation of certain speculative prices. **Journal of Business**, v. 36, p. 394–419, 1963.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p. 768–783, 1966.
- PORTER, J. Estimation in the regression discontinuity model. 1993.
- ROCCO, L. A. **Essays in Applied Econometrics**. Tese (Doctor of Philosophy in Economics) — Graduate College of the University of Illinois at Urbana-Champaign, Urbana-Champaign, 2013.
- ROSS, S. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, p. 341–360, 1976.
- SCHEMBERGUE, A.; HILGEMBERG, E. Uma aplicação modelo da arbitrage pricing theory para o setor de bens industriais. **Publicatio UEPG: Ciências Sociais Aplicadas**, v. 20, n. 2, 2012.
- SCHOR, A.; BONOMO, M.; PEREIRA, P. Arbitrage pricing theory (apt) e variáveis macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. 1998.
- SHARPE, W. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425–442, 1964.
- THISTLETHWAITE, D.; CAMPBELL, D. Regression-discontinuity analysis: an alternative to the ex post facto experiment. **Journal of Educational Psychology**, v. 51, p. 309–317, 1960.
- XIAO, Z.; GUO, H.; LAM, M. Quantile regression and value at risk. In: LEE, C.-F.; LEE, J. C. (Ed.). **Handbook of Financial Econometrics and Statistics**. [S.l.]: Springer, 2015. v. 1, p. 1143–1167.

APÊNDICE A – ESTIMATIVAS DO TESTE PLACEBO

| Afastamento | | | | | |
|---------------------|----------|-------|--------|--------------------------------|------|
| Ticker ^a | τ^b | | | Características | |
| | 0,1 | 0,05 | 0,01 | Setor de Atuação | Tipo |
| ALUP11 | - | - | 10,79 | Energia Elétrica | ON |
| BRFS3 | - | -7,79 | - | Alimentos | ON |
| BRIN3 | 7,33 | 24,93 | 46,69 | Previdência e Seguros | ON |
| BRSR6 | - | - | -15,6 | Financeiro | PN |
| CARD3 | - | - | 17,73 | Serviços Financeiros Diversos | ON |
| CIEL3 | - | -5,34 | -11,89 | Serviços Financeiros Diversos | ON |
| CPFE3 | - | - | -18,15 | Energia Elétrica | ON |
| CVCB3 | - | - | -15,71 | Viagens e Lazer | ON |
| DIRR3 | -6,3 | - | - | Construção Civil | ON |
| ECOR3 | - | - | -10,27 | Transporte | ON |
| HGTX3 | - | - | 13,94 | Tecidos, Vestuários e Calçados | ON |
| KEPL3 | - | - | -9,8 | Máquinas e Equipamentos | ON |
| LIGT3 | -10,54 | - | - | Energia Elétrica | ON |
| LLIS3 | - | - | -39,26 | Comércio | ON |
| LOGN3 | - | - | 52,63 | Transporte | ON |
| MAGG3 | - | 6,03 | - | Materiais Diversos | ON |
| PTBL3 | - | - | -14,13 | Construção Civil | ON |
| TRPL4 | - | - | 6,79 | Energia Elétrica | PN |

| Impeachment | | | | | |
|--------------------|--------|-------|--------|--------------------------------------|------|
| Ticker | τ | | | Características | |
| | 0,1 | 0,05 | 0,01 | Setor de Atuação | Tipo |
| ALUP11 | - | - | 7,06 | Energia Elétrica | ON |
| ANIM3 | - | 7,31 | 22,46 | Educação | ON |
| BRIN3 | 10,07 | 10,39 | 44,17 | Previdência e Seguros | ON |
| BTOW3 | - | -9,56 | - | Comércio | ON |
| CGAS5 | 3,43 | 5,39 | - | Gás | PN |
| CIEL3 | - | - | -3,77 | Serviços Financeiros Diversos | ON |
| CPFE3 | - | - | -19,31 | Energia Elétrica | ON |
| CPRE3 | 1,97 | - | 4,14 | Energia Elétrica | ON |
| CYRE3 | - | - | 10,91 | Construção Civil | PN |
| DAGB33 | 4,08 | - | - | Comércio | ON |
| EMBR3 | 2,42 | - | - | Material de Transporte | ON |
| FIBR3 | - | - | -10,87 | Madeira e Papel | ON |
| GFA3 | - | - | -13,2 | Construção e Engenharia | ON |
| HBOR3 | - | - | 11,31 | Construção e Engenharia | ON |
| HGTX3 | - | - | 6,27 | Tecidos, Vestuários e Calçados | ON |
| LCAM3 | 5,36 | 3,95 | 5,11 | Aluguel de Carros | ON |
| LLIS3 | 4,28 | - | -61,85 | Comércio | ON |
| LOGN3 | - | - | 23,73 | Transporte | ON |
| MAGG3 | - | 5,89 | 6,44 | Materiais Diversos | ON |
| MGLU3 | - | - | -8,7 | Comércio | ON |
| MRFG3 | - | - | 10,4 | Alimentos | ON |
| NATU3 | - | - | -8,95 | Produtos de Uso Pessoal e de Limpeza | ON |
| PMAM3 | - | - | 14,1 | Siderurgia e Metalurgia | ON |
| POMO4 | - | - | -7,41 | Material de Transporte | PN |
| PSSA3 | - | 6,74 | 6,84 | Previdência e Seguros | ON |
| SEER3 | - | - | 20,62 | Educação | ON |
| SHOW3 | - | 9,97 | - | Viagens e Lazer | ON |
| SLCE3 | 3,39 | - | - | Agropecuária | ON |
| SLED4 | - | - | 11,2 | Mídia | PN |
| TIMP3 | 7,22 | 7,0 | 6,42 | Telefonia Móvel | ON |
| TOTS3 | - | - | 4,34 | Programas e Serviços | ON |

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: Informações dos ativos cuja estimativa mostrou-se significativa a 5%, cuja variável de tratamento considera como data de corte a semana anterior à data oficial do respectivo evento (OBS: Estimativas em valor percentual). ^aRótulo de negociação do ativo na BM&FBOVESPA. ^b Valor do quantil estimado, i.e., nível de confiança do *Value at Risk* (0,1 = 10%, 0,05 = 5% e 0,01 = 10%).