



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ**  
**CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**  
**MESTRADO ACADÊMICO EM ECONOMIA**

**FRANKLIN ALVES DE OLIVEIRA**

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

**FORTALEZA**

**2018**

FRANKLIN ALVES DE OLIVEIRA

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

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Acadêmico em Economia do Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia. Área de Concentração: Economia

Orientador: Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco

FORTALEZA

2018

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca Universitária  
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

---

O47e Oliveira, Franklin Alves de.  
Efeitos do impeachment presidencial no value at risk das ações negociadas na bolsa de valores de São Paulo / Franklin Alves de Oliveira. – 2018.  
67 f. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2018.  
Orientação: Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco.

1. Impeachment. 2. Value at risk. 3. Regressão descontínua. 4. Regressão quantílica. I. Título.

CDD 330

---

FRANKLIN ALVES DE OLIVEIRA

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

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Acadêmico em Economia do Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia. Área de Concentração: Economia

Aprovada em: 13 de Julho de 2018

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco (Orientador)  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino de Matos  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

À todos aqueles cujo apoio e compreensão foram essenciais para que eu chegasse até este ponto.

## AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco por ter aceitado a tarefa de me orientar em minha dissertação de mestrado e pelos valiosos *insights*.

Aos professores Dr. Elano Ferreira Arruda e Dr. Paulo Rogério Faustino de Matos por aceitarem prontamente o convite para integrarem a Banca Examinadora deste trabalho.

À meus pais, Rellyton Franklin A. de Oliveira e Irraelita Alves da Silva, e minha irmã Lillyan Alves de Oliveira por serem compreensivos e me darem suporte desde o momento em que decidi dar continuidade aos estudos no nível superior e enquanto estive integralmente dedicado ao curso de mestrado, sempre me incentivando a continuar e acreditando no meu potencial, por vezes, mais do que eu mesmo. Muito obrigado.

À minha namorada, parceira e melhor amiga Ione Azevedo Cysne por estar sempre ao meu lado e me mostrar que eu não estava sozinho, mesmo quando as circunstâncias tentavam mostrar o contrário. Por me ajudar a ver o lado bom das coisas, me apoiar em minhas decisões e me fazer ver o quanto devo sempre ser grato por tudo que conquisei.

À minha grande amiga e colega de turma Marília Rodrigues Firmiano, por compartilhar comigo muitos momentos de estudo, pelas palavras sábias e motivadoras e por muitas vezes mostrar que sempre há exceções, independente de quão controversas pareçam as circunstâncias.

À meu amigo e irmão de coração Delson Barros de Almeida Filho, pelo apoio incondicional e pelas conversas que muitas vezes renovaram meus ânimos. Por sempre mostrar que há mais alternativas do que aquelas que estão à nossa frente. Obrigado por ser um amigo presente e me incentivar sempre a vislumbrar novos caminhos e elevar meu potencial.

À meu amigo para toda a vida Francisco Perivaldo de Oliveira Reis por me ajudar a ver que as verdadeiras mudanças acontecem dentro de nós. Que só pelo desenvolvimento pessoal podemos atingir verdadeiros níveis de felicidade e que isso independe da situação em que nossas vidas se encontram. Meu mais sincero obrigado.

Ao Doutorando em Engenharia Elétrica, Ednardo Moreira Rodrigues, e seu assistente, Alan Batista de Oliveira, aluno de graduação em Engenharia Elétrica, pela adequação do *template* utilizado neste trabalho para que o mesmo ficasse de acordo com as normas da biblioteca da Universidade Federal do Ceará (UFC).

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo auxílio financeiro da pesquisa de mestrado via bolsa de estudos.

*“All great changes are preceded by chaos.”*

(Deepak Chopra)

## RESUMO

Ao longo de sua história, o Brasil foi intrinsecamente marcado por vários momentos de instabilidade políticas e econômicas. O *impeachment* da ex-presidente da república Dilma Rousseff foi o fato político mais recente que fomentou uma série de turbulências na economia do país. 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 - a maioria indicando uma redução na medida de risco - em decorrência das etapas do processo de *impeachment*, destacando-se a incidência dos 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

In all its history, Brazil was intrinsically marked by innumerable moments of economical and political instability. 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 the country's 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 to 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 them pointing a reduction on the risk measure - due to the steps of the process of impeachment, highlighting the high incidence of the sectors of electric energy and commerce. However, significant effects were observed in less than 20% of the total assets analyzed. Finally, the results further indicate the presence of anticipated effects, in particular referring to the impeachment.

**Keywords:** Impeachment. Value at Risk. Discontinuity regression. Quantile regression.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Gráfico das séries em nível do índice Ibovespa e da poupança. . . . .	31
Figura 2 – Histograma das séries de retorno semanais do Ibovespa e da poupança <sup>a</sup> . . .	32
Figura 3 – Quantidade de modelos <sup>a</sup> × Número de variáveis do FOCUS <sup>b</sup> : Afastamento.	39
Figura 4 – Percentual de violações <sup>a</sup> × Número de variáveis do FOCUS <sup>b</sup> : Afastamento.	41
Figura 5 – Quantidade de modelos <sup>a</sup> × Número de variáveis do FOCUS <sup>b</sup> : <i>Impeachment</i> .	44
Figura 6 – Percentual de violações × Número de variáveis do FOCUS: <i>Impeachment</i> . .	45

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas do índice Ibovespa e da poupança. . . . .	32
Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis do FOCUS - Em nível. . . . .	34
Tabela 3 – Número de vezes em que a variável aparece na equação do melhor modelo <sup>a</sup> : Afastamento. . . . .	38
Tabela 4 – Número de vezes em que a variável aparece na equação do melhor modelo <sup>a</sup> : <i>Impeachment</i> . . . . .	42
Tabela 5 – Estatísticas descritivas dos efeitos do afastamento estimados via regressão descontínua e significativos a 5% <sup>a</sup> . . . . .	47
Tabela 6 – Informações dos ativos cujo efeito estimado foi significativo a 5% <sup>a</sup> : Afastamento.	48
Tabela 7 – Estatísticas descritivas dos efeitos do <i>impeachment</i> estimados via regressão descontínua e significativos a 5% <sup>a</sup> . . . . .	50
Tabela 8 – Informações dos ativos cujo efeito estimado foi significativo a 5% <sup>a</sup> : <i>Impeach-</i> <i>ment</i> . . . . .	52
Tabela 9 – Teste para efeitos não contemporâneos: Quantidade de coeficientes significa- tivos a 5% <sup>a</sup> . . . . .	54
Tabela 10 – Estatísticas descritivas dos efeitos do teste placebo significantes a 5% <sup>a</sup> . . . .	55

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Ativos incluídos na amostra. . . . .	30
Quadro 2 – Variáveis de Expectativa. <sup>a</sup> . . . . .	33
Quadro 3 – Tratamento das variáveis para estimação. . . . .	35

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ARCH	<i>AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity</i>
BCB	Banco Central do Brasil
GARCH	<i>Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity</i>
RDD	<i>Regression Discontinuity Design</i>

## LISTA DE SÍMBOLOS

$E$	Expectativa Incondicional
$\hat{\epsilon}$	Estimador do Efeito Populacional do Tratamento
$\mathcal{F}_t$	Conjunto de informação disponível no período $t$
$\mathcal{F}^{-1}$	Função Inversa
$\mathcal{F}_y$	Função de Distribuição Condicional
$FRP$	Prêmio de Risco dos Fatores incluídos no modelo APT
$I$	Função Indicador
$m$	Variável de Tratamento
$P$	Preço de um Determinado Ativo
$Pr$	Probabilidade
$Q_y$	Função Quantílica Condicional
$r_f$	Taxa Livre de Risco
$r_m$	Retorno da Carteira de Mercado
$r_t$	Retorno no Período $t$
$t$	Período de Tempo
$VaR$	Valor em Risco ( <i>Value at Risk</i> )
$\alpha$	Coefficiente de Intercepto do Modelo de Regressão
$\beta$	Coefficiente Angular do Modelo de Regressão
$\theta$	Vetor de Coeficientes
$\tau$	Valor do Percentil (Quantil)
$\mu$	Termo de Erro do Modelo de Regressão
$\epsilon$	Resíduos dos Modelos de Regressão

## SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO . . . . .	15
2	REVISÃO DE LITERATURA . . . . .	18
2.1	Estimação do <i>VaR</i> via Regressão Quantílica . . . . .	18
2.2	Modelos de Precificação de Ativos . . . . .	21
2.3	Regressão Descontínua . . . . .	23
3	METODOLOGIA . . . . .	25
3.1	<i>Value at Risk</i> . . . . .	25
3.2	Estratégia de Identificação . . . . .	27
4	BASE DE DADOS . . . . .	29
4.1	Composição da Amostra . . . . .	29
4.1.1	<i>Índice Ibovespa e Poupança</i> . . . . .	31
4.1.2	<i>Variáveis de Expectativa</i> . . . . .	33
4.2	Tratamento das Variáveis . . . . .	35
5	RESULTADOS . . . . .	37
5.1	Análise da Exposição ao Risco Medida pelo <i>VaR</i> . . . . .	37
5.1.1	<i>Modelos com Dummy do Afastamento para Estimação do VaR</i> . . . . .	38
5.1.2	<i>Modelos com Dummy do Impeachment para Estimação do VaR</i> . . . . .	41
5.2	Análise de Regressão Descontínua . . . . .	45
5.2.1	<i>Efeitos do Afastamento</i> . . . . .	46
5.2.2	<i>Efeitos do Impeachment</i> . . . . .	50
5.3	Teste para Efeitos Não Contemporâneos . . . . .	53
6	CONCLUSÃO . . . . .	57
	REFERÊNCIAS . . . . .	60
	APÊNDICES . . . . .	62
	APÊNDICE A – Gráfico das Séries Em Nível do Boletim FOCUS . . . . .	62
	APÊNDICE B – Correlação das Variáveis de Expectativa Após Tratamento. . . . .	65
	APÊNDICE C – Estimativas do Teste Placebo . . . . .	66

## 1 INTRODUÇÃO

Ao longo de sua história, o Brasil foi intrinsecamente marcado por diversos momentos de instabilidade políticos e econômicos. Desde a proclamação da República em 1889, pode-se traçar um breve histórico desses eventos. A crise do café de 1929 - na época, o principal produto de exportação brasileiro - a crise da dívida externa na década de 1980 - desencadeada pelos choques do petróleo em 1973 e 1979 - o período hiperinflacionário no fim dos anos 80 e início dos anos 90 e até mesmo os mais recentes choques da crise internacional do *subprime* em 2008 são alguns exemplos de períodos instáveis cujas causas estão fundamentadas, principalmente, em fatores como choques econômicos externos e a má conduta de políticas por parte do governo federal.

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. Por exemplo, o cenário de maior instabilidade política pode ser responsável por aumentar a volatilidade nos mercados financeiros do país *vis-à-vis* uma maior percepção de risco aparente por parte dos investidores.

Adicionalmente, pode haver um aumento na incerteza quanto ao desempenho das empresas brasileiras, podendo fomentar uma maior pressão de venda dos ativos financeiros, o que desencadearia uma queda geral de preços nesses mercados. Em contrapartida, o choque político pode ser absorvido positivamente pelos agentes econômicos em virtude, por exemplo, da expectativa de adoção de um novo e mais satisfatório pacote de medidas pelo presidente recém empossado, levando a uma menor percepção de risco aparente e, conseqüentemente, elevando a robustez nesses mercados, podendo também refletir-se em maiores retornos acionários.



Nesse contexto, o presente estudo propõe-se a 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 essa variação exógena incitou, de fato, uma alteração significativa no nível de exposição ao risco dessas empresas medido pelo *Value at Risk*.

A escolha dessa abordagem se deve ao fato de que a estrutura sob a qual ocorreu o *impeachment* constitui um bom ambiente para se analisar como os agentes econômicos responderam a esse choque político de grande magnitude empregando uma análise de descontinuidade de regressão. Convenientemente, esse processo pode ser visualizado como uma variação exógena que afetou todos os agentes inseridos na economia brasileira a partir de uma mesma data. Adicionalmente, pode-se ponderar separadamente os efeitos exercidos pelo afastamento e pelo fim do julgamento que ocasionou o *impeachment*, seis meses depois.

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. Será analisada a descontinuidade nas datas tanto do afastamento, quanto da saída oficial da ex-presidente do poder. Nesse caso, pode-se definir o tempo como variável de tratamento. Mais especificamente, a distância temporal em relação à data de ruptura.

Como principal vantagem dessa estratégia de identificação, pode ser apontado o elevado grau de semelhança entre as empresas analisadas em períodos próximos à data de ruptura por se tratarem exatamente dos mesmos indivíduos. Adicionalmente, pode-se afirmar que, quanto menor é o intervalo de tempo observado no entorno da data de corte, menor a probabilidade de que tenham ocorrido outros choques contemporâneos a esse processo que possam ter alterado de maneira significativa as características observadas dos agentes em estudo, reduzindo o viés eventualmente causado por fatores não observados. Como desvantagem dessa abordagem, destaca-se a impossibilidade de se estender os efeitos calculados para o médio e longo prazos.

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  $\tau$ -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 apontam a presença de efeitos significativos tanto para o afastamento quanto para o *impeachment* de Dilma Rousseff 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 serão apresentados os modelos a serem estimados, os critérios considerados para a seleção do modelo a ser empregado e a estratégia de identificação do efeito causal do *impeachment*. A seção 4 traz alguns comentários, estatísticas e particularidades a respeito dos dados coletados. A seção 5 traz a análise dos resultados obtidos assim como um teste de falsificação a fim de verificar a validação dos resultados discutidos previamente. A seção 6 encerra este estudo revisitando alguns de seus pontos relevantes e trazendo algumas sugestões para futuros trabalhos.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Iniciaremos essa seção abordando alguns dos principais trabalhos dentre a vasta literatura a respeito da métrica *Value at Risk* em conexão com a crescente vertente abrangendo a sua estimação via regressão quantílica. Em seguida, serão expostos alguns comentários pertinentes sobre os modelos de precificação de ativos que serão utilizados para estimação do valor em risco, em especial sobre o modelo APT com fatores *forward-looking*. Por fim, será feita uma revisão concisa de importantes referências na literatura de regressão descontínua.

### 2.1 Estimação do *VaR* via Regressão Quantílica

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 estes que foram marcados por volumosas perdas financeiras relacionadas, em especial, 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.

Nesse contexto, Lima e Neri (2007) 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 que exige o uso da métrica de valor em risco para alguns mercados.

Essa medida de 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.

Por definição, *VaR* é uma medida de perda, em valor de mercado, sobre um dado período de tempo que é excedida com probabilidade  $\tau$ , isto é,  $\Pr(r_t \leq VaR_t(\tau) | \mathcal{F}_{t-1}) = \tau$ . Se a medida é muito conservadora, por exemplo, muito capital será alocado pelos bancos para cobrir possíveis perdas. Capital este que poderia ser aplicado de maneira mais rentável. Portanto, a prática de adotar uma medida muito conservadora está atrelada a maiores custos de oportunidade. Por outro lado, se a medida é muito arriscada, então haverá um grande número de violações em suas estimativas, i.e., as perdas de mercado realizadas podem superar as perdas estimadas pela medida em questão que, se repetido por um certo número de vezes, esse processo pode levar a entidade financeira à falência.

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 que apontam que séries temporais de natureza financeira e distribuições de retornos não são bem aproximados por modelos Gaussianos, o que pode ser verificado nos trabalhos de Peiró (1994), Aparicio e Estrada (1997), Harris e Küçüközmen (2001), dentre outros. 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. Argumenta ainda que esse resultado é particularmente verdade para os modelos *AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH) e *Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH) cuja estimação de variâncias é muito sensível a grandes alterações e que, por esse motivo, 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 apresentam propriedades desejáveis. Ainda, sob condições normais de mercado, esses mapeiam bem *VaR*'s estimados em 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. Porém, nem sempre uma maior volatilidade está associada à uma maior exposição ao risco de mercado por parte das empresas, uma vez que se pode argumentar que somente grandes variações negativas são classificadas pelos investidores como indesejáveis. Dessa forma, é preferível que apenas grandes choques negativos de retorno impactem significativamente na medida do *VaR*.

Além disso, diferentemente da abordagem por mínimos quadrados ordinários, que oferece informações apenas sobre a média condicional da variável analisada, a abordagem de regressão quantílica proporciona condições de avaliar a distribuição completa do regressando ao variar o valor de  $\tau$  (XIAO *et al.*, 2015). Também tem-se discutido exaustivamente que os modelos de regressão quantílica são robustos quanto à presença de *outliers*, uma vez que a estimação quantílica é influenciada apenas pelo comportamento local da distribuição condicional nas proximidades do quantil especificado.

Em suma, tais propriedades tornam essa classe de modelos especialmente atrativos para aplicação no presente estudo, possibilitando a obtenção de medidas mais consistentes do *VaR* e, conseqüentemente, viabilizando a mensuração do impacto do processo de *impeachment* da ex-presidente Dilma Rousseff sobre o nível de exposição ao risco das empresas brasileiras.

Nesse sentido, o presente estudo 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  $\tau$ -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 as séries de retornos dos ativos negociados na BM&FBOVESPA e definir qual a perda esperada para aquele ativo em um dado período. Sendo assim, a forma funcional destes modelos é idêntica aos 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  $\beta$ . Assim como o CAPM, o modelo APT vem sendo amplamente testado em aplicações para o caso brasileiro e vários trabalhos evidenciam empiricamente sua superioridade em relação à sua versão mais simples. Dentre os trabalhos que fazem uso desse modelo no Brasil, podemos destacar Schor *et al.* (1998) que aplicaram esse modelo em portfólios construídos com ações negociadas na BM&FBovespa e encontraram relações significativas do ponto de vista estatístico a favor da inclusão de fatores macroeconômicos para a tarefa de precificar portfólios. Adicionalmente, Schembergue e Hilgemberg (2012) encontrou evidências significantes para a utilização de fatores macroeconômicos na precificação de ações do setor de bens industriais.

Também é destacado o trabalho de Castro *et al.* (2017) que analisa a utilização do modelo APT para precificar índices setoriais do mercado brasileiro, considerando como fatores o prêmio de risco esperado para a carteira de mercado e variáveis de expectativa reportadas, com frequência semanal, pelo Banco Central do Brasil em seu relatório mercadológico FOCUS. A inclusão das variáveis deste relatório 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, onde essa última abordagem tem a desvantagem de apresentar uma menor frequência em seus dados – mensal – enquanto o Banco Central divulga seu relatório semanalmente. Seus resultados apontam para uma melhoria do modelo APT em relação à sua versão mais simples, CAPM, justamente devido à inclusão das variáveis do boletim FOCUS.

Por fim, deve-se citar o trabalho realizado por Almeida Filho (2015) que fez uso do modelo APT para investigar a presença de fatores comuns aplicados à *Blue Chips* e *Small Caps* no mercado brasileiro. Como fatores de risco, Almeida Filho (2015) emprega variáveis de expectativa divulgadas no relatório semanal FOCUS com o intuito de investigar se o comportamento *forward-looking* é diferenciado entre empresas com diferentes capitalizações de mercado.

Ressalta ainda que, ao aplicar a técnica *Bayesian Model Averaging* (BMA), espera-se contornar a maior fragilidade do modelo de arbitragem enfatizada como a falta de embasamento teórico no que tangencia a escolha de fatores de risco, dado que essa técnica pressupõe o desconhecimento total quanto à forma funcional do modelo por parte do pesquisador.

Os resultados apresentados por Almeida Filho (2015) apontam que o método BMA gera 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*. Isso sinaliza que variáveis de expectativa macroeconômicas são bem precificadas por ações de elevada capitalização de mercado, enquanto que, para as ações com menor valor de capitalização, é configurado um cenário de oportunidades para arbitragem *vis-à-vis* mudanças bruscas nessas expectativas.

Isto posto, o presente estudo investigará qual a melhor forma funcional dos modelos de apreçamento, CAPM ou APT, segundo o critério de informação de Akaike para a modelagem do prêmio de risco de cada uma das 132 ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo. O objetivo desta abordagem é estimar, via regressão quantílica, o *Value at Risk* desses ativos e concluir se o processo de *impeachment*, incluindo sua etapa intermediária, impactou o nível de exposição ao risco das empresas brasileiras, submetendo os *VaR*'s estimados à uma análise de regressão descontínua.

Como fatores do modelo APT, serão empregadas 15 variáveis de expectativa quanto a indicadores macroeconômicos divulgadas com frequência semanal no boletim FOCUS, o que dá a essa classe de modelos um aspecto *forward-looking*, de maneira semelhante ao empregado por Castro *et al.* (2017) e Almeida Filho (2015). Neste ponto, é feito o pressuposto de que, a forma que os agentes de mercado avaliam a mudança presidencial é refletida diretamente em suas variáveis de expectativa. Além disso, espera-se explicar qualquer alteração no nível de exposição ao risco das empresas em ênfase via ajuste de expectativas dos agentes de mercado.

Pode-se destacar como contribuição da presente aplicação para a literatura de *asset pricing* a utilização dos modelos CAPM e APT - este último munido de fatores de expectativa - para a modelagem dos  $\tau$ -ésimos quantis condicionais das séries de prêmio de risco acionário visando a estimação do valor em risco.

### 2.3 Regressão Descontínua

A escolha do método de regressão descontínua se faz conveniente uma vez que se pode considerar o processo de *impeachment* como uma variação exógena que afetou todas as empresas que operam no Brasil em uma mesma data. Além disso, os efeitos desse acontecimento podem ser avaliados comparando as empresas brasileiras que negociam seus ativos na BM&FBOVESPA antes e depois da data de corte. Isto posto, se faz relevante acessar os principais avanços envolvendo o método *Regression Discontinuity Design* (RDD), introduzido por Thistlethwaite e Campbell (1960). Esta técnica 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. No entanto, 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 o método RDD.

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 de empresas norte-americanas. 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.

Então, um grande debate surgiu nos Estados Unidos onde argumentava-se a elevada extensão dos custos de implementação dessas práticas, em especial para pequenas empresas. Aqueles que se posicionaram a favor, argumentavam que esses custos eram necessários para que as empresas se tornassem mais comprometidas em elevar a qualidade de seus demonstrativos financeiros. Essa era uma grande preocupação na época devido à descoberta de grandes fraudes financeiras, como foi o caso das empresas Enron, Tyco International e WorldCom. Não obstante, a seção 404 foi implementada com a intenção de favorecer a detecção de fraudes financeiras antes que estas pudessem tomar grandes proporções.



Adotando uma estrutura de regressão descontínua, Iliev (2010) investigou os efeitos da implementação dessas práticas de governança corporativa para pequenas empresas. 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-americanas<sup>1</sup> sob o arcabouço de RDD, porém com ênfase em suas medidas extremas de exposição ao risco - *Value at Risk*. Adicionalmente, também foi investigada a presença de heterogeneidade na maneira pela qual a lei afetou essas empresas para os níveis de confianças de 90%, 95% e 99% do *VaR*.

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 todos os níveis de confiança. Reforça ainda que uma análise preliminar sugere um efeito negativo da implementação da lei para o *VaR-5%*. Para os demais níveis de confiança, não foram detectadas diferenças entre as empresas que estavam ou não incumbidas na lei.

Sua estratégia de identificação por regressão descontínua apontou a inexistência de efeitos significativos da implementação da SOX sobre a medida de exposição ao 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 lei Sarbanes-Oxley sobre o nível de exposição ao risco dessas empresas.

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 - *impeachment* presidencial - sobre o nível de exposição ao risco das empresas brasileiras medido pelo *Value at Risk*. Outra importante contribuição é dada ao se incorporar fatores *forward-looking* na etapa de estimação do *VaR* via regressão quantílica.

---

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

### 3 METODOLOGIA

Nessa seção será apresentada a estratégia de identificação do efeito causal do processo de destituição da ex-presidente Dilma Rousseff sobre a exposição ao risco das empresas brasileiras. Inicialmente, serão abordados elementos essenciais à análise de risco e, na sequência, serão apresentados os modelos de regressão descontínua para identificação do efeito desse evento dentro do contexto mercadológico brasileiro.

#### 3.1 Value at Risk

A popularidade da métrica de valor em risco se deve à necessidade de várias instituições em gerir risco financeiro, regulamentações governamentais e sua facilidade de interpretação (XIAO *et al.*, 2015). Além de ser facilmente compreendida, outra vantagem dessa métrica é que esta sumariza a informação a respeito da distribuição de perdas potenciais às quais um ativo está sujeito em um determinado intervalo de tempo. Em outras palavras, o *VaR* de um ativo revela a perda potencial associada a um evento extremo com probabilidade  $\tau$  em um certo período, i.e.,

$$\Pr(r_{it} \leq VaR_{it}(\tau) \mid \mathcal{F}_{i,t-1}) = \tau. \quad (3.1)$$

Onde  $r_{it}$  denota o retorno do ativo  $i$  no período  $t$ ,  $\mathcal{F}_{i,t-1}$  é o conjunto de informação do ativo  $i$  disponível no período  $t - 1$  e  $\tau \in (0, 1)$  é o nível de confiança. Por exemplo, se o *VaR* estimado for de  $-0,15$ , em média, a perda do portfólio não ultrapassará o limite de 15% em 95% dos dias de negociação. Entretanto, a perda do portfólio poderá exceder esse limite para os 5% dos dias restantes de negociação.

Por definição, o  $\tau$ -*VaR* no tempo  $t$  é o  $\tau$ -ésimo quantil condicional de  $r_t$  dada a informação disponível no período  $t - 1$ . Também por definição, a função quantílica de uma variável aleatória escalar  $Y$  é a inversa de sua função de distribuição. Analogamente, a função quantílica condicional de  $Y$  dado  $X$  é a inversa da função de distribuição condicional correspondente, i.e.,

$$Q_y(\tau \mid x) = F_y^{-1}(\tau \mid x) = \inf \{y : F_y(y \mid x) \geq \tau\}. \quad (3.2)$$

Onde  $F_y(y \mid x) = P(Y \mid x)$ . Logo, podemos convenientemente calcular o *Value at Risk* por meio da seguinte relação:

$$VaR_t(\tau \mid x) = F_{Y_t}^{-1}(\tau \mid x). \quad (3.3)$$

Para modelagem do *Value at Risk*, será estimado o  $\tau$ -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*. Vale ressaltar que, como fatores dos modelos APT, serão incluídas variáveis de expectativa quanto a indicadores macroeconômicos divulgadas no boletim FOCUS pelo Banco Central, semelhante ao realizado em Castro *et al.* (2017) e Almeida Filho (2015). Serão testadas todas as formas funcionais possíveis<sup>1</sup> considerando as 15 variáveis do boletim FOCUS e, para cada ativo, será selecionada aquela que apresentar o menor valor do critério de informação de Akaike. A fórmula típica desses modelos tomará a seguinte forma:

$$prem_{it} = [E(r_{it}) - r_f] = \alpha_0 + \alpha_1 D_{kt} + \alpha_2 [E(r_{ibov,t}) - r_f] + \theta^T FOCUS_t + \mu_{it}, \quad (3.4)$$

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<sup>2</sup> e o termo  $FOCUS_t$  é um conjunto de variáveis de expectativa detalhadas no quadro 2. Logo, o problema de estimação dos modelos de regressão quantílica é destacado na expressão 3.5 a seguir:

$$Min \sum_{t: prem_{it} \leq x'_t \beta} \tau |prem_{it} - x'_t \beta| + \sum_{t: prem_{it} > x'_t \beta} (1 - \tau) |prem_{it} - x'_t \beta|, \quad (3.5)$$

Onde  $x_t$  é um conjunto de regressores que inclui as 15 variáveis de sentimento do Boletim FOCUS, exibidas no quadro 2, além do prêmio de risco da carteira de mercado. A função não diferenciável exibida na equação 3.5 é minimizada fazendo-se uso do método simplex.

A solução para o problema de estimação 3.5 pode ser expressa como um vetor de estimativas  $\hat{\beta}(\tau)$  que, aplicando-se a relação exposta na equação 3.3, pode-se obter uma medida do valor em risco dada por

$$\widehat{VaR}_{it}(\tau | x_t) = \widehat{prem}_{it}(\tau | x_t) = x'_t \hat{\beta}(\tau). \quad (3.6)$$

Para identificação do efeito causal, serão estimados modelos de regressão descontínua sobre as séries estimadas de  $VaR^3$  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.

<sup>1</sup> O que dá um total de 32.768 equações distintas.

<sup>2</sup> A carteira de mercado representativa do mercado brasileiro é representada pelo índice Ibovespa.

<sup>3</sup> Valores ajustados dos modelos de regressão quantílica, conforme exibido na equação 3.6.

### 3.2 Estratégia de Identificação

Será investigado se o choque político exerceu efeito significativo no nível de exposição ao risco das empresas brasileiras. Para isso, será analisado o conjunto de todas as empresas brasileiras que têm suas ações negociadas na BM&FBOVESPA nos períodos anteriores e posteriores à data de ruptura. Nesse contexto, será estimado o seguinte modelo de regressão descontínua:

$$\widehat{VAR}_{it} = \delta_{i0} + \delta_{i1}I(m_{kt} > 0) + \delta_{i2}m_{kt} + \varepsilon_{it}, \quad (3.7)$$

Onde  $\widehat{VAR}_{it}$  representa o valor ajustado das estimativas de *Value at Risk* calculados pelos modelos de regressão quantílica apresentados na equação 3.6,  $m_{kt}$  denota a distância em semanas da data do período  $t$  para a data do acontecimento  $k$ , onde  $k = \{Afastamento, Impeachment\}$ ,  $I(\cdot)$  é uma função indicador que informa quando a variável de tratamento  $m_{kt}$  excedeu o seu valor na data do acontecimento e  $\varepsilon_{it}$  é uma função de choques não observados no *VaR* das empresas analisadas. Na equação 3.7, o efeito do tratamento é capturado pelo coeficiente  $\delta_{i1}$ .

Não obstante, a variável que determina a atribuição do tratamento é o tempo. Logo, convenientemente, definimos a variável de tratamento  $m_{kt} = (t - T_k)$ , onde  $T_k$  denota a semana em que ocorreu o evento  $k$  e  $t$  é o período corrente. Portanto, valores positivos de  $m_{kt}$  equivale a períodos pós-tratamento e vice-versa. Analogamente, na data do acontecimento  $k$ , para  $k = \{Afastamento, Impeachment\}$ , ocorre que  $m_{kt} = 0$ .

Ao estimar a equação 3.7, estamos fazendo o pressuposto que o processo de *impeachment* afetou linearmente a medida de exposição ao risco das empresas analisadas. Para permitir uma forma funcional mais flexível, serão incluídos termos de ordem 2, 3 e 4 para a variável  $m_{kt}$ . Com isso, espera-se obter uma maior precisão na captação do efeito em questão.

É importante mencionar que, a princípio, não há razões para se acreditar que os pressupostos inerentes à análise de regressão descontínua foram violados no contexto analisado. Em primeiro lugar, uma vez que a variável de tratamento considerada é o tempo antes e depois da data de ruptura em questão<sup>4</sup>, não há razões para se acreditar que as empresas tenham manipulado suas características a fim de influenciar, de alguma forma, a designação do tratamento.

Como segundo pressuposto dos modelos de regressão descontínua, pode-se citar o fato de o efeito a ser estimado ter ocorrido apenas no valor de corte em questão, isto é, na data de corte considerada. Nesse caso, deve-se ressaltar a possibilidade de o efeito do afastamento e/ou

<sup>4</sup> Tempo em semanas antes e depois da data do afastamento e/ou do *impeachment*.

do *impeachment* ter sido antecipado pelos agentes de forma que o processo em questão pode ter afetado a variável de resposta<sup>5</sup> em uma data diferente das consideradas como pontos de corte. Para lidar com essa possibilidade, a seção 5.3 dos resultados exibe informações a respeito de um teste realizado com a intenção de detectar a presença de efeitos não contemporâneos ao processo de *impeachment* sobre os valores estimados de *Value at Risk*.

Adicionalmente, 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. A princípio, essa premissa deve ser mantida, sobretudo, se forem considerados pequenos intervalos no entorno da data de corte dado que, com isso, é reduzida a probabilidade de que tenham acontecido outros incidentes nesse intervalo de tempo que possam igualmente ter afetado as características das empresas em análise.

Como último pressuposto para aplicação dos modelos de regressão descontínua, pode-se salientar a intenção de que o tratamento tenha impacto apenas na variável de resposta, i.e., não exerça influência sobre os demais covariantes do modelo. No presente contexto essa preocupação pode ser mitigada dado que, na equação dos modelos de regressão descontínua, estão presentes apenas as estimativas de valor em risco e a variável de tratamento  $m_{kt}$ <sup>6</sup>, sendo esta última o único covariante considerado nessa etapa.

Como principal vantagem da configuração utilizada neste estudo pode-se destacar que, devido ao fato de se analisar as mesmas companhias em períodos distintos, antes e depois do choque exógeno, o efeito da disrupção política tende a ser melhor estimado uma vez que, nas proximidades da data em que o evento ocorreu, estão sendo comparadas entidades com elevado grau de semelhança. Entretanto, ao dar enfoque a períodos próximos à data de ruptura, não podem ser inferidas consequências de médio e longo prazos. Isto quer dizer que todos os efeitos apresentados nesse estudo somente tomaram forma no curto prazo.

A implementação dos modelos exibidos na equação 3.7 foi feita segundo as considerações de Calonico *et al.* (2014a), incorporando uma correção para viés devido a problemas de *undersmoothing* e ajustando automaticamente os desvio-padrão baseando-se 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). Essa consideração se faz importante na presente aplicação dado que está sendo considerado uma janela temporal de 214 semanas.

<sup>5</sup> Séries de *VaR*'s estimados via regressão quantílica.

<sup>6</sup>  $k = \{Afastamento, Impeachment\}$

## 4 BASE DE DADOS

Nesta seção serão apresentadas informações relevantes no que se refere à técnicas e critérios para composição, filtragem e tratamento da amostra. Esta seção está dividida em duas subseções. A primeira subseção expõe informações relevantes no que diz respeito à coleta de variáveis para inclusão na base de dados, incluindo detalhes sobre cada uma das séries incluídas nesse estudo: retornos acionários, índice Ibovespa, retorno semanal do ativo livre de risco e variáveis de expectativa. Por fim, é apresentado o procedimento para tratamento dessas variáveis.

### 4.1 Composição da Amostra

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. Adicionalmente, foram adicionadas variáveis de expectativas dos agentes econômicos quanto ao desempenho futuro da economia, retiradas diretamente do Boletim mercadológico FOCUS.

Sob a hipótese de que, as alterações nas séries de preço acionário decorrentes do *impeachment* serão transmitidas via expectativas dos investidores, foram coletadas séries 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 de seleção para composição da amostra, considerou-se as empresas que possuíam registro ativo e 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 todas as segundas-feira dentro da janela de tempo observada.

No total, foram incluídas 132 ações de 122 empresas distintas, exibidas no quadro 1.

Quadro 1 – Ativos incluídos na amostra.

Nome da Empresa	Ticker	Nome da Empresa	Ticker	Nome da Empresa	Ticker
ABC BRASIL	ABCB4	ELETROBRAS	ELET3	LOPES BRASIL	LPSB3
ALIANSCCE	ALSC3	ELETROBRAS	ELET6	M. DIAS BRANCO	MDIA3
ALPARGATAS	ALPA4	EMBRAER	EMBR3	MAGAZINE LUIZA	MGLU3
ALUPAR	ALUP11	ENERGIAS BR.	ENBR3	MAGNESITA S/A	MAGG3
AMBEV S/A	ABEV3	EQUATORIAL	EQTL3	MARCOPOLO	POMO3
ANIMA	ANIM3	ESTACIO PART.	ESTC3	MARCOPOLO	POMO4
AREZZO CO.	ARZZ3	ETERNIT	ETER3	MARFRIG	MRFG3
B2W DIGITAL	BTOW3	EVEN	EVEN3	METAL LEVE	LEVE3
BANCO DO BRASIL	BBAS3	EZTEC	EZTC3	MILLS	MILS3
BANRISUL	BRSR6	FERBASA	FESA4	MINERVA	BEEF3
BB SEGURIDADE	BBSE3	FER. HERINGER	FHER3	MRV	MRVE3
BM&FBOVESPA	BVMF3	FIBRIA	FIBR3	MULTIPLAN	MULT3
BRADESCO	BBDC3	FLEURY	FLRY3	MULTIPLUS	MPLU3
BRADESCO	BBDC4	GAFISA	GFA3	NATURA	NATU3
BRADESPAR	BRAP4	GERDAU	GGBR3	ODONTOPREV	ODPV3
BRASILAGRO	AGRO3	GERDAU	GGBR4	PÃO DE AÇÚCAR	PCAR4
BR BROKERS	BBRK3	GERDAU MET.	GOAU4	PARANAPANEMA	PMAM3
BRFS/A	BRFS3	GOL	GOLL4	PETROBRÁS	PETR3
BR INSURANCE	BRIN3	GRENDENE	GRND3	PETROBRÁS	PETR4
BR MALLS PAR.	BRML3	GUARARAPES	GUAR3	PORTOBELLO	PTBL3
BR PROPERT.	BRPR3	HELBOR	HBOR3	PORTO SEGURO	PSSA3
CCR S/A	CCRO3	HYPERMARCAS	HYPE3	POSITIVO INF.	POSI3
CELESC	CLSC4	IGUATEMI	IGTA3	PROFARMA	PFRM3
CEMIG	CMIG3	INDS. ROMI	ROMI3	QGEP PART.	QGEP3
CEMIG	CMIG4	IOHCP-MAXION	MYPK3	QUALICORP	QUAL3
CESP	CESP6	ITAU S/A	ITSA3	RAIA DROGASIL	RADL3
CIA HERING	HGTX3	ITAU S/A	ITSA4	ROSSI RESID.	RSID3
CIELO	CIEL3	ITAU UNIBANCO	ITUB3	SABESP	SBSP3
COELCE	COCE5	ITAU UNIBANCO	ITUB4	SANEPAR	SAPR4
COMGAS	CGAS5	JHSF PART.	JHSF3	SANTANDER BR.	SANB11
COPASA	CSMG3	JSL	JSLG3	SÃO MARTINHO	SMTO3
COPEL	CPLE3	KEPLER WEBER	KEPL3	SARAIVA LIVR.	SLED4
COPEL	CPLE6	KLABIN S/A	KLBN4	SER EDUCA.	SEER3
COSAN	CSAN3	KROTON	KROT3	SID. NACIONAL	CSNA3
COSAN LTD.	CZLT33	LE LIS BLANC	LLIS3	SIERRA BRASIL	SSBR3
CPFL ENERGIA	CPFE3	LIGHTS/A	LIGT3	SLC AGRICOLA	SLCE3
CPFL RENOVAV.	CPRE3	LINX	LINX3	SULAMERICA	SULA11
CSU CARD SYST.	CARD3	LOCALIZA	RENT3	TAESA	TAEE11
CVC BRASIL	CVCB3	LOCAMERICA	LCAM3	TECNISA	TCSA3
CYRELA REALT.	CYRE3	LOG-IN	LOGN3	TEGMA	TGMA3
DIRECIONAL	DIRR3	LOJAS AMERICANAS	LAME3	TIME FOR FUN	SHOW3
DUFREY AG.	DAGB33	LOJAS AMERICANAS	LAME4	TIM PART. S/A	TIMP3
DURATEX	DTEX3	LOJAS MARISA	AMAR3	TOTVS	TOTS3
ECORODOVIAS	ECOR3	LOJAS RENNER	LREN3	TRAN. PAULIST.	TRPL4

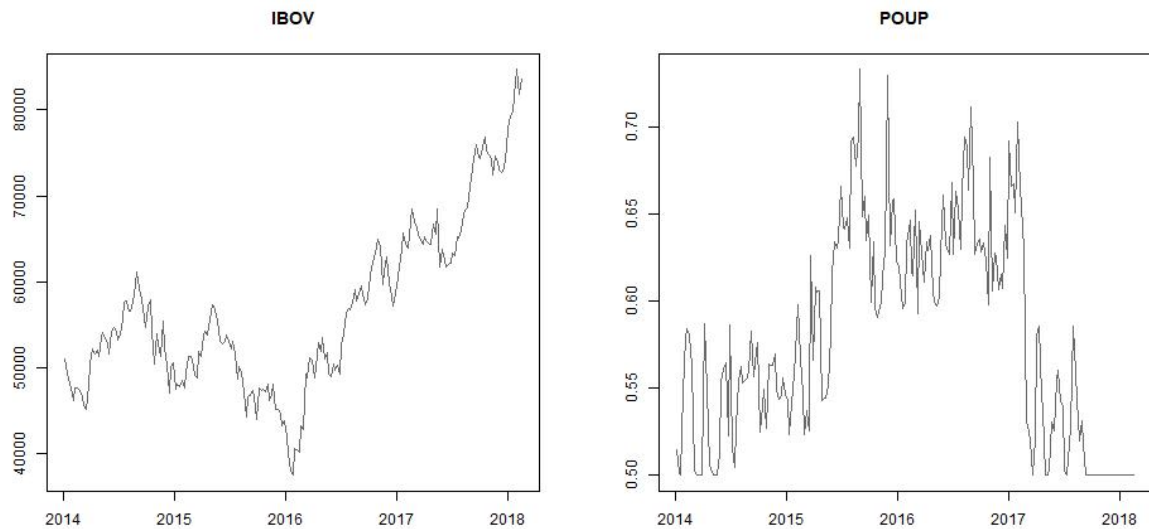
Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Todas as empresas que têm registro ativo na BM&FBOVESPA e apresentaram informações de preços todos os primeiros dias úteis imediatamente após a divulgação do relatório FOCUS de 01/01/2014 a 14/02/2018.

#### 4.1.1 Índice Ibovespa e Poupança

Além das séries de retorno acionários, foram incluídas as séries do índice Ibovespa e da poupança, sendo esta última empregada como taxa livre de risco ( $r_f$ ). Um gráfico em nível destas séries é exibido na figura 1.

Figura 1 – Gráfico das séries em nível do índice Ibovespa e da poupança.



Fonte: BM&FBOVESPA e Banco Central do Brasil (BCB), respectivamente.

Nota: Ibovespa (pontos); poupança (% a.m.)

Da figura 1, devemos chamar a atenção para o fato de que o índice Ibovespa atingiu seu valor mínimo em 2016, aos 37.497 pontos. De fato, essa foi a sua menor cotação desde o fim de 2008, quando o mercado brasileiro ainda sofria os efeitos da crise internacional do *subprime*. No decorrer do ano de 2016, após a sua mínima histórica, o índice passou a exibir fortes tendências de alta. Entre maio e junho do mesmo ano, a leve queda observada em sua pontuação pode estar relacionada à notícias sobre afastamento da ex-presidente Dilma Rousseff, cuja repercussão pode ter sido interpretada no mercado acionário como uma elevação do nível de incerteza político-econômica do país, ocasionando em uma maior pressão de venda nesse mercado. Após a data do seu afastamento, foi observada a manutenção da tendência de crescimento do índice em questão, que perdurou até o fim do mesmo ano.

Para a série de poupança no mesmo período, podemos destacar uma forte queda nas suas taxas de rendimento em 2017, muito provavelmente devido à política de redução da taxa de juros básica Selic adotada pelo Banco Central<sup>1</sup>. A tabela 1 a seguir exibe as estatísticas

<sup>1</sup> Taxa esta a qual os bancos comerciais baseiam seus cálculos para determinar os rendimentos de poupança.



descritivas dessas duas variáveis.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas do índice Ibovespa e da poupança.

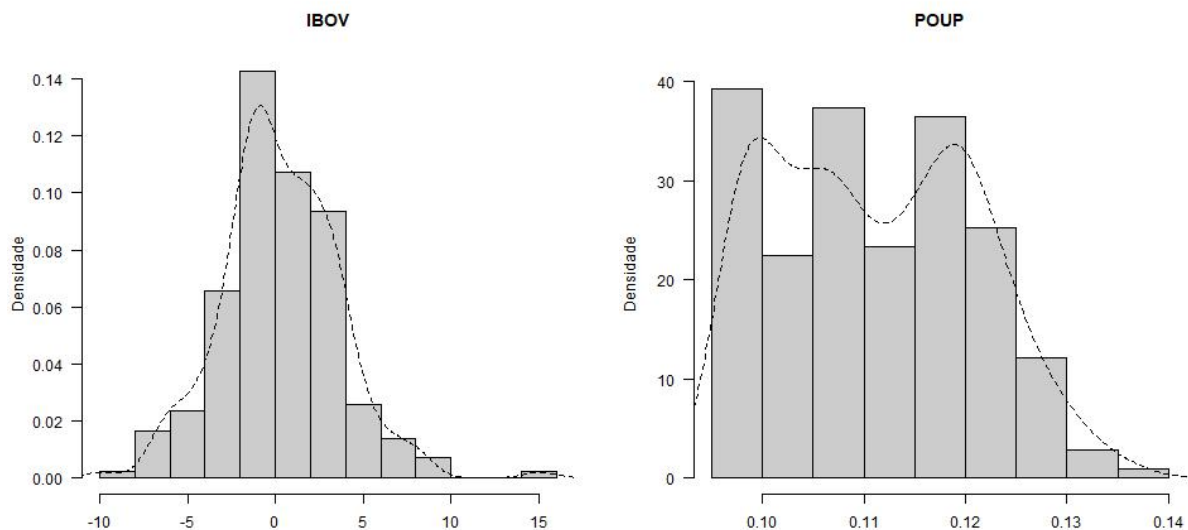
	Ibovespa		Poupança	
	Nível <sup>a</sup>	Retorno <sup>b</sup>	% a.m.	% a.s.
Min.	37.497,47	-9,93	0,500	0,098
25% Quant.	49.341,71	-1,73	0,525	0,102
Mediana	54.210,05	0,00	0,576	0,111
Média	56.689,81	0,29	0,579	0,111
75% Quant.	63.152,52	2,42	0,629	0,119
Máximo	84.698,01	15,08	0,733	0,135
IQR	13.810,81	4,15	0,104	0,017
Desv. Pad.	9.806,06	3,32	0,06	0,01
Assimetria	0,69	0,33	0,27	0,22
Curtose	2,95	4,48	2,02	1,97
Jarque-Bera <sup>c</sup>	17,29 <sup>***</sup>	23,29 <sup>***</sup>	11,09 <sup>***</sup>	11,09 <sup>***</sup>
Shapiro-Wilk <sup>d</sup>	0,95 <sup>***</sup>	0,98 <sup>***</sup>	0,94 <sup>***</sup>	0,94 <sup>***</sup>

Fonte: BM&FBOVESPA e BCB, respectivamente.

Nota: <sup>a</sup>Em pontos (1 ponto = R\$ 1,00), é o valor de uma carteira fictícia composta por uma média ponderada de 58 ativos pertencentes a 55 empresas brasileiras de maior liquidez em bolsa. <sup>b</sup>Retorno semanal (% a.s.). <sup>c</sup>Valor da estatística do teste Jarque-Bera. <sup>d</sup>Valor da estatística do teste Shapiro-Wilk. \*Significante a 10%. \*\*Significante a 5%. \*\*\*Significante a 1%.

Das informações apresentadas na tabela 1, vale ressaltar que, a série da poupança apresentou variabilidade medida pelo desvio-padrão próxima de zero, o que reforça a escolha desta variável como *risk-free rate* para o mercado brasileiro. Como informação adicional, a figura 2 abaixo exhibe um histograma dos retornos semanais das duas variáveis.

Figura 2 – Histograma das séries de retorno semanais do Ibovespa e da poupança<sup>a</sup>.



Fonte: BM&FBOVESPA e Banco Central do Brasil (BCB), respectivamente.

Nota: <sup>a</sup> % a.s.

#### 4.1.2 Variáveis de Expectativa

Como variáveis de sentimento, foram tomadas as medianas (agregado) das expectativas de mercado com relação ao ano seguinte do relatório FOCUS - divulgado todas as sextas-feiras<sup>2</sup> pelo Banco Central do Brasil (BCB). Uma breve descrição sobre estas variáveis é apresentada no quadro 2.

Quadro 2 – Variáveis de Expectativa.<sup>a</sup>

Séries do Boletim FOCUS <sup>b</sup>	Unidade	Abreviação
IPCA	% a.a.	IPCA
IGP-DI	% a.a.	IGP-DI
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: <sup>a</sup>Foram consideradas as medianas (agregado) das expectativas de mercado com relação ao ano seguinte. <sup>b</sup>Expectativas quanto ao valor da variável em questão.

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<sup>3</sup> em aplicações econométricas (CASTRO *et al.*, 2017). Além disso, sua importância no presente estudo está na suposição de que, no período em que o choque político tomou forma sobre a economia, a alteração sobre o nível de exposição ao risco das empresas que negociam suas ações na BM&FBOVESPA tenha ocorrido via expectativas dos investidores.

A tabela 2 expõe suas estatísticas descritivas.

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

<sup>3</sup> Geralmente apresentam frequência mensal.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis do FOCUS - Em nível.

Variável	Mínimo	25%-Q	Mediana	Média	75%-Q	Máximo	IQR <sup>a</sup>	Desv. Pad.
IPCA <sup>b</sup>	3,96	4,5	5,5	5,35	6,0	6,87	1,5	0,78
IGPDI <sup>b</sup>	4,26	4,7	5,5	5,26	5,5	6,17	0,8	0,49
IGPM <sup>b</sup>	4,29	4,7	5,5	5,28	5,54	6,49	0,85	0,53
IPCFIPE <sup>b</sup>	4,09	4,5	5	4,98	5,29	5,81	0,79	0,41
FXFIM <sup>c</sup>	2,45	2,87	3,4	3,31	3,5	4,4	0,63	0,55
FXMED <sup>c</sup>	2,4	2,77	3,33	3,25	3,45	4,3	0,69	0,54
SELICFIM <sup>b</sup>	6,75	9	11,5	10,84	12,0	15,25	3,0	1,91
SELICMED <sup>b</sup>	6,75	9,38	11,75	11,1	12,08	15,25	2,7	2,08
DLSP <sup>e</sup>	34,9	37,35	42,2	44,66	54,73	58,3	17,38	8,15
PIB <sup>b</sup>	-2,88	0,7	1,28	1,24	2,13	3,0	1,43	1,16
PRIND <sup>b</sup>	-3,5	1,0	1,68	1,54	2,4	3,12	1,4	1,26
CC <sup>d</sup>	-77,9	-71,05	-39,23	-47,93	-28,8	-12,0	42,25	22,25
BC <sup>d</sup>	4,83	10,0	37,2	30,0	46,0	53,6	36,0	17,49
IED <sup>d</sup>	53,5	57,95	60,0	64,53	71,7	80,0	13,75	8,33
PADM <sup>b</sup>	4,28	4,9	5,5	5,62	6,0	7,85	1,1	0,84

Fonte: BCB.

Nota: <sup>a</sup>Distância inter-quartilica (75%-Q – 25%-Q). <sup>b</sup>% a.a. <sup>c</sup>R\$\$/US\$. <sup>d</sup>Bilhões de US\$. <sup>e</sup>% do PIB.

Da tabela 2, nota-se uma forte semelhança entre alguns pares de variáveis. Essa semelhança é facilmente visualizada tanto em seus gráficos em nível - exibidos no apêndice A - quanto no valor de suas estatísticas descritivas - expostas na tabela 2. Para o IGP-DI e o IGPM, esse comportamento é compreensível dadas as semelhanças em sua construção. Já para o par SELICFIM e SELICMED, ambas representam expectativas para a mesma variável, assim como é o caso do par FXFIM e FXMED. Também foi observada forte semelhança entre as variáveis CC e BC, que representam as expectativas para o saldo em conta corrente e para a balança comercial, respectivamente. Acredita-se que a forte semelhança seja derivada do fato de ambas fazerem referência às expectativas quanto ao desempenho das contas do balanço de pagamentos<sup>4</sup>.

A semelhança observada entre algumas das variáveis de expectativa levantaram a suspeita de que, ao incluí-las como variáveis independentes dos modelos de regressão quantílica, poderia surgir um problema de multicolinearidade. Na presença desse problema, as estimativas dos erros-padrão dos estimadores tenderiam a tomar valores mais elevados, prejudicando a significância dos coeficientes de interesse. Para investigar esse fato, foram estimados coeficientes de correlação de Pearson, expostos no apêndice B, considerando as variáveis de sentimento após realização do tratamento especificado na tabela 3.

Apesar da alta correlação entre alguns pares de variáveis, visível no apêndice B, optou-se por manter todas as 15 variáveis do FOCUS no conjunto de regressores para estimação do *Var* com a intenção de se evitar possíveis problemas com variáveis omitidas<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> Desempenho do Brasil em negociações internacionais.

<sup>5</sup> Vale ressaltar que a exclusão de uma ou mais variáveis de expectativa do problema de estimação do *Value at*

## 4.2 Tratamento das Variáveis

Após completa, além das séries de poupança e do índice Ibovespa, a base de dados inclui 15 variáveis de expectativa - coletadas diretamente do relatório FOCUS - e 132 séries de retorno acionário - que dizem respeito a 122 empresas com informações semanais de 01/01/2014 a 14/02/2018. No total, são incorporadas 215 observações para cada uma das 149 variáveis, totalizando 28.380 cotações, 3.225 observações de expectativa e 430 informações semanais do índice Ibovespa e da poupança.

Castro *et al.* (2017) ressalta uma certa dificuldade para o ajuste do modelo devido à característica não estacionária exibida por muitas destas séries. Portanto, seguindo as considerações de Castro *et al.* (2017) e Almeida Filho (2015), o tratamento das variáveis empregadas neste estudo tomará a forma especificada na tabela 3.

Quadro 3 – Tratamento das variáveis para estimação.

Variáveis	Forma para Estimação	Fórmula
Poupança	Retorno Semanal	$r_f = (1 + poupt)^{12/52} - 1$
Ibovespa	Prêmio de Risco	$IBOV_{prem_t} = \frac{IBOV_t - IBOV_{t-1}}{IBOV_{t-1}} - r_f$
Preços	Prêmio de Risco	$prem_{it} = \frac{P_{it} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} - r_f$
FXFIM, FXMED, CC, BC, IED	Prêmio de Risco	$FOCUS_{prem_{it}} = \frac{FOCUS_{it} - FOCUS_{i,t-1}}{FOCUS_{i,t-1}} - r_f$
IPCA, IGPDI, IGPM, IPCFIPE, SELICFIM, SELICMED, DLSP, PIB, PRIND, PADM	Primeira Diferença	$FOCUS_{Dif_{it}} = FOCUS_{it} - FOCUS_{i,t-1}$

Fonte: Elaborado pelo autor.

Por fim, um tratamento adicional deve ser considerado para as séries de preço. Foi detectada a realização de operações de desdobramento de ações (*Split* e *Inplit*) para 50 dos 132 ativos considerados. Uma vez que esse tipo de procedimento afeta diretamente a quantidade de ações disponível para negociação nos mercados financeiros e, conseqüentemente, o preço

---

*Risk* não alterou de maneira significativa a performance dos modelos de regressão quantílica em explicar o comportamento do  $\tau$ -quantil das séries de retorno acionário.

desses ativos, essas alterações poderiam ser confundidas como possíveis efeitos do *impeachment*. Para evitar esse tipo de problema, esses procedimentos foram revertidos por meio do seguinte processo:

$$P_{it} = \begin{cases} P_{it}, \forall t < T_d \\ (\frac{1}{q})^{-1} P_{it}, \forall t \geq T_d, \end{cases} \quad (4.1)$$

Onde  $q$  representa a quantidade de novas ações que foram originadas no processo de desdobramento e  $T_d$  denota a data em que ocorreu o processo. O registro de todas as operações de *split* são mantidos na BM&FBOVESPA e foram consultados via Formulário de Referência. Com esses ajustes, espera-se melhor capturar eventuais efeitos decorrentes da mudança política.

Uma vez concluídas as etapas discutidas nesta seção, os modelos APT de regressão quantílica serão estimados com a finalidade de se obter medidas para o *Value at Risk* de todos os 132 ativos. Posteriormente, as séries de *VaR* serão incorporadas em um modelo de regressão descontínua com o objetivo de analisar se o processo de *impeachment* da ex-presidente Dilma Rousseff alterou significativamente o nível de exposição ao risco dessas empresas.

## 5 RESULTADOS

Nesta seção serão apresentados os principais resultados no que concerne os efeitos do afastamento e do *impeachment* da ex-presidente Dilma Rousseff sobre o nível de exposição ao risco, medido pelo *VaR*, das empresas brasileiras que negociam suas ações na Bolsa de Valores de São Paulo (BM&FBOVESPA).

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<sup>1</sup>. No total, foram estimados 25.952.256 modelos de regressão quantílica. 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*<sup>2</sup>.

Dando continuidade à discussão, esta seção está dividida em 3 subseções. Primeiramente serão expostas informações pertinentes aos modelos selecionados segundo o critério informacional de Akaike para a estimação do *VaR*, assim como alguns resultados envolvendo a estimação do valor em risco e, em particular, que dizem respeito às datas o afastamento e do *impeachment*. Em seguida, serão expostos os resultados da análise de regressão descontínua destacando a forma como os agentes interpretaram a saída da ex-presidente do poder. Por fim, será conduzida uma análise para identificar a possível presença de efeitos não contemporâneos às datas de corte consideradas sob a suspeita de que os agentes tenham ajustado suas expectativas em períodos anteriores às datas oficiais dos eventos destacados.

### 5.1 Análise da Exposição ao Risco Medida pelo *VaR*

Nesta subseção serão expostas informações pertinentes aos modelos selecionados para o cálculo do *VaR* segundo o critério de informação de Akaike. 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.

<sup>1</sup> 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 regressão quantílica.

<sup>2</sup> 10%, 5% e 1%, respectivamente.

### 5.1.1 Modelos com Dummy do Afastamento para Estimação do VaR

Foram estimadas, via regressão quantílica, todas as combinações possíveis do modelo APT envolvendo as 15 variáveis do Boletim FOCUS, além da referida *dummy* e do prêmio de risco de mercado, para os três valores de  $\tau^3$ . A tabela 3 mostra quantas vezes cada variável foi selecionada para compor a equação do melhor modelo, i.e., que apresentou o menor valor do critério informacional de Akaike. Adicionalmente, também é exibida quantas vezes cada variável foi significativa<sup>4</sup> do ponto de vista estatístico para o nível de confiança de 5%, assim como quantos dos coeficientes significativos apresentaram sinal positivo.

Tabela 3 – Número de vezes em que a variável aparece na equação do melhor modelo<sup>a</sup>: Afastamento.

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

Fonte: Elaboração própria.

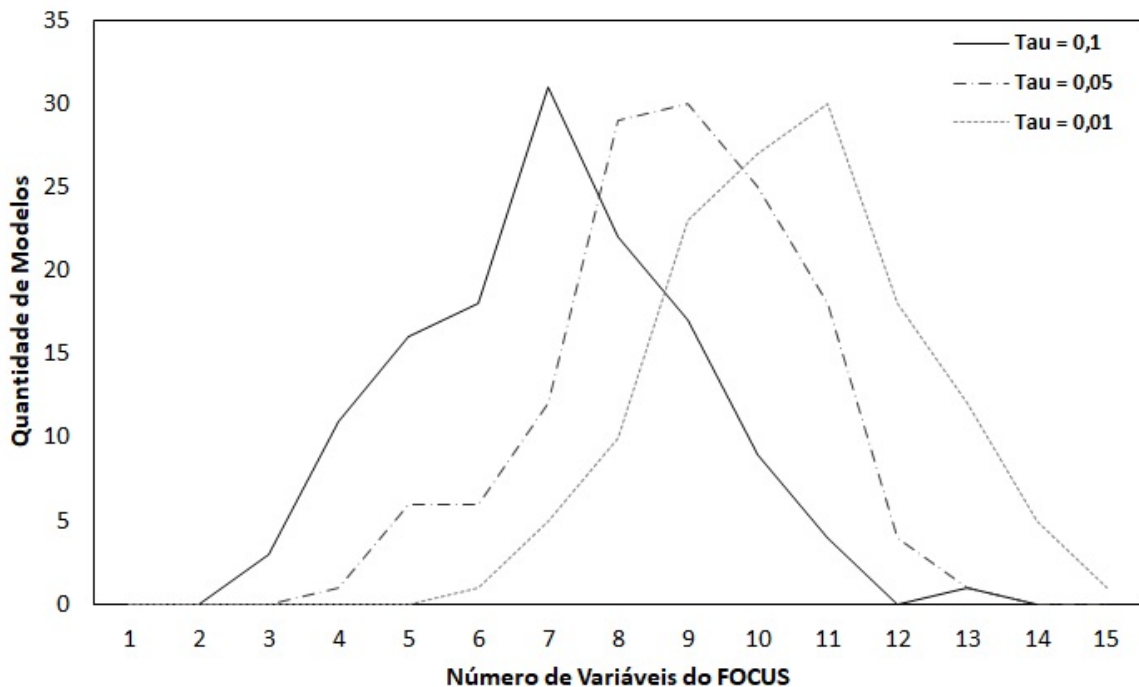
Nota: <sup>a</sup>Total de 132 modelos (1 por ação). <sup>b</sup>Informações para o quantil 0,01 ou 1%. <sup>c</sup>Número de vezes em que a variável mostrou-se estatisticamente significativa ao nível de 5% de confiança. Valor-p com base nos desvios-padrão calculados pelo método *bootstrap*. <sup>d</sup>Número total de coeficientes que apresentaram significância a 5%. <sup>e</sup>Número de coeficientes estatisticamente significativos a 5% que apresentaram sinal positivo. <sup>f</sup>Informações para o quantil 0,05 ou 5%. <sup>g</sup>Informações para o quantil 0,1 ou 10%.

<sup>3</sup>  $\tau = \{0, 1; 0,05; 0,01\}$ .

<sup>4</sup> 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).

Da tabela 3, é importante salientar que modelos mais restritivos<sup>5</sup> apresentaram não só um maior número de variáveis em sua composição (fato este que é mais visível na figura 3, onde o gráfico dos modelos mais restrito encontra-se mais à direita), como também a maior parte destas mostrou um ganho de significância estatística com um nível de confiabilidade de 5% nesses modelos com comparação aos menos restritivos<sup>6</sup>. Vale ressaltar que, mesmo nos modelos mais restritos, os coeficientes dos fatores de expectativa apresentaram significância estatística a 5% em menos de 20% dos casos<sup>7</sup>, o que pode sugerir que os efeitos deste acontecimento não se deram, ao menos não em sua totalidade, nos entornos da data de corte.

Figura 3 – Quantidade de modelos<sup>a</sup> × Número de variáveis do FOCUS<sup>b</sup>: Afastamento.



Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>a</sup>Quantidade de modelos selecionados segundo o critério de Akaike. <sup>b</sup>Quantidade de fatores de expectativa selecionados para compor a equação do melhor modelo pelo critério de Akaike.

Ainda sobre a tabela 3, pode-se dizer que a maior parte dos coeficientes significantes apresentaram sinal positivo, com exceção das variáveis IPCA, FXMED, SELICFIM, PIB e BC para o quantil de 1%.

Olhando agora para a variável de interesse, a *dummy* do afastamento, nota-se uma tendência semelhante às variáveis de expectativa: há um maior número de coeficientes dotados

<sup>5</sup> Estimacões com  $\tau = x$  equivalem *Var* com nível de confiança de  $x\%$ . Logo, modelos com  $\tau = 0,1$  são menos restritos que os modelos com  $\tau = 0,01$ , dado que este último exige um nível de confiança do *Value at Risk* de 1%.

<sup>6</sup> Foi o caso para 9 das 15 variáveis de expectativa (FXFIM, FXMED, SELICFIM, DLSP, PIB, PRIND, BC, IED e PADM).

<sup>7</sup> Com exceção da variável FXMED, que mostrou-se significativa em 28% dos casos.



de significância estatística 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. Isso inicialmente sugere que o afastamento da ex-presidente Dilma Rousseff afetou positivamente estas empresas elevando suas taxas de retorno em relação ao ativo livre de risco, resultando em menores estimativas de perdas potenciais.

Vale ressaltar que, com exceção do prêmio de risco de mercado (representado na tabela 3 por IBOV), foi obtido um baixo número de coeficientes estatisticamente significantes a 5%. Em particular, o baixo número de estimativas significativas para a *dummy* de interesse levanta a suspeita de que os efeitos deste evento sobre os mercados pode ter tomado forma antes da data analisada, i.e., os agentes de mercado podem ter antecipado e ajustado suas expectativas anteriormente ao processo. 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 4.

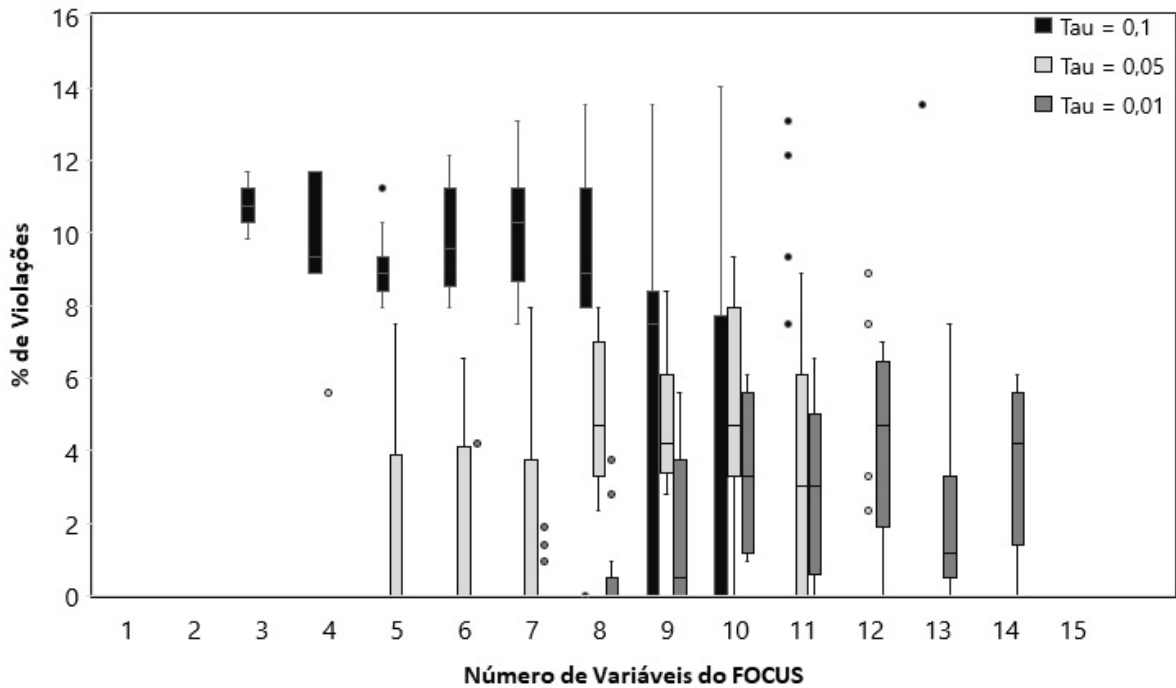
Na figura 4, pode-se perceber que modelos mais conservadores apresentaram uma grande redução em seu número de violações<sup>8</sup> em comparação aos modelos menos rigorosos. Esses fatos são destacados no deslocamento para baixo e para a direita da curva que representa o número de violações, comparando os modelos com  $\tau = 0,01$  aos modelos com  $\tau = 0,1$ . Além disso, nota-se que, em linha ao apresentado na figura 3, 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 4 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.

---

<sup>8</sup> Como violações, são considerados o número de vezes cujo valor da série real de prêmio de risco foi menor do que o valor da série estimada do *Value at Risk*.

Figura 4 – Percentual de violações<sup>a</sup> × Número de variáveis do FOCUS<sup>b</sup>: Afastamento.



Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>a</sup>Quantidade 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.,  $[(qtde. de viol. / 214) \times 100]$ . <sup>b</sup>Quantidade de fatores de expectativa selecionados para compor a equação do melhor modelo pelo critério de Akaike.

### 5.1.2 Modelos com *Dummy do Impeachment* para Estimação do *VaR*

Semelhante ao que foi feito previamente para a data do afastamento, foram estimadas via regressão quantílica todas as combinações possíveis do modelo APT de regressão quantílica envolvendo as 15 variáveis do Boletim FOCUS, além da variável *dummy* do *impeachment*, para os três valores de  $\tau = \{0,1; 0,05; 0,01\}$ . A tabela 4 mostra quantas vezes cada variável foi selecionada para compor a equação do melhor modelo selecionado segundo o critério informacional de Akaike. Adicionalmente, também é exibida a quantidade de vezes em que cada variável foi significativa do ponto de vista estatístico para os quantis 1%, 5% e 10% .

Na tabela 4 são apresentadas informações semelhantes à tabela 3, agora para os modelos com a presença da variável *dummy* do *impeachment*. Dessas informações, podemos destacar que, analogamente ao observado para as estimativas do afastamento, nos modelos com *dummy* do *impeachment* um maior número de variáveis de sentimento adquiriu significância estatística com 95% de confiança na transição dos modelos menos para os mais restritivos<sup>9</sup>.

<sup>9</sup> Foi o caso para IGPM, IPCFIPE, FFXFIM, SELICFIM, SELICMED, DLSP, PIB, PRIND, BC, IED e PADM.

Tabela 4 – Número de vezes em que a variável aparece na equação do melhor modelo<sup>a</sup>:  
*Impeachment*.

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

Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>a</sup>Total de 132 modelos (1 por ação). <sup>b</sup>Informações para o quantil 0,01 ou 1%. <sup>c</sup>Número 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*. <sup>d</sup>Número total de coeficientes que apresentaram significância a 5%. <sup>e</sup>Número de coeficientes estatisticamente significativos a 5% que apresentaram sinal positivo. <sup>f</sup>Informações para o quantil 0,05 ou 5%. <sup>g</sup>Informações para o quantil 0,1 ou 10%.

Porém, o número de coeficientes significantes ainda representa um baixo percentual em relação ao total de vezes em que estes aparecem nos modelos. Esse fato pode indicar a presença de efeitos não contemporâneos à data de rutura considerada. 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. Isto posto, a seção 5.3 aborda uma estratégia para a identificação de efeitos antecipados relacionados à saída de Dilma Rousseff do poder.

Ainda sobre a tabela 4, agora quanto ao sinal dos coeficientes significativos, sua distribuição aparentou-se bem dividida para todos os quantis analisados. Indicadores de expectativas para a inflação do ano seguinte (IPCA, IGPDI, IGPM e IPCFIPE) apresentaram comportamento ambíguo em comparação uns aos outros. Estimativas para IGPDI, IPCFIPE e IGPM apresentaram sinal positivo na maioria das estimações. No entanto, dos coeficientes significantes para o IPCA, a maioria teve valor negativo, contrariando os indicadores de inflação

citados anteriormente.

Para a taxa de câmbio houve uma maior incidência de coeficientes positivos, i.e., expectativas para uma maior taxa de câmbio no ano seguinte contribuiu para uma redução na medida do *VaR*. Comportamento semelhante ocorreu para as expectativas do PIB, da produção industrial (PRIND), do saldo em conta corrente (CC) e dos preços administrados (PADM). Já as expectativas para o saldo da balança comercial (BC) no ano subsequente contribuíram para uma elevação na medida do *Value at Risk* na maioria das vezes, i.e., mais da metade dos coeficientes que se mostraram significativos tiveram sinal negativo.

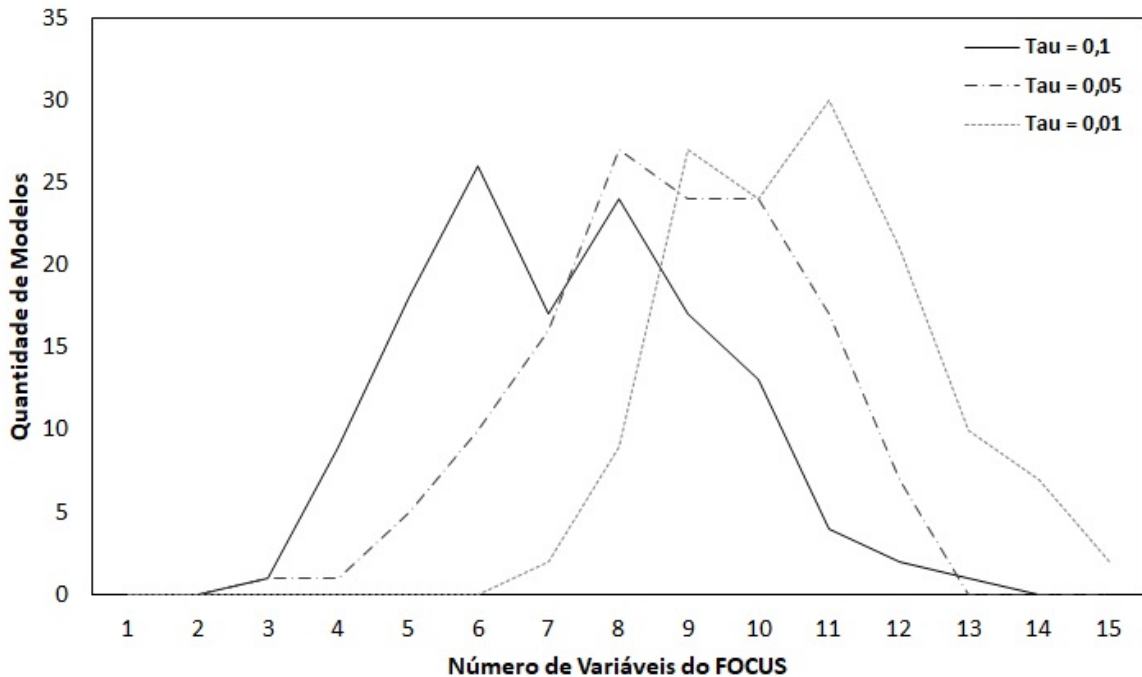
Analisando o prêmio de risco de mercado (denotado na tabela 4 como IBOV), podemos destacar o grande número de vezes em que este coeficiente apresentou significância estatística ao nível de 5% e, ainda, todos estes foram dotados de sinal positivo. Ou seja, prêmios de risco de mercado positivos impactam 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 modelos de *asset pricing*, em especial para o caso brasileiro.

Para a variável *dummy* de interesse, vemos que, analisando a tabela da esquerda para a direita, esta ganhou significância estatística para alguns ativos ao migrar das estimações menos para as mais restritas. Além disso, para todos os quantis incorporados na análise, esta apresentou sinal positivo na maioria das vezes em que suas estimativas foram significantes do ponto de vista estatístico, sinalizando que a saída da ex-presidente Dilma Rousseff do poder estaria atrelada à uma menor exposição ao risco das empresas que negociam suas ações na BM&FBOVESPA.

No entanto, é importante salientar que esta mostrou-se significativa em menos de 50% dos casos, fato este que constitui outra evidência para o fato de que os efeitos desse evento não se deram, ao menos não em sua totalidade, na data oficial do evento. Se constatado, pode ser uma violação clara de uma das premissas dos modelos de regressão descontínua. Mais comentários serão posicionados na seção 5.3.

Por fim, semelhantemente ao observado para as estimações relacionadas ao afastamento - apresentadas na tabela 3 - notou-se um maior número de variáveis de expectativa incluídas nos modelos mais restritivos, i.e., com menores valores de  $\tau$  conforme exibido na figura 5.

Figura 5 – Quantidade de modelos<sup>a</sup> × Número de variáveis do FOCUS<sup>b</sup>: *Impeachment*.



Fonte: Elaboração própria.

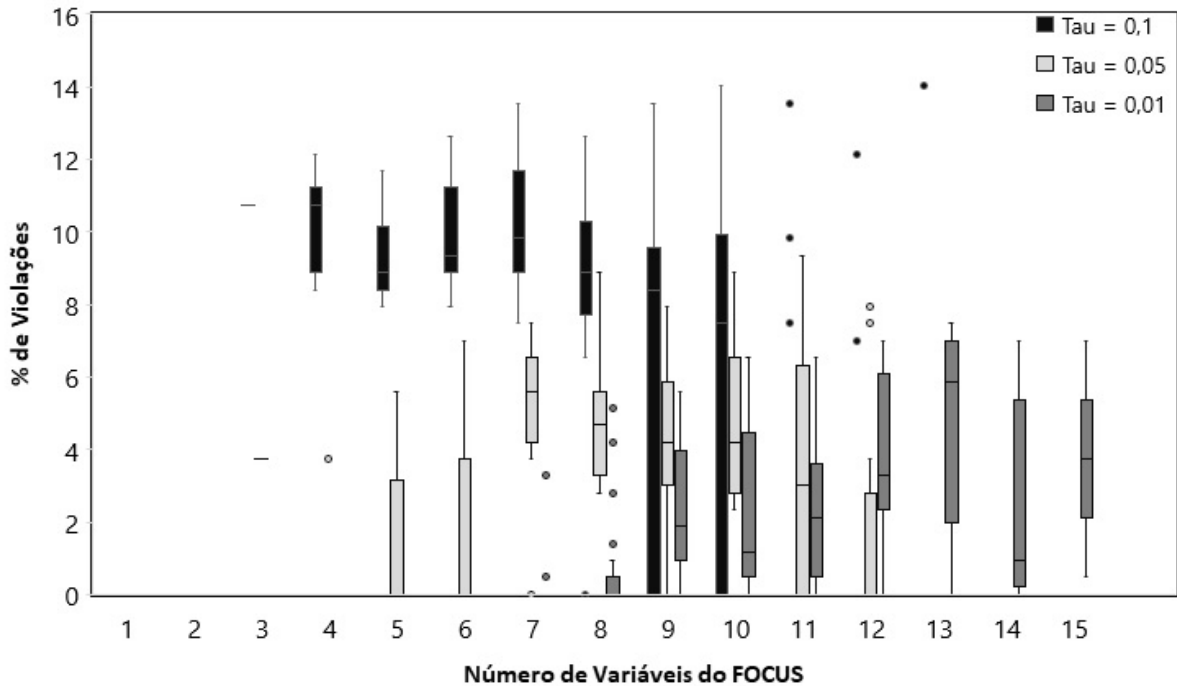
Nota: <sup>a</sup>Quantidade de modelos selecionados segundo o critério de Akaike. <sup>b</sup>Quantidade de fatores de expectativa selecionados para compor a equação do melhor modelo pelo critério de Akaike.

Nesta figura, é exibido um gráfico do número de modelos selecionados pelo critério de Akaike que apresentam um dado número de variáveis procedentes do relatório de mercado FOCUS em sua equação. Em linha com o que foi apresentado na seção anterior, há um deslocamento para a direita da curva da quantidade de modelos conforme são adotadas medidas mais conservadoras para o *VaR*.

Não obstante, a figura 6 mostra que, além de os modelos mais restritos incorporarem um maior número de variáveis de expectativa em sua composição, modelos com um menor valor de  $\tau$  apresentaram um menor número de violações em suas séries estimadas de *Value at Risk*.

Assim como foi ressaltado na seção imediatamente anterior, apesar de este resultado ser esperado uma vez que estamos tratando de medidas mais conservadoras para o *VaR*, este resultado foi obtido também ao elevar o número de fatores *forward-looking*. Ou seja, pode-se dizer que a inclusão de um maior número destas variáveis no modelo contribuiu para a melhoria de sua performance no que concerne um menor número de violações, em média.

Figura 6 – Percentual de violações × Número de variáveis do FOCUS: *Impeachment*.



Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>a</sup>Quantidade 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.,  $[(qtde. de viol. / 214) \times 100]$ . <sup>b</sup>Quantidade de fatores de expectativa selecionados para compor a equação do melhor modelo pelo critério de Akaike.

## 5.2 Análise de Regressão Descontínua

Nesta seção serão apresentados os resultados da análise de regressão descontínua realizada sobre as séries de *Value at Risk*<sup>10</sup> estimadas com os níveis de confiabilidade de 90%, 95% e 99%. Embora a análise seja focada nos modelos de ordem mais elevada - de grau 4 -, também serão exibidos os resultados para as estimações lineares para comparação. 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.

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. Sendo assim, o restante desta discussão está estruturada em duas subseções: Primeiramente, serão considerados os modelos de regressão descontínua para a data do afastamento e, em seguida, os resultados para a data do *impeachment* serão apresentados.

<sup>10</sup> Valores ajustados dos modelos de regressão quantílica com valores de  $\tau = \{0, 1; 0,05; 0,01\}$ .

### 5.2.1 Efeitos do Afastamento

Nesta seção, será conduzida a análise de regressão descontínua considerando como data de corte o afastamento da ex-presidente Dilma Rousseff, ocorrido em 12 de maio de 2016. Os resultados aqui apresentados dizem respeito às estimativas efeito tratamento  $\hat{e}_v$  que, segundo Calonico *et al.* (2015), é dado por:

$$e_v = e_{VaR,v}(\bar{m}_k) = \frac{\partial^v}{\partial m^v} \mathbf{E}[VaR_t(1) - VaR_t(0) \mid m_{kt} = m] \Big|_{m=\bar{m}_k}, \quad v \in \mathbf{Z}_+ \text{ e } k = \textit{Afastamento}. \quad (5.1)$$

Onde  $e_v$  denota o efeito médio populacional do tratamento no ponto de quebra, e

$$VaR_t = \begin{cases} VaR_t(0), & \text{se } m_{kt} \leq \bar{m}_k \\ VaR_t(1), & \text{se } m_{kt} > \bar{m}_k \end{cases} \quad (5.2)$$

Considerando que o efeito  $e_v$  será aproximado por um estimador  $\hat{e}_v$  dado pelos modelos de regressão descontínua e destacando  $\bar{m}_k$  como a data oficial de acontecimento do evento  $k = \textit{Afastamento}$ . 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, consequentemente, dos intervalos de confiança.

Isto posto, a tabela 5 apresenta as estatísticas descritivas das estimativas para a variável de tratamento que se mostraram estatisticamente significantes a 5%, segmentadas pelo nível de confiabilidade das séries estimadas de *VaR*. Deve-se destacar que, por fins de análise, serão consideradas as estimativas dos modelos de grau 4 por esperar-se que estes apresentem maior grau de precisão na aproximação do efeito em questão ao permitir a presença de influências não lineares. Neste sentido, estimações lineares também são exibidas por fins de comparação.

A princípio, analisando as medidas de magnitude<sup>11</sup> entre os quantis na tabela 5, vê-se claramente uma elevação, em módulo, da estimativa do efeito do afastamento 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.

<sup>11</sup> Máximo, Mínimo, Mediana e Média.

Tabela 5 – Estatísticas descritivas dos efeitos do afastamento estimados via regressão descontínua e significativos a 5%<sup>a</sup>.

	Grau 1 <sup>b</sup>			Grau 4		
	$\tau = 0,1^c$	$\tau = 0,05$	$\tau = 0,01$	$\tau = 0,1$	$\tau = 0,05$	$\tau = 0,01$
<b>Mínimo</b>	-5,37	-4,4	-41,16	5,19	4,74	-41,11
<b>Mediana</b>	4,26	6,14	5,65	8,53	9,03	7,51
<b>Média</b>	3,77	4,98	1,68	8,21	10,74	4,79
<b>Máximo</b>	8,12	14,18	37,46	12,92	24,93	69,38
<b>Desv. Pad.</b>	4,79	5,43	16,92	3,04	6,52	22,69
<b>+<sup>d</sup></b>	5	8	11	5	7	10
<b>&gt; Média<sup>e</sup></b>	5	7	11	3	2	10
<b>Total<sup>f</sup></b>	6	10	20	5	7	16

Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>a</sup>Estatísticas 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). <sup>b</sup> Grau (potência) máximo(a) dos termos incluídos na equação polinomial para estimação do tamanho da descontinuidade ao redor da data de corte. <sup>c</sup> Valor do quantil estimado, i.e., nível de confiança do *Value at Risk* (0,1 = 10%, 0,05 = 5% e 0,01 = 10%). <sup>d</sup>Número de estimativas significantes a 5% que apresentaram sinal positivo. <sup>e</sup> Quantidade de estimativas cujo valor superou a média de todas as demais que se mostraram significantes a 5% para o mesmo quantil. <sup>f</sup> Quantidade total de vezes cujo estimador do efeito do tratamento,  $\hat{\epsilon}_v$ , apresentou significância estatística a 5% (dentre todos os 132 estimados).

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 5, para os modelos de grau 4. 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 o processo de afastamento afetou 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. Além disso, há a suspeita de que estas diferenças estejam atreladas à características observáveis das empresas, como, por exemplo, seu setor de atuação.

Conforme as informações exibidas para o *VaR* com 99% de confiabilidade, i.e., para  $\tau = 0,01$ , a maior variabilidade nos efeitos estimados do afastamento podem indicar uma diferenciação na maneira pela qual os investidores avaliaram esse processo entre as entidades. Mais uma vez, essas diferenças podem estar associadas a características intrínsecas dessas empresas. Isto posto, a tabela 6 expõe os ativos cujos efeitos estimados se mostraram significativos a 5%, assim como o setor de atuação de sua respectiva empresa.



Tabela 6 – Informações dos ativos cujo efeito estimado foi significativo a 5%<sup>a</sup>: Afastamento.

Ticker <sup>b</sup>	$\tau^c$			Características	
	0,1 <sup>d</sup>	0,05 <sup>e</sup>	0,01 <sup>f</sup>	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

Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>a</sup>Informações 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. <sup>b</sup>Rótulo de negociação do respectivo ativo na BM&FBOVESPA. <sup>c</sup> Valor do quantil estimado, i.e., nível de confiança do *Value at Risk* (0,1 = 10%, 0,05 = 5% e 0,01 = 10%). <sup>d</sup>Estimativas do efeito estimado do tratamento que apresentaram significância estatística a 5% para o nível de confiabilidade de 90% do *VaR*. <sup>e</sup>Estimativas do efeito estimado do tratamento que apresentaram significância estatística a 5% para o nível de confiabilidade de 95% do *VaR*. <sup>f</sup> Estimativas do efeito estimado do tratamento que apresentaram significância estatística a 5% para o nível de confiabilidade de 90% do *VaR*.

Da tabela 6, nota-se que apenas dois ativos, BRIN3 e MAGG3, 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, obtêm-se estimativas mais elevadas para o efeito do afastamento.

Adicionalmente, vê-se que o maior efeito obtido na tabela 6 está associado ao ativo BRIN3, representando uma redução de 69,38% na medida do *VaR* para seu prêmio de risco acionário, seguido pelo ativo LLIS3, que evidenciou uma elevação no nível de exposição ao risco na ordem de 41,11%.

Ainda sobre a tabela 6, analisando as medidas referentes a  $\tau = 0,01$ , vê-se que os setores que mais foram afetados pelo processo de afastamento da ex-presidente, 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.

Além desses setores, pode-se destacar o setor de construção e engenharia que, apesar de não ser diretamente regulado, apresentou uma alta sensibilidade ao processo de afastamento. 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 6 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*.

Alternativamente, se considerarmos o efeito médio, as alterações no valor em risco indicam para um incremento no *Value at Risk* de 4,79%, conforme evidenciado na tabela 5. Para os demais quantis, a estimativa do efeito médio do afastamento é de uma redução de aproximadamente 8,53% e 9%, para os percentis 10 e 5, respectivamente, na exposição ao risco empresas brasileiras que negociam suas ações na BM&FBOVESPA. Não obstante, vê-se que há uma quantidade superior de efeitos positivos para todos os quantis. Isso sugere que o processo de afastamento pode ter afetado positivamente a maioria das empresas brasileiras que negociam seus ativos na Bolsa de Valores de São Paulo.

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 viés<sup>12</sup>. 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.

Além disso, o baixo número de coeficientes significantes pode também estar indicando a presença de efeitos não contemporâneos do *afastamento*. Mais especificamente, suspeita-se que os agentes de mercado tenham, de certa forma, antecipado o processo de afastamento da ex-presidente e ajustado suas expectativas anteriormente à data oficial da saída da

<sup>12</sup> 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.

ex-presidente do poder. 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 para a presença de efeitos não contemporâneos do *afastamento* é conduzida na seção 5.3.

### 5.2.2 Efeitos do Impeachment

Semelhante ao realizado na seção 5.2.1, esta seção apresentará os resultados das estimações de regressão descontínua no que diz respeito aos efeitos estimados<sup>13</sup> do tratamento, representando por  $\hat{e}_v$  o estimador do efeito populacional  $e_v$ , mostrado na equação 5.1, tomando  $\bar{m}_{kt}$  como variável de tratamento e  $k = \textit{Impeachment}$  como data de corte<sup>14</sup>.

Estatísticas descritivas para essas estimativas, considerando os valores de  $\tau = \{0, 1; 0,05; 0,01\}$ , são apresentadas na tabela 7.

Tabela 7 – Estatísticas descritivas dos efeitos do *impeachment* estimados via regressão descontínua e significativos a 5%<sup>a</sup>.

	Grau 1 <sup>b</sup>			Grau 4		
	$\tau = 0,1^c$	$\tau = 0,05$	$\tau = 0,01$	$\tau = 0,1$	$\tau = 0,05$	$\tau = 0,01$
<b>Mínimo</b>	-5,01	2,43	-67,02	-7,5	3,07	-70,42
<b>Mediana</b>	3,2	4,34	4,58	4,39	6,18	-4,59
<b>Média</b>	3,0	5,14	-0,16	3,56	6,96	-6,65
<b>Máximo</b>	10,41	10,8	36,33	9,36	11,84	25,05
<b>Desv. Pad.</b>	3,01	2,33	18,73	4,73	3,17	24,74
+ <sup>d</sup>	27	21	15	8	9	5
> Média <sup>e</sup>	19	10	15	5	3	6
<b>Total<sup>f</sup></b>	30	21	22	9	9	11

Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>a</sup>Estatísticas 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). <sup>b</sup> Grau (potência) máximo(a) dos termos incluídos na equação polinomial para estimação do tamanho da descontinuidade ao redor da data de corte. <sup>c</sup> Valor do quantil estimado, i.e., nível de confiança do *Value at Risk* (0,1 = 10%, 0,05 = 5% e 0,01 = 10%). <sup>d</sup>Número de estimativas significantes a 5% que apresentaram sinal positivo. <sup>e</sup> Quantidade de estimativas cujo valor superou a média de todas as demais que se mostraram significantes a 5% para o mesmo quantil. <sup>f</sup> Quantidade total de vezes cujo estimador do efeito do tratamento,  $\hat{e}_v$ , apresentou significância estatística a 5% (dentre todos os 132 estimados).

Analisando as medidas de magnitude<sup>15</sup> entre os quantis na tabela 7, é fácil ver que há uma elevação, em módulo, nos efeitos estimados do *impeachment* sobre as séries de valor em

<sup>13</sup> ressaltando que estes efeitos são corrigidas conforme o discutido em Calonico *et al.* (2014a).

<sup>14</sup> 31 de agosto de 2016, i.e., a data exata em que o *impeachment* de Dilma Rousseff foi oficializado.

<sup>15</sup> Máximo, Mínimo, Mediana e Média.

risco, partindo do quantil menos para o mais restrito<sup>16</sup>. Além disso, nota-se também uma maior variabilidade desses efeitos para o nível de significância de 1% para o valor em risco. Essa maior variabilidade para as 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. Talvez esse resultado possa ser explicado via características intrínsecas destas entidades como, por exemplo, seu setor de atuação.

Com a finalidade de se inferir a forma pela qual o *impeachment* da ex-presidente Dilma Rousseff afetou as empresas brasileiras em estudo, levar-se-á em consideração os resultados da tabela 7 que dizem respeito às estimações de grau 4 dado que, conforme dito previamente, estas permitem uma maior flexibilidade no cálculo do efeito de interesse.

Isto posto, a tabela 8 apresenta as estimativas que se mostraram significantes a 5%, assim como algumas características dos respectivos ativos financeiros. Em linha com o observado para o afastamento, na tabela 8 nota-se uma grande incidência de efeitos significativos nos ativos financeiros de empresas cujo setor de atuação é passível de regulação. Novamente, nota-se a maior incidência no setor de energia elétrica. Para a maioria dos ativos deste setor, nota-se uma diminuição na medida do valor em risco. Além desse setor, 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*.

Deve-se chamar a atenção para o fato de que, dentre as estimativas significativas, uma grande parcela apresentou sinal positivo<sup>17</sup>, em especial para o setor de energia elétrica<sup>18</sup>, o que pode ser indicativo de que o *impeachment* de Dilma Rousseff não só afetou estas empresas de maneira significativa, como também afetou a maioria destas positivamente, repercutindo em uma menor estimativa para as suas séries de valor em risco.

Porém, uma medida mais acurada do efeito do *impeachment* sobre essas empresas é impossibilitada pela pequena quantidade de efeitos significativos, até mesmo para o menor quantil, frente ao total de 132 efeitos estimados para cada valor de  $\tau$ . Nesse caso, deve-se ressaltar a suspeita de que os agentes de mercado tenham antecipado a destituição da ex-presidente e ajustado suas expectativas anteriormente à data oficial do processo.

<sup>16</sup> Analisando a tabela da esquerda para a direita (tanto para as formas estruturais de grau 1, como para as de grau 4).

<sup>17</sup> Essencialmente para os quantis 0,1 e 0,05

<sup>18</sup> Com exceção do ativo CPF3.

Tabela 8 – Informações dos ativos cujo efeito estimado foi significativo a 5%<sup>a</sup>: *Impeachment*.

Ticker <sup>b</sup>	$\tau^c$			Características	
	0,1 <sup>d</sup>	0,05 <sup>e</sup>	0,01 <sup>f</sup>	Sector 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
POSI3	-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: <sup>a</sup>Informações dos ativos cuja estimativa do efeito do *impeachment* mostrou-se significativa a 5%, considerando o modelo cuja forma funcional inclui termos de ordem 1 a 4. <sup>b</sup>Rótulo de negociação do respectivo ativo na BM&FBOVESPA. <sup>c</sup> Valor do quantil estimado, i.e., nível de confiança do *Value at Risk* (0,1 = 10%, 0,05 = 5% e 0,01 = 10%). <sup>d</sup>Estimativas, em percentual, do efeito estimado do tratamento que apresentaram significância estatística a 5% para o nível de confiabilidade de 90% do *VaR*. <sup>e</sup>Estimativas, em percentual, do efeito estimado do tratamento que apresentaram significância estatística a 5% para o nível de confiabilidade de 95% do *VaR*. <sup>f</sup> Estimativas, em percentual, do efeito estimado do tratamento que apresentaram significância estatística a 5% para o nível de confiabilidade de 90% do *VaR*.

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. Isto posto, uma análise para a presença de efeitos não contemporâneos ao *impeachment* é conduzida na seção 5.3.

Além disso, deve-se ressaltar a pouca presença de significância estatística nos efeitos estimados pode estar atrelada à possível presença de viés no desvio-padrão dos estimadores dos coeficientes de RDD, uma vez que, como variável dependente destes modelos, foram incorporadas o valor ajustado dos modelos de regressão quantílica.

### 5.3 Teste para Efeitos Não Contemporâneos

Dado o baixo número de coeficientes estatisticamente significantes exibidos nas tabelas 5 e 7, surge a suspeita de que uma das premissas inerentes à aplicação da metodologia de regressão descontínua possa estar sendo violada para o contexto aqui analisado. Em outras palavras, a pressuposição de que os efeitos do processo de afastamento e *impeachment* tomaram forma sobre os prêmios de risco de mercado das 132 ações analisadas neste estudo apenas em suas respectivas datas oficiais pode não estar sendo verificada na prática.

Com a intenção de se investigar a presença de efeitos não contemporâneos ao processo de afastamento da ex-presidente ocorrido em maio de 2016, e ao processo de *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:

$D(< s) = 1$ , para toda semana anterior à  $s$ .

$D(-s) = 1$ , para toda semana posterior à  $s$ , onde  $s$  é anterior à data de ruptura. (5.3)

$D(+s) = 1$ , para toda semana posterior à  $s$ , onde  $s$  é posterior à semana de ruptura.

Na expressão 5.3 de definição do conjunto de *dummies* de tempo, o símbolo  $+$  indica que a variável em questão assume o valor 1 a partir de  $s$  semanas depois da data de ruptura (afastamento ou *impeachment*) e, analogamente, o símbolo  $-$  indica que a respectiva variável *dummy* assume o valor 1 a partir de uma certa semana  $s$  anterior à data de quebra. Já o símbolo  $<$  indica quando uma variável *dummy* assume o valor 1 antes da semana indicada, e 0 caso contrário.

Não obstante, para a composição do conjunto de *dummies* temporais, 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 quantílica removendo-se o intercepto para evitar problemas de multicolinearidade perfeita. A tabela 9 a seguir exibe 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 tabela 9, é fácil ver uma elevação no número de coeficientes significantes a 5% para uma e duas semanas anteriores à data do *impeachment*. Padrão semelhante é observado para o período de uma semana antes do afastamento. Para ambos os acontecimentos, nota-se que a variável *dummy*  $D(-1)$  foi dotada de significância estatística para um maior

Tabela 9 – Teste para efeitos não contemporâneos: Quantidade de coeficientes significativos a 5%<sup>a</sup>.

	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: <sup>a</sup>Número de coeficientes significantes ao nível de 5% da regressão quantílica contra um conjunto completo de *dummies de tempo*. <sup>b</sup>*Dummy* que representa a data de ruptura em questão: afastamento ou *impeachment*.

número de casos em comparação com as demais. Essa observação é válida em todos os quantis analisados.

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<sup>19</sup>. 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 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.

Esse resultado pode indicar a antecipação dos efeitos do afastamento e do *impeachment* da ex-presidente Dilma Rousseff em uma semana, i.e., os agentes ajustaram suas expectativas levando em conta esse acontecimento uma semana antes de ele tomar forma.

Considerando as variáveis *dummies* para períodos posteriores à data de corte, nota-se um baixo número de coeficientes significativos. A presença de significância estatística para

<sup>19</sup> Em outras palavras, menor são as chances de que seja válida a premissa de inexistência de eventos contemporâneos ao afastamento e ao *impeachment* que possam igualmente afetar o nível de exposição ao risco das empresas incluídas na amostra.

poucas empresas pode indicar efeitos de eventos específicos que dizem respeito apenas à própria entidade, não podendo ser considerados para o propósito desta seção.

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 à data dos acontecimentos. A tabela 10 exibe algumas estatísticas dos coeficientes de regressão estimados via regressão descontínua.

Tabela 10 – Estatísticas descritivas dos efeitos do teste placebo significantes a 5%<sup>a</sup>.

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

Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>a</sup>Estatísticas descritivas dos efeitos do tratamento estimados via regressão descontínua, cuja forma funcional inclui termos de ordem mais elevada (grau 4), 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. <sup>b</sup>Valor do quantil estimado, i.e., nível de confiança ( $\tau$ ) do *Value at Risk* (0,1 = 10%, 0,05 = 5% e 0,01 = 10%). <sup>c</sup>Quantidade total de coeficientes de regressão descontínua referente à variável de tratamento  $m_{-1,af}$ , tomando como data de corte a semana anterior ao afastamento da ex-presidente, que apresentaram significância estatística a 5% (dentre todos os 132 estimados). <sup>d</sup>Número de coeficientes significantes a 5% que apresentaram sinal positivo. <sup>e</sup>Quantidade de coeficientes cujas estimativas superam a média de todos os coeficientes significantes a 5% para o mesmo quantil

Em comparação à tabela 5, na tabela 10 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, 8 foram sujeitos à um aumento na estimativa do valor em risco.



Considerando agora o processo de *impeachment*, nota-se que, em comparação com a tabela 7, 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. 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. Estas e outras informações sobre as estimativas do teste placebo podem ser encontradas no apêndice C.

É importante mencionar que a presença de um número relevante de efeitos significativos considerando como data de corte a semana anterior à saída 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 acurada.

Não obstante, a troca presidencial, à época, poderia ser interpretada diretamente como a adoção futura de um conjunto de medidas políticas e econômicas distintas das que vinham sendo adotadas pelo governo anterior. Dessa forma, esse tipo de interpretação por parte dos agentes econômicos ajudaria a explicar a presença de um maior número de efeitos significativos que indicam o aumento dos retornos após o processo de *impeachment* como uma percepção positiva desses investidores com relação à conduta de políticas do novo governo.

## 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 conjunto com o desconhecimento dos efeitos desse processo sobre as empresas que operam no mercado brasileiro 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 do processos de afastamento e *impeachment* de Dilma Rousseff sobre o nível de exposição ao risco das empresas brasileiras medido pelo *Value at Risk* que negociam suas ações na Bolsa de Valores de São Paulo (BM&FBOVESPA).

Na análise, foram incluídas informações semanais de 132 ações pertencentes a 122 empresas distintas, no período que vai 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.

O cenário sob o qual e deu a saída da ex-presidente do poder mostrou-se bastante oportuno quanto à empregabilidade da metodologia de regressão descontínua ao se considerar o tempo como variável de tratamento, i.e., analisando todas as 132 entidades incluídas na amostra nos períodos pré e pós-tratamento.

Fazendo uso dessa estratégia de identificação, o presente estudo identificou a presença de efeitos significativos dos dois processos, afastamento e *impeachment*, sobre o *Value at Risk* estimado via regressão quantílica das empresas brasileiras presentes na análise. No entanto, esses efeitos foram identificados para uma parcela inferior a 20% dessas empresas. 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, podendo isto estar associado à características inerentes a estas entidades, como por exemplo seu setor de atuação. Ao analisar essa característica, em particular, notou-se que, dentre as estimativas que mostraram-se significativas para o

afastamento, a maior parte destas estava associada a setores que são diretamente fiscalizados por agências reguladoras, como foi o caso para os setores de água e saneamento, saúde e, sobretudo, energia elétrica.

Similarmente, para o *impeachment*, notou-se que a maior parte dos efeitos significativos estão atrelados a setores regulados, principalmente o de energia elétrica. Adicionalmente, 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 significativos 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.

Nesse contexto, observou-se a possibilidade de que os investidores tenham antecipado a ocorrência desses dois eventos e ajustado suas expectativas de maneira antecipada, violando uma das principais premissas inerentes à estrutura de RDD. Uma análise para efeitos não contemporâneos à esses processos revelou que parte desses efeitos foram antecipados pelos agentes em uma semana. Para o afastamento, o teste placebo indicou a presença de efeitos significativos em um número muito 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. No entanto, esse fato compromete, ao menos em parte, a validade das estimativas obtidas para o efeito contemporâneo à data oficial do *impeachment*.

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. Mas, pode-se dizer que a maioria dos efeitos significativos encontrados indicam uma redução do nível de exposição ao risco identificada na forma de um maior, ainda embora não possam ser tomadas conclusões quantitativas acuradas a respeito da magnitude dessa redução devido ao baixo número de coeficientes estatisticamente significantes e, no caso do *impeachment*, também devido à antecipação desse processo pelos agentes de mercado para um número elevado de ativos.

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 distinta à empregada neste estudo. Por exemplo, poder-se-ia utilizar uma metodologia de regressão quantílica com incorporação de testes de quebra estrutural buscando analisar o mesmo problema de pesquisa destacado no presente trabalho.

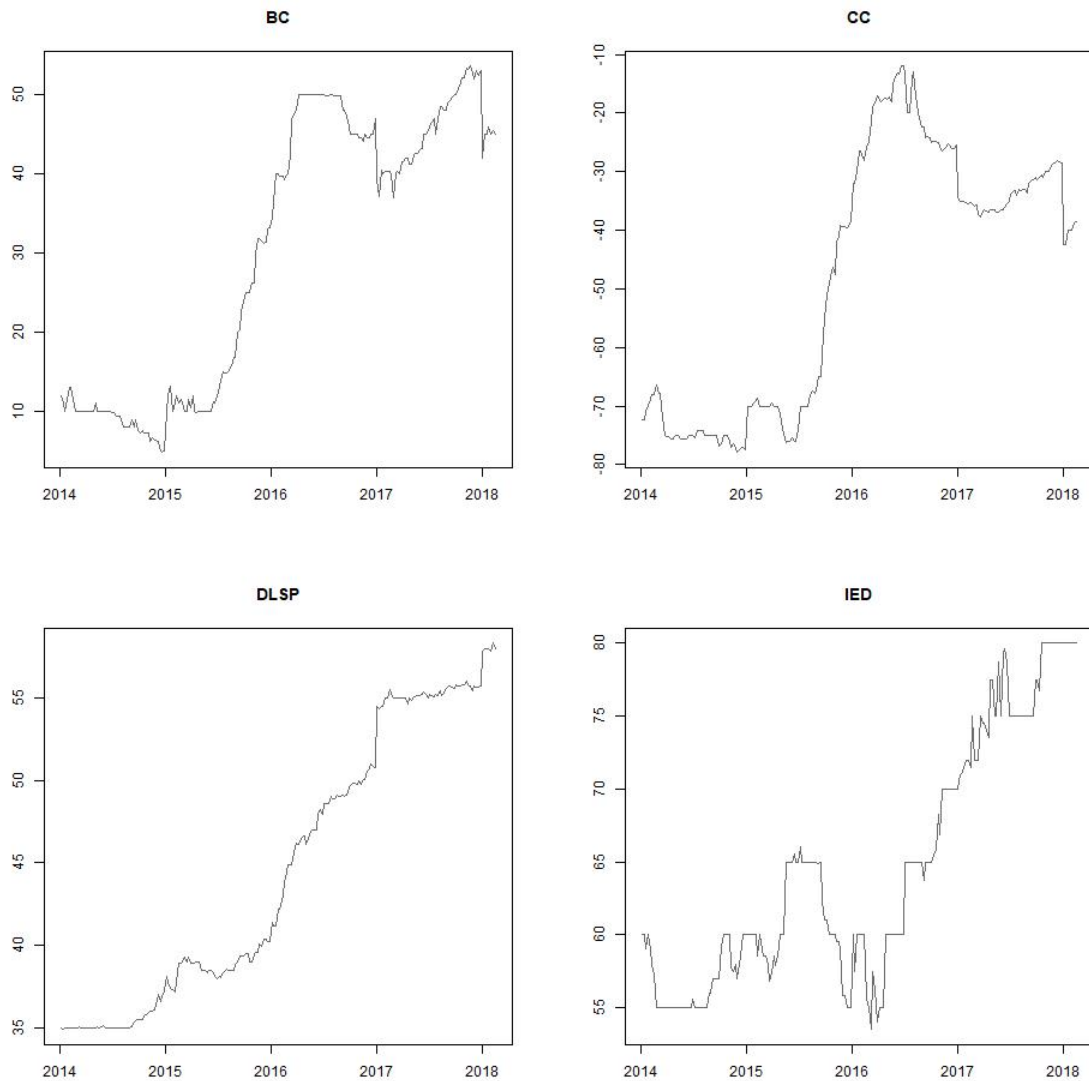
Adicionalmente, poderiam ser consideradas diferentes metodologias para estimação do *Value at risk*, surgindo também a possibilidade de comparação da empregabilidade desses métodos para o cálculo do valor em risco com o objetivo de captar qual destas oferece uma medida mais acurada do efeito da variabilidade política discutida ao longo deste estudo. Ainda, é possível empregar diferentes métricas para estimar a exposição ao risco, como, por exemplo, *Expected Shortfall*.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA FILHO, D. B. Bacharelado em Finanças, **Modelos de Precificação *Forward-Looking* Aplicados à *Blue Chips* e *Small Caps* do Mercado Brasileiro**. Fortaleza: Programa de Graduação em Finanças, Universidade Federal do Ceará, 2015.
- ANGRIST, J.; KRUEGER, A. Empirical strategies in labor economics. **Handbook of Labor Economics**, Elsevier, v. 3, p. 1277–1366, 1999.
- APARICIO, F.; ESTRADA, J. Empirical distributions of stock returns: scandinavian securities markets, 1990-95. **Working Paper**, 1997.
- 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.; SAMPAIO, G. 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.
- HAHN, J.; TODD, P.; KLAUW, 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.
- HARRIS, R.; KÜÇÜKÖZMEN, C. The empirical distribution of stock returns: evidence from an emerging european market. **Applied Economic Letters**, Routledge, v. 8, p. 367–371, 2001.
- 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.

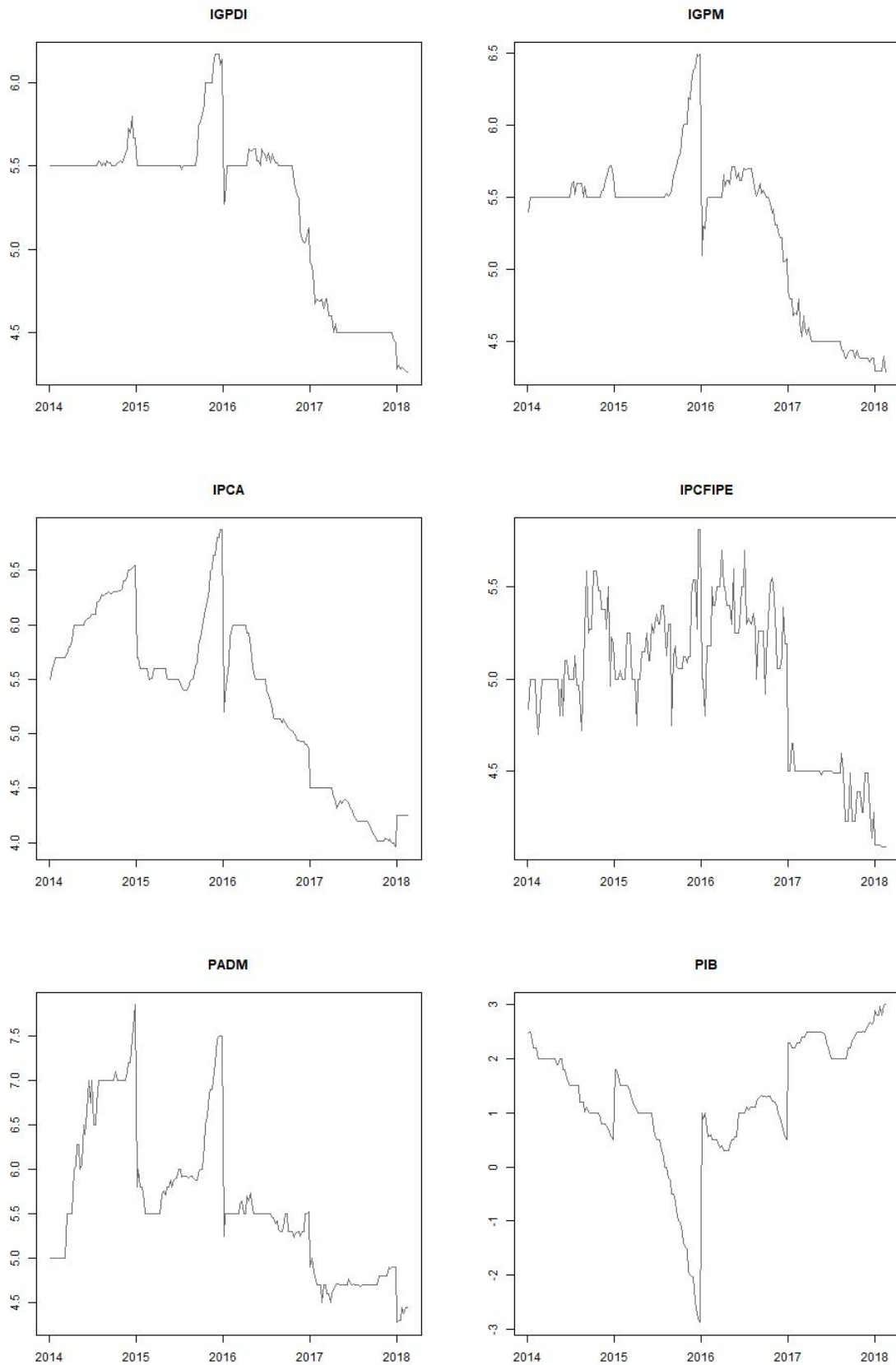
- KLAAUW, W. V. D. Regression-discontinuity analysis: a survey of recent developments in economics. **Federal Reserve Bank of New York**, Fondazione Giacomo Brodolini and Blackwell Publishing Ltd., 2008.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. J. Regression quantiles. **Econometrica**, The Econometric Society, v. 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.
- 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.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p. 768–783, 1966.
- PEIRÓ, A. The distribution of stock returns: international evidence. **Applied Financial Economics**, Routledge, v. 4, p. 431–439, 1994.
- 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 – GRÁFICO DAS SÉRIES EM NÍVEL DO BOLETIM FOCUS



Fonte: Banco Central do Brasil (BCB)

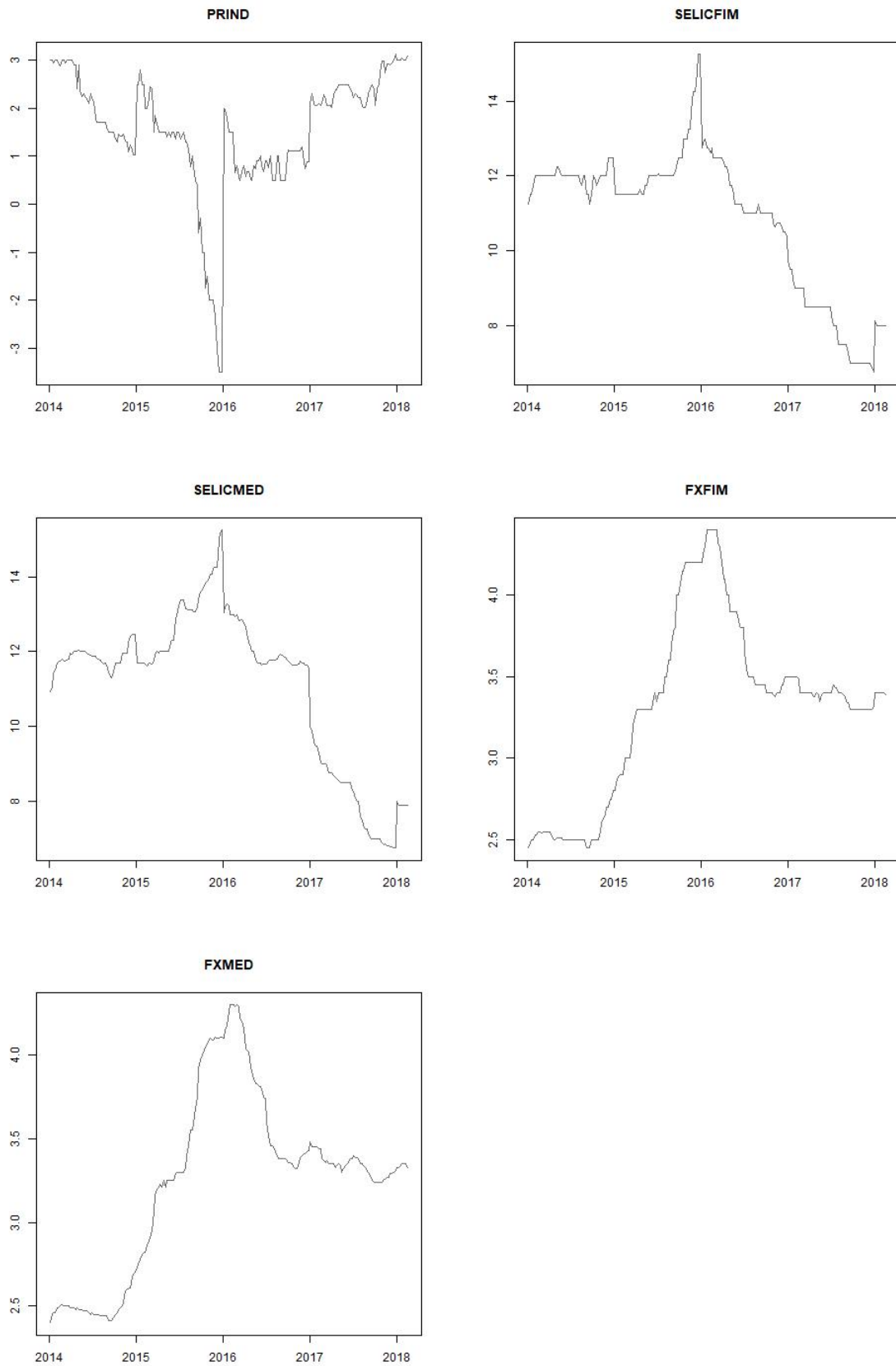
Nota: **BC**: Balança Comercial (Bilhões de US\$); **CC**: Saldo em Conta Corrente do Balanço de Pagamentos (Bilhões de US\$); **DLSP**: Dívida Líquida do Setor Público (% do PIB); **IED**: Investimento Estrangeiro Direto (Bilhões de US\$).



Fonte: Banco Central do Brasil

Nota: **IGPMI**: Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (% a.a.); **IGPM**: Índice Geral de Preços do Mercado (% a.a.); **IPCA**: Índice Geral de Preços ao Consumidor Amplo (% a.a.); **IPCFIPE**: Índice Geral de Preços ao Consumidor - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (% a.a.); **PADM**: Preços Administrados (% a.a.); **PIB**: Taxa de Crescimento do PIB (% a.a.).





Fonte: BCB

Nota: **PRIND:** Produção Industrial (% a.a.); **SELICFIM:** Expectativa para a Taxa de Juros SELIC - Fim do período(% a.a.); **SELICMED:** Expectativa para a Taxa de Juros SELIC - Média do período(% a.a.); **FXFIM:** Taxa de Câmbio - Fim do período (R\$/US\$); **FXMED:** Taxa de Câmbio - Média do período (R\$/US\$).

**APÊNDICE B – CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS DE EXPECTATIVA APÓS  
TRATAMENTO.**

	<b>IPCA</b>	<b>IGPDI</b>	<b>IGPM</b>	<b>IPCFIPE</b>	<b>FXFIM</b>	<b>FXMED</b>	<b>SELICFIM</b>	<b>SELICMED</b>
<b>IPCA</b>	1,00***	0,08	0,14**	0,06	0,01	0,04	0,17**	0,09
<b>IGPDI</b>	0,08	1,00***	0,32***	-0,16**	-0,04	0,06	0,04	-0,05
<b>IGPM</b>	0,14**	0,32***	1,00***	0,02	-0,05	0,05	0,11	-0,08
<b>IPCFIPE</b>	0,06	-0,16**	0,02	1,00***	-0,15**	0,11	0,11	-0,02
<b>FXFIM</b>	0,01	-0,04	-0,05	-0,15**	1,00***	0,92***	-0,10	0,20***
<b>FXMED</b>	0,04	0,06	0,05	0,11	0,92***	1,00***	0,12*	-0,18**
<b>SELICFIM</b>	0,17**	0,04	0,11	0,11	-0,10	0,12*	1,00***	0,60***
<b>SELICMED</b>	0,09	-0,05	-0,08	-0,02	0,20***	-0,18**	0,60***	1,00***
<b>DLSP</b>	0,19***	-0,11	0,17**	-0,01	0,07	-0,09	0,16**	-0,21***
<b>PIB</b>	-0,33***	-0,03	-0,28***	-0,08	-0,06	0,10	0,06	-0,25***
<b>PRIND</b>	-0,20***	-0,26***	-0,09	-0,04	-0,01	0,00	-0,02	-0,01
<b>CC</b>	0,15**	-0,02	-0,05	-0,16**	-0,02	0,02	0,13*	0,08
<b>BC</b>	-0,19***	0,17**	0,22***	0,15**	-0,01	0,06	-0,12*	0,08
<b>IED</b>	-0,13*	-0,04	-0,10	0,08	0,14**	0,04	0,03	-0,05
<b>PADM</b>	0,31***	0,19***	-0,01	0,10	0,01	-0,02	-0,04	-0,12
	<b>DLSP</b>	<b>PIB</b>	<b>PRIND</b>	<b>CC</b>	<b>BC</b>	<b>IED</b>	<b>PADM</b>	
<b>IPCA</b>	0,19***	-0,33***	-0,20***	0,15**	-0,19***	-0,13*	0,31***	
<b>IGPDI</b>	-0,11	-0,03	-0,26***	-0,02	0,17**	-0,04	0,19	
<b>IGPM</b>	0,17**	-0,28***	-0,09	-0,05	0,22***	-0,10	-0,01	
<b>IPCFIPE</b>	-0,01	-0,08	-0,04	-0,16**	0,15**	0,08	0,10	
<b>FXFIM</b>	0,07	-0,06	-0,01	-0,02	-0,01	0,14**	0,01	
<b>FXMED</b>	-0,09	0,10	0,00	0,02	0,06	0,04	-0,02	
<b>SELICFIM</b>	0,16**	0,06	-0,02	0,13*	-0,12*	0,03	-0,04	
<b>SELICMED</b>	-0,21***	-0,25***	-0,01	0,08	0,08	-0,05	-0,12***	
<b>DLSP</b>	1,00***	0,32***	-0,08	0,18***	-0,11	-0,09	-0,23*	
<b>PIB</b>	0,32***	1,00***	0,27***	0,14*	-0,04	-0,02	-0,13	
<b>PRIND</b>	-0,08	0,27***	1,00***	-0,04	-0,01	0,00	-0,01	
<b>CC</b>	0,18***	0,14*	-0,04	1,00***	-0,11	0,17**	-0,06***	
<b>BC</b>	-0,11	-0,04	-0,01	-0,11	1,00***	0,04	-0,40*	
<b>IED</b>	-0,09	-0,02	0,00	0,17**	0,04	1,00***	0,12***	
<b>PADM</b>	-0,23***	-0,13*	-0,01	-0,06	-0,40***	0,12*	1,00	

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: Coeficientes de correlação de Pearson para as séries tratadas conforme a tabela 3. \* Significante a 10%.

\*\* Significante a 5%. \*\*\* Significante a 1%

## APÊNDICE C – ESTIMATIVAS DO TESTE PLACEBO

Estimativas considerando como data de ruptura uma semana antes do afastamento<sup>a</sup>.

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

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: <sup>a</sup>Informações dos ativos cuja estimativa mostrou-se significativa a 5%, considerando o modelo cuja forma funcional inclui termos de ordem 1 a 4, e a variável de tratamento que considera como data de corte a semana anterior à data oficial do afastamento (OBS: valor em percentual). <sup>b</sup>Rótulo de negociação do respectivo ativo na BM&FBOVESPA. <sup>c</sup> Valor do quantil estimado, i.e., nível de confiança do *Value at Risk* (0,1 = 10%, 0,05 = 5% e 0,01 = 10%). <sup>d</sup>Estimativas, em percentual, do efeito estimado do tratamento que apresentaram significância estatística a 5% para o nível de confiabilidade de 90% do *VaR*. <sup>e</sup>Estimativas, em percentual, do efeito estimado do tratamento que apresentaram significância estatística a 5% para o nível de confiabilidade de 95% do *VaR*. <sup>f</sup> Estimativas, em percentual, do efeito estimado do tratamento que apresentaram significância estatística a 5% para o nível de confiabilidade de 90% do *VaR*.

Estimativas considerando como data de ruptura uma semana antes do *impeachment*<sup>a</sup>.

Ticker <sup>b</sup>	$\tau^c$			Características	
	0,1 <sup>d</sup>	0,05 <sup>e</sup>	0,01 <sup>f</sup>	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
GFSA3	-	-	-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: <sup>a</sup>Informações dos ativos cuja estimativa mostrou-se significativa a 5%, considerando o modelo cuja forma funcional inclui termos de ordem 1 a 4, e a variável de tratamento que considera como data de corte a semana anterior à data oficial do *impeachment* (OBS: valor em percentual). <sup>b</sup>Rótulo de negociação do respectivo ativo na BM&FBOVESPA. <sup>c</sup> Valor do quantil estimado, i.e., nível de confiança do *Value at Risk* (0,1 = 10%, 0,05 = 5% e 0,01 = 10%). <sup>d</sup>Estimativas, em percentual, do efeito estimado do tratamento que apresentaram significância estatística a 5% para o nível de confiabilidade de 90% do *VaR*. <sup>e</sup>Estimativas, em percentual, do efeito estimado do tratamento que apresentaram significância estatística a 5% para o nível de confiabilidade de 95% do *VaR*. <sup>f</sup> Estimativas, em percentual, do efeito estimado do tratamento que apresentaram significância estatística a 5% para o nível de confiabilidade de 90% do *VaR*.