

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS  
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA  
MESTRADO EM FINANÇAS E ECONOMIA EMPRESARIAL**

**BRUNO JANSEN LABORNE MARIZ**

**AVALIAÇÃO DE IMPACTO DO “JOESLEY DAY” SOBRE O RISCO BRASIL,  
E RETORNO E VOLATILIDADE DO IBOVESPA UTILIZANDO A  
METODOLOGIA ARTIFICIAL COUNTERFACTUAL (ArCo)**

Rio de Janeiro

2020

**BRUNO JANSEN LABORNE MARIZ**

**AVALIAÇÃO DE IMPACTO DO “JOESLEY DAY” SOBRE O RISCO BRASIL,  
E RETORNO E VOLATILIDADE DO IBOVESPA UTILIZANDO A  
METODOLOGIA ARTIFICIAL COUNTERFACTUAL (ArCo)**

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Profissional em Economia Empresarial e Finanças da Escola de Pós-Graduação em Economia para obtenção do grau de Mestre em Economia Empresarial e Finanças.

Orientador Prof. Dr. Gustavo Silva Araújo

Rio de Janeiro

2020

Mariz, Bruno Jansen Laborne

Avaliação de impacto do “Joesley day” sobre o risco brasil, e retorno  
e volatilidade do IBOVESPA utilizando a metodologia artificial counterfactual  
(ArCo) / Bruno Jansen Laborne Mariz. – 2020.

39 f.

Dissertação (mestrado) - Fundação Getulio Vargas, Escola Brasileira  
de Economia e Finanças.

Orientador: Gustavo Silva Araújo  
Inclui bibliografia.

1. Bolsa de Valores de São Paulo. 2. Risco (Economia). 3.Mercado  
financeiro. 4. Índices de mercado de ações. I. Araujo, Gustavo Silva. II.  
Fundação Getulio Vargas Escola Brasileira de Economia e Finanças. III. Título.

CDD – 332

**BRUNO JANSEN LABORNE MARIZ**

**AVALIAÇÃO DE IMPACTO DO “JOESLEY DAY” SOBRE O RISCO BRASIL,  
E RETORNO E VOLATILIDADE DO IBOVESPA UTILIZANDO A  
METODOLOGIA ARTIFICIAL COUNTERFACTUAL (ArCo)**

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Profissional em Economia Empresarial e Finanças da Escola de Pós-Graduação em Economia para obtenção do grau de Mestre em Economia Empresarial e Finanças.

**Data da defesa: 06/11/2020**

**ASSINATURA DOS MEMBROS DA BANCA EXAMINADORA**

Prof. Dr. Gustavo Silva Araújo (Orientador)

Banco Central

Prof. Dr. Rafael Martins de Souza

FGV CERI

Prof. Dr. Luiz Felipe Pires Maciel

Bahia Asset Management

Rio de Janeiro

2020

## **Agradecimentos**

À minha família, pelo apoio incondicional sempre.

À minha melhor amiga Verônica Fenocchio Azzi por todo apoio, companheirismo, conversas e ombro, ao longo desses três anos.

Ao meu grande amigo Dr. Diego Pacheco de Oliveira, pelas conversas e sugestões fundamentais para eu terminar o trabalho.

Ao meu orientador Prof. Dr. Gustavo Silva Araújo, pelo acompanhamento integral e disponibilidade de tempo para me guiar ao longo do desenvolvimento do trabalho sempre com as melhores recomendações.

Aos membros da minha banca, Dr. Rafael Martins de Souza e Dr. Luiz Felipe Pires Maciel por aceitarem o meu convite de participação e pelos excelentes conselhos durante a defesa que fizeram toda diferença para aprimoramento do trabalho.

## Resumo

Este trabalho se propõe a avaliar o potencial impacto do “Joesley day” sobre o retorno e a volatilidade do índice do mercado acionário brasileiro, IBOVESPA, e sobre o *spread* do CDS Brasil. Com esse fim, buscou-se verificar empiricamente se a divulgação das gravações, que apontavam para um crime de corrupção do então presidente Temer, foi capaz de alterar o retorno, a volatilidade e *spread* do CDS de maneira significativa por 32 dias subsequentes ao evento. Para tanto, foram aplicados estimadores de controle sintético com base em dados em painel de alta dimensão, de acordo com a metodologia ArCo (*Artificial Counterfactual*), desenvolvida por Carvalho et al. (2018), no período compreendido entre julho de 2016 a junho de 2017. Os resultados mostram que não há impacto significativo sobre o retorno do índice, embasando a Hipótese de Mercado Eficiente, porém, a sua volatilidade sofreu resultados significativos. Ademais, há evidências de um impacto significativo sobre um aumento do *spread* CDS soberano brasileiro, que pode ser interpretado como um aumento do custo para proteção contra um evento de crédito do país.

**Palavras-chave:** Avaliação de Impacto; Joesley Day; CDS; Ibovespa; Artificial Counterfactual (ArCo); Hipótese de Mercado Eficiente

## Abstract

This work aims to evaluate the potential impact of the so-called “Joesley day” over the return and volatility of the Brazilian’s financial stock market, IBOVESPA and over Brazil’s sovereign CDS. To this end, the investigation sought to empirically verify if the disclosure of the recordings that pointed to a corruption crime committed by the then president Temer, was capable of altering the return and volatility and the spread of CDS in a significant way for the 32 days subsequent to the event. Therefore, synthetic control estimators based on high dimension panel data were applied on the selected data according to the ArCo methodology (*Artificial Counterfactual*) developed by Carvalho et al. (2018), in the period comprehended between July 2016 and June 2017. The results indicate there is no significant impact on the index return, corroborating the Efficient-Market-Hypothesis; however, the index volatility has shown significant results. Furthermore, there is evidences of a significant impact over an increase in the spread of Brazil’s sovereign CDS, which could be interpreted as an increase of protection’s cost against a credit event of the country.

**Keywords:** Impact Evaluation; Joesley Day; CDS; Ibovespa; ; Artificial Counterfactual (ArCo); Efficient-Market-Hypothesis

## **Sumário**

Agradecimentos.....	5
Resumo.....	6
Lista de Tabelas.....	8
Lista de Figuras .....	8
Introdução .....	9
1. Referencial teórico .....	12
2. Contexto brasileiro .....	15
3. Metodologia .....	18
4. Descrição dos dados e análise .....	22
5. Resultados .....	29
Conclusão.....	32
Referências.....	34
Apêndice .....	37

## Lista de Tabelas

Tabela 1 - Formas de eficiência de mercado .....	13
Tabela 2. Índices de bolsas de valores internacionais para a construção do IBOVESPA contrafactual .....	23
Tabela 3. Coeficientes estimados na construção das séries de retorno e volatilidade dos métodos de estimação utilizados para construir os contrafactuals, OLS e LASSO , na janela de 228 dias pré tratamento.....	25
Tabela 4 - Spreads de CDS internacionais utilizados para a construção do CDS Brasil contrafactual .....	26
Tabela 5 - Coeficientes estimados na construção da série contrafactual de spread do CDS Brasil via os métodos de estimação, OLS e LASSO, na janela de 228 dias pré tratamento.....	27
Tabela 6 - Erro Quadrático Médio dos métodos de estimação, OLS e LASSO, extrapolados para a janela <i>out-of-sample</i> .....	27
Tabela 7. Estimação do EMT sobre o retorno, volatilidade do IBOVESPA e sobre o CDS. ....	29
Tabela 8. Estatísticas descritivas das séries de log-retorno .....	37
Tabela 9. Estatísticas descritivas das séries de volatilidade estimada por GARCH.....	37
Tabela 10. Estatísticas descritivas das séries de <i>spread</i> de CDS .....	38
Tabela 11. Teste de raiz unitária ADF sobre as séries de log-retorno.....	38
Tabela 12. Teste de raiz unitária KPSS sobre as séries de log-retorno .....	38
Tabela 13. Coeficientes estimados pelo método GARCH .....	39
Tabela 14. Matriz de correlação entre os log-retornos do IBOVESPA e dos índices internacionais .....	40

## Lista de Figuras

Figura 1. Evolução do crescimento do PIB e da taxa de inflação entre 2010-2018 .....	16
Figura 2. Evolução da taxa básica de juros e a taxa de câmbio entre 2010-2018 .....	17
Figura 3. Evolução do endividamento público e do balanço primário entre 2010-2018.....	17
Figura 4. Inclinação da taxa nominal extraída de Títulos Públícos (taxa de 5 Anos menos taxa de 3 Meses) .....	18
Figura 5 - Aderência do controle sintético do retorno do IBOVESPA .....	28
Figura 6 - Aderência do controle sintético do spread do CDS Brasil .....	28
Figura 7. Efeito Médio de Tratamento sobre o retorno do IBOVESPA .....	30
Figura 8. Efeito Médio de Tratamento sobre a volatilidade estimada por GARCH do IBOVESPA .....	30
Figura 9 - Efeito Médio de Tratamento sobre a volatilidade estimada pelo retorno ao quadrado ( <i>rt2</i> ) do IBOVESPA .....	31
<b>Figura 10</b> - Efeito Médio de Tratamento sobre CDS Brasil.....	32

## Introdução

Em decorrência das investigações da operação Lava Jato<sup>1</sup>, no dia 17/05/2017 o empresário Joesley Batista<sup>2</sup>, CEO da empresa JBS, entregou ao Ministério Público gravações de conversas que tivera com diversas autoridades políticas<sup>3</sup>. Uma delas seria uma espécie de “cisne negro”<sup>4</sup> para o mercado financeiro. A gravação divulgada pela TV Globo<sup>5</sup>, emissora de maior audiência no Brasil, entre Joesley e o então Presidente Michel Temer, apontava para um esquema de corrupção envolvendo o último e o presidente da Câmara dos Deputados. A denúncia de corrupção que se seguiu causou grande incerteza no mercado quanto a uma possível renúncia do chefe do Executivo ou até mesmo no que tange ao início de seu processo de impeachment.

De fato, no dia seguinte à divulgação, o índice Ibovespa<sup>6</sup> teve sua maior queda diária (-8,8%) desde a crise do *subprime* de 2008. Tal queda levou à ativação do *circuit breaker* para as ações na bolsa de valores brasileira, suspendendo as negociações financeiras e interrompendo os negócios por um período de 30 minutos. O Dólar teve sua maior alta frente ao real desde 22 de outubro de 2008, ocasião a qual a bolsa caiu 10,81% por conta da crise internacional. Um dos principais motivos por trás dessa grande oscilação nos mercados acionário e cambial estaria associado à incerteza quanto à aprovação da reforma da previdência no Congresso, que àquela altura tinha grande chance de aprovação<sup>7</sup>.

A partir da virada do último século, o tema da Previdência se tornou uma das principais preocupações entre os economistas, por conta do aumento do volume de despesa ao longo do tempo e do envelhecimento demográfico da população (Giambiagi et al., 2018). Em 2019, as despesas com a previdência social já ultrapassavam mais de

---

<sup>1</sup> A operação Lava Jato é um grande conjunto de investigações realizadas pela Polícia Federal do Brasil que se iniciou em 2014 com o objetivo de investigar esquemas de corrupção envolvendo empresas que possuem participação estatal. Em consequência dessa operação, alguns políticos e grandes empresários tiveram que responder judicialmente à diversas acusações de crimes, dentre elas lavagem de dinheiro e corrupção ativa. Disponível em: <<http://www.mpf.mp.br/grandes-casos/lava-jato/entenda-o-caso>>.

<sup>2</sup> Joesley Batista é um empresário brasileiro e um dos donos da JBS, que faz parte da J&F Investimentos (*holding* criada pelos irmãos Joesley e Wesley Batista), uma das maiores empresas de alimentos do mundo.

<sup>3</sup> Este dia ficou conhecido como “Joesley day”.

<sup>4</sup> O cisne negro é um conceito criado pelo professor e empresário Nassim Taleb. Segundo ele, esse evento pode ser considerado como “um ponto fora da curva”, i.e., uma crise ou um evento de extrema raridade e que provoca um impacto violento em alguma área, por conta da sua imprevisibilidade.

<sup>5</sup> A divulgação ocorreu no dia 17 de maio de 2017 após o fechamento do pregão.

<sup>6</sup> O Ibovespa é o principal índice do mercado acionário brasileiro, refletindo o desempenho médio das cotações das ações negociadas na bolsa de valores.

<sup>7</sup> Bloomberg. Disponível em: <<https://economia.uol.com.br/noticias/bloomberg/2019/05/17/no-joesley-day-jbs-esta-mais-forte-e-brasil-patina.htm>>

13% do Produto Interno Bruto (PIB), o que contribuiu para a escalada da dívida pública de 50% do PIB em 2013, para 80% em 2019 (de Holanda, 2017; Holland e Málaga, 2018). Por sua vez, Giambiagi et al. (2018) defendem que na ausência da reforma da previdência, será praticamente impossível respeitar o teto dos gastos públicos<sup>8</sup> até 2026, quando termina o ciclo de vigência da Emenda Constitucional nº 95 e abre-se espaço para uma nova revisão. Portanto, podemos supor que a possível não aprovação da reforma da previdência poderia estar por trás do aumento de incerteza no mercado financeiro verificado à época.

Uma forma de analisar o efeito de notícias políticas sobre o nível de incerteza do mercado é por meio da volatilidade do mercado acionário. A volatilidade é o indicador mais utilizado para a mensuração de risco, sendo amplamente utilizada em modelos de precificação, tais como o modelo de precificação dos ativos a partir do fluxo de caixa descontado e a teoria de precificação de arbitragem (Zhang, 2012). Desse modo, a volatilidade assume o papel de uma *proxy* de risco, destacando-se pela sua importância nas pesquisas sobre finanças.

Existem diversos estudos na literatura que investigam os possíveis impactos de choques políticos sobre o retorno e a volatilidade do mercado financeiro. Por exemplo, Lau et al. (2013) destacam que uma importante fonte para a volatilidade do retorno das ações vem de incertezas do cenário político. Nesse sentido, o estudo de Chan e Wei (1996) encontra evidências de que notícias políticas favoráveis (desfavoráveis) estão associadas com retornos positivos (negativos) do índice da bolsa de Hong Kong. No caso brasileiro, o efeito das incertezas políticas sobre o mercado de capitais pode ser ainda maior, uma vez que Bremmer (2005) argumenta que economias emergentes são mais sujeitas à influência de fatores políticos em suas bolsas de valores do que economias desenvolvidas.

Um outro indicador relevante para analisar o aumento de incerteza e muito utilizado como mensuração de risco para um país, é o CDS soberano. O CDS é um contrato bilateral que oferece seguro contra o risco de inadimplência por parte de uma entidade (Hull, 2016). Quanto maior a probabilidade de inadimplência desta, maior será o prêmio (ou *spread*) do CDS. Portanto, um aumento nesse prêmio representa um aumento de custo para a proteção contra um evento de crédito relacionado ao país emissor do título. (Takami, 2018).

---

<sup>8</sup> A emenda constitucional nº 95, também conhecida como emenda constitucional do teto dos gastos, alterou a Constituição brasileira de 1988 para instituir um novo regime fiscal. Basicamente, busca limitar aumentos reais das despesas do orçamento público.

Sendo assim, este trabalho propõe examinar o efeito do “Joesley day” sobre o retorno e a volatilidade do IBOVESPA e sobre o prêmio de CDS Brasileiro. Um aumento do CDS brasileiro, por exemplo, evidenciaria um custo desse evento para o país (em particular, com o aumento do CDS provavelmente o país se financiará a taxas maiores). Especificamente, buscou-se verificar empiricamente se a divulgação das gravações, que apontavam para um crime de corrupção do então presidente Temer, foi capaz de alterar o retorno e a volatilidade do mercado acionário e o *spread* do CDS Brasil de maneira significativa em três tamanhos de janelas subsequentes ao evento: 32, 5 e 1 dia útil. Para tanto, foram aplicados estimadores de controle sintético de acordo com a metodologia ArCo (*Artificial Counterfactual*), desenvolvida por Carvalho et al. (2018), com base em dados em painel de alta dimensão, no período de 2016 a 2017.

A escolha do índice IBOVESPA como variável a ser estudada deve-se ao fato de esse ser o benchmark do mercado acionário brasileiro e uma avaliação sobre um impacto de evento político sobre o índice representam um impacto generalizado nas ações que compõe sua cesta. A escolha do CDS Brasil deve-se ao fato de ser uma variável que reflete o risco de crédito do governo brasileiro. Um impacto sobre o seu *spread* representa um choque no custo de proteção sobre os títulos emitidos pelo país.

Apesar de existirem diversos estudos sobre a avaliação do impacto de notícias políticas sobre o retorno e a volatilidade do mercado financeiro em geral, nenhum deles baseou-se na metodologia proposta por este trabalho. Ao optar pela metodologia ArCo ao invés da aplicação de métodos de Controle Sintético conforme Abadie e Gardeazabal (2003) e Abadie et al. (2010), esse estudo dá um passo além sendo capaz de realizar testes de hipótese em relação à significância estatística do efeito médio de tratamento.

Dois estudos, no entanto, assemelham-se a esse por diferentes razões. O primeiro é o de Grossi et al. (2018), que investiga o impacto do “Joesley day” no preço das ações de empresas brasileiras que são negociadas no mercado acionário americano através de ADRs (*American Depository Receipts*). Apesar de possuírem um objetivo muito similar ao do presente estudo, Grossi et al. (2018) aplicam uma metodologia de estudo de evento. Os autores encontram resultados de perda no retorno no dia seguinte ao evento, bem como uma perda cumulativa pós-evento<sup>9</sup>.

Por outro lado, o estudo de Oliveira et al. (2020) examina o impacto de uma nova legislação para promover a governança corporativa das empresas estatais sobre retorno

---

<sup>9</sup> Uma comparação mais detalhada de Grossi et al. (2018) com esse trabalho será discutida na seção 1 de Referencial Teórico.

e volatilidade das ações dessas empresas. Fazendo uso da metodologia ArCo, seus resultados indicam que as ações de parte dessas empresas tiveram a sua volatilidade reduzida, conforme o esperado. Contudo, não foram encontradas evidências a favor de um impacto significativo sobre o retorno das ações.

Os resultados encontrados por este estudo sugerem que embora não tenha sido verificado um impacto significativo do “Joesley day” sobre o retorno do índice IBOVESPA, o impacto estimado apresentou o sinal negativo esperado. Portanto, os resultados embasam a Hipótese de Mercado Eficiente (HME) em sua versão forte, ao não indicarem uma redução significativa do retorno do IBOVESPA frente ao aumento da incerteza quanto às consequências do “Joesley day”.

No que tange ao impacto sobre a volatilidade, esse se demonstrou positivo e significativo para a série de volatilidade estimada via o método *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH). O aumento médio de volatilidade na janela de 32 dias ficou em torno de 19% se comparado com a média de todo o período anterior ao dia da divulgação das gravações. Nesse estudo, realiza-se ainda uma análise sobre a volatilidade estimada como retorno ao quadrado do mesmo dia ( $r_t^2$ ) e nesse caso não é possível observar resultados significativos.

Quanto ao impacto sobre o *spread* do CDS Brasil, é observado uma nítida mudança de patamar da média do spread frente ao seu contrafactual, durante as janelas de 32 dias e 5 dias seguintes à divulgação da gravação com um resultado estatisticamente significativo. Pode-se concluir que o “Joesley Day” trouxe um choque de pessimismo ao mercado de títulos soberanos elevando o custo de proteção contra um evento de crédito no país.

O restante desta dissertação está estruturado da seguinte forma: a seção 1 faz um breve resumo da literatura sobre as teorias do funcionamento do mercado financeiro e os limites à arbitragem. A seção 2 apresenta o contexto econômico do país nos períodos anteriores e subsequentes ao “Joesley day”. A seção 3 descreve a metodologia empregada pelo estudo. A seção 4 apresenta a descrição dos dados e análises. A seção 5 apresenta os resultados encontrados. Por fim, a última seção conclui a dissertação.

## 1. Referencial teórico

A HME foi proposta por Fama (1970, 1991) e é um dos pilares da Teoria Moderna de Finanças. De acordo com essa hipótese, o preço dos ativos financeiros reflete toda

informação disponível. Sendo assim, por exemplo, não seria possível para um investidor obter lucros anormais fazendo uso de alguma informação adicional, já que toda informação disponível no mercado já está sendo refletida no preço do ativo. Portanto, num mercado dito eficiente, não há espaço para arbitragem. Se o comportamento dos preços dos ativos segue uma trajetória de caminho aleatório, é esperado que suas variações sejam imprevisíveis para os agentes (Forti et al., 2009).

Existem três versões principais da HME: a fraca, a semiforte e a forte (Tabela 1). Essas formas diferem-se de acordo com a informação refletida pelo preço dos ativos. A hipótese fraca considera que os preços retratam toda informação histórica (passada) disponível e, portanto, nenhum investidor consegue obter retornos anormais no mercado utilizando tais informações. A hipótese semiforte considera que os preços representam toda informação pública disponível, alterando-se instantaneamente frente a novas informações disponíveis. Novamente nenhum investidor é capaz de obter retornos anormais, mesmo utilizando-se de toda e qualquer informação pública. Por fim, a hipótese forte estende a restrição à arbitragem ao considerar que os preços dos ativos refletem, inclusive, informações privilegiadas. Portanto, não há espaço para ganhos anormais utilizando todas as informações públicas e privadas.

**Tabela 1** - Formas de eficiência de mercado

Forma de eficiência	Informação utilizada	Descrição
<b>Fraca</b>	Preços do passado	Nenhum investidor consegue obter retornos anormais por meio da análise dos preços passados. As informações contidas nos preços passados não são úteis ou relevantes na obtenção de retornos extraordinários.
<b>Semiforte</b>	Informações públicas	Nenhum investidor consegue obter retornos anormais baseados em qualquer informação publicamente disponível. Qualquer nova informação seria rapidamente incorporada aos preços dos ativos, impossibilitando que os investidores se utilizassem da informação para obter retornos anormais.
<b>Forte</b>	Informações privadas	Nenhum investidor consegue obter retornos anormais usando qualquer tipo de informação, até mesmo as confidenciais, que não são de conhecimento público.

Fonte: (Forti et al., 2009).

No entanto, desde o trabalho de Shiller (1981), o qual mostra que as volatilidades dos índices S&P 500 e Dow Jones foram muito maiores do que as esperadas pela HME, a HME foi confrontada com diversas evidências contrárias aos seus postulados (e.g., Mehra e Prescott, 1985; Bondt e Thaler, 1985; Fama e French, 1992; Jegadeesh e Titman, 1993; Odean, 1999; Huberman e Regev, 2001; Lamont e Thaler, 2003). A partir dessas evidências, uma visão alternativa conhecida como Finanças Comportamentais (FC) surgiu. Tal visão busca explicar o funcionamento do mercado

financeiro tendo como base, não agentes perfeitamente racionais conforme a HME propõe, mas agentes que possuem certas características comportamentais que os impedem de agir de maneira tradicionalmente vista como racional.

Deste modo, a partir da visão de FC, quando uma nova informação é divulgada ao público em geral, nada garante que o mercado, ao possuir essa nova informação, tenderá ao equilíbrio instantaneamente. A própria interpretação da nova informação de maneira eficiente pode levar certo tempo, permitindo assim a ocorrência de momentos em que a arbitragem é possível. Neste sentido, Wang (2019) e Pastor e Veronesi (2013) argumentam que o impacto de novos fatos relevantes é mais alto se o mercado for pego de surpresa, como no caso de uma notícia inesperada.

Contudo, mesmo em situações nas quais uma notícia já é esperada pelo mercado, a mesma pode promover retornos anormais para os investidores, conforme aponta Carvalho et al. (2009). Neste estudo, os autores investigam o comportamento dos preços das ações de empresas que compõem o índice de Governança Corporativa frente à divulgação das informações trimestrais e anuais das mesmas. Os resultados apontam para a ineficiência do mercado, nos quais retornos anormais são verificados em dias anteriores e posteriores à divulgação dos relatórios contábeis.

Chamon et al. (2015) utilizaram tanto a metodologia de SC de Abadie, como a ArCo para avaliar o impacto da maior intervenção que o Banco Central realizou no mercado de câmbio futuro, em maio de 2013. Os autores encontraram um resultado significativo, com o qual mostram que o programa de intervenção reverteu a tendência de depreciação do Real frente ao Dólar e o Real estabilizou-se em um nível mais apreciado. O resultado foi consistente com a literatura do tema no sentido de que a intervenção do BC é efetiva em momentos de turbulência do mercado.

No trabalho de Grossi et al. (2018), os autores estimaram o impacto do “Joesley day” sobre o retorno de ADRs negociadas nas bolsas americanas, e encontram um resultado negativo significativo no dia após o vazamento da gravação. Os autores usaram uma janela de estimação de 120 dias anteriores ao dia 17 de maio para calcular a média dos “retornos normais” das ADRs aplicando o modelo Single Index Model e usam um teste de significância para comparar aos “retornos anormais” dentro da janela de evento de 11 dias. Os resultados encontrados foram uma queda de retorno em média de 15% e uma queda no retorno acumulado de 12% cinco dias após o evento, refutando, portanto, a HME na sua versão forte. Apesar de ser uma metodologia usualmente utilizada para avaliar impacto de eventos no mercado financeiro, o estudo de eventos de

Grossi et al. (2018) constrói o contrafactual do retorno das ADRs a partir de suas próprias médias anteriores ao evento e o compara com a variação da unidade tratada, ou seja, não é utilizado um *peer-group* para a construção do contrafactual. Uma outra diferença importante entre o estudo de evento e a ArCo, conforme será visto na parte metodológica é que a ArCo calcula o Efeito Médio de Tratamento ao longo de um período de tempo (em toda janela pós tratamento) e não em variáveis em *cross-section* como é feito no estudo de evento. Em outras palavras, enquanto o estudo de evento calcula o resultado do efeito de tratamento entre a unidade tratada e o contrafactual T vezes em um período T, o ArCo calcula o efeito de tratamento médio uma única vez em um período T.

## 2. Contexto brasileiro

O Brasil sofreu enorme turbulência política e econômica a partir de 2013, devido a protestos da população nas ruas, inicialmente contra um aumento no preço do transporte público, posteriormente evoluindo para expressar o repúdio da população contra a corrupção no país. As manifestações contaram com mais de 65 mil pessoas nas ruas, configurando os maiores protestos desde o impeachment do presidente Fernando Collor em 1992 (Folha de São Paulo, 2013).

Apesar deste cenário e do fraco desempenho econômico que se seguiu, o governo de Dilma Rousseff conseguiu se reeleger em 2014 pelo Partido dos Trabalhadores (PT) com 51,64% dos votos válidos no segundo turno, uma margem extremamente acirrada para um regime eleitoral onde o eleito é definido por uma maioria simples, de acima de 50% (Globo, 2014). Entretanto, enfraquecida politicamente por denúncias de corrupção envolvendo o seu partido e com índices econômicos que continuaram não muito favoráveis, a então presidente Dilma Rousseff sofreu *impeachment* em maio de 2016 por crime contra a lei de responsabilidade fiscal.

A turbulência política, no entanto, não cessou com a posse de seu vice interim Michel Temer, apesar de indicadores *forward looking*, como o índice de ações da bolsa brasileira (IBOVESPA) ou a inclinação da taxa de juros nominal, terem se mostrado otimistas. Em decorrência das investigações da operação Lava-jato ocorreu o chamado “*Joesley day*”, que será o evento (ou tratamento) considerado pelo estudo como potencial modificador do padrão de retorno e volatilidade do índice da bolsa de valores brasileira. De modo a melhor compreender o contexto econômico do país na época do

“Joesley day”, as três figuras a seguir apresentam a evolução de importantes variáveis macroeconômicas e fiscais no período 2010 a 2017.

Na Figura 1 abaixo, tem-se o crescimento do PIB anualizado e a taxa de inflação. Percebe-se uma queda quase que constante do crescimento do PIB desde 2010, culminando numa recessão econômica a partir de 2014 que perdurou até o fim de 2016. Por outro lado, a taxa de inflação se manteve acima da meta de inflação de 4,5%, praticamente por todo o período considerado. Em particular, os anos que compreendem o período de 2014 a 2016 foram marcados por estagflação, com forte recessão econômica e taxa de inflação na casa dos dois dígitos. A partir de 2017, no entanto, o quadro econômico apresentou certa melhora com o retorno do crescimento do PIB e uma redução da taxa de inflação para o patamar equivalente à meta do Banco Central (Bacen).

**Figura 1.** Evolução do crescimento do PIB e da taxa de inflação entre 2010-2018

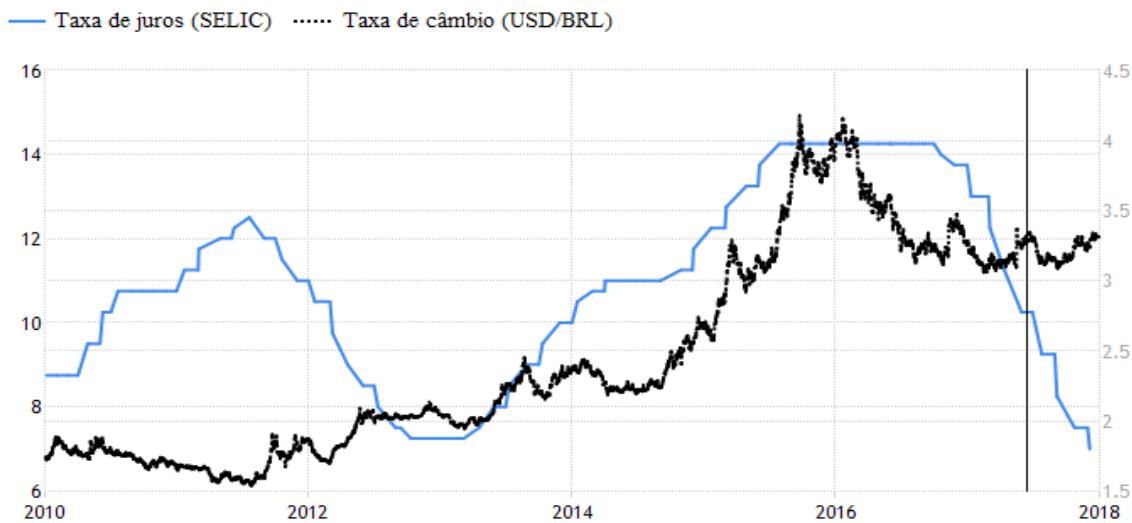


Elaboração: Tradingeconomics.com. Fonte: Bacen

A Figura 2 abaixo apresenta a evolução da taxa básica de juros (SELIC) e da taxa de câmbio (USD/BRL). É possível notar que existem momentos distintos de alta e queda da taxa SELIC. Com o objetivo de controlar a tendência crescente da taxa de inflação, a Comissão de Política Monetária (COPOM) decidiu por elevar a taxa de juros consideravelmente nos períodos de 2010-2011 e 2013-2016. O oposto foi verificado no período 2011-2013 e a partir de meados de 2016, período no qual a taxa de juros atingiu o seu mínimo histórico. A taxa de câmbio, por sua vez, apresentou tendência de aumento, atingindo o seu máximo no período que antecede o início do processo de impeachment de Dilma Rousseff. Entre meados de 2016 em diante, o valor do Real

frente ao Dólar oscilou bastante, mas voltou ao patamar anterior ao fim da amostra considerada.

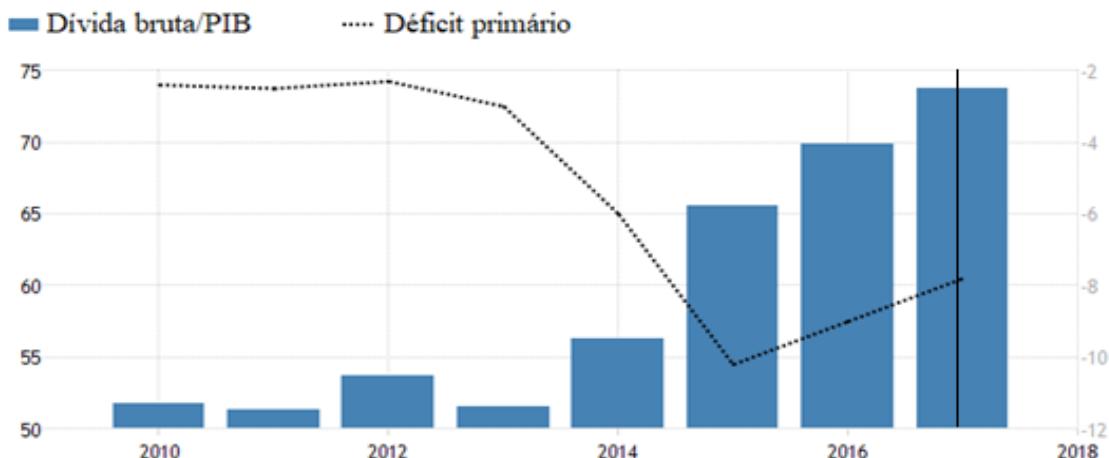
**Figura 2.** Evolução da taxa básica de juros e a taxa de câmbio entre 2010-2018



Elaboração: Tradingeconomics.com. Fonte: Bacen

A Figura 3 a seguir apresenta duas variáveis fiscais que geraram grande preocupação entre os economistas, principalmente a partir da deterioração da economia no período de 2014 a 2016. Nos anos anteriores o quadro fiscal era razoável, com déficits na ordem de 2% do PIB, mas com uma relação dívida-PIB que não ultrapassou o marco de 55%. Porém, o endividamento público aumentou constantemente até meados de 2018 aproximando-se de 75% do PIB. Diante desse grande aumento da dívida pública, fez-se necessário um forte ajuste fiscal, já que em 2015 o déficit primário ficou na ordem dos 10% em relação ao PIB.

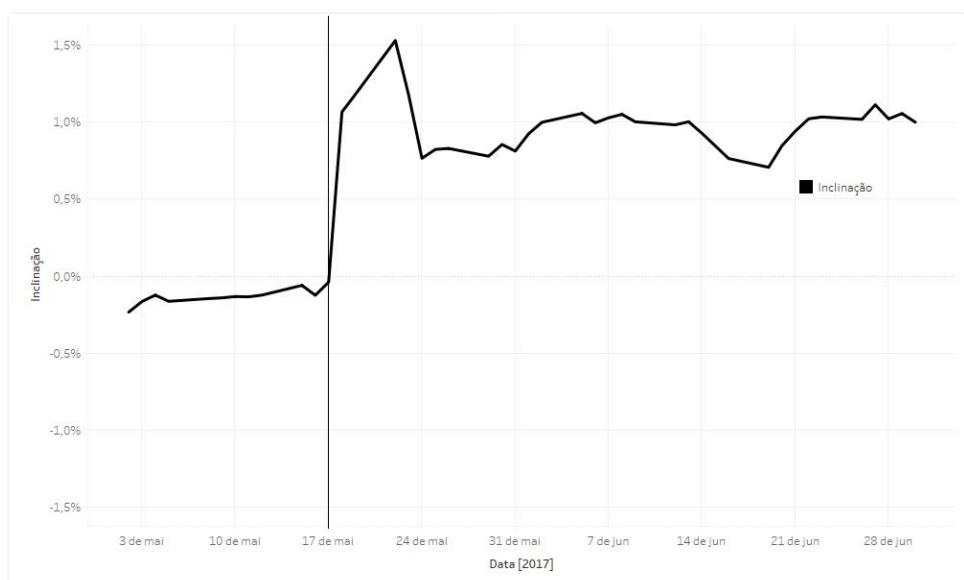
**Figura 3.** Evolução do endividamento público e do balanço primário entre 2010-2018



Elaboração: Tradingeconomics.com. Fonte: Bacen

Outro indicador que evidencia o ruído político e a incerteza que o evento gerou na economia brasileira é a inclinação da taxa de juros nominal, uma ferramenta muito utilizada como “vitrine” das expectativas e incertezas dos agentes econômicos. Na Figura 4 abaixo, podemos observar que a partir do dia 17 a inclinação salta de -0,04% para 1,53% no dia 22 de maio e depois disso, orbita em torno de 1%. O aumento da inclinação, nesse caso, pode ser interpretado como um aumento do risco do governo em financiar seu déficit público devido a preocupações fiscais e políticas.

**Figura 4.** Inclinação da taxa nominal extraída de Títulos Públicos (taxa de 5 Anos menos taxa de 3 Meses)



Elaborado pelo próprio autor. Fonte: ANBIMA – utilizando a interpolação de Svensson (1994)

Portanto, com base no contexto econômico e político verificado à época do “Joesley day”, acredita-se que o sinal de enfraquecimento político do governo tenha afetado o mercado financeiro, tendo em vista a perspectiva de não aprovação de reformas suficientemente capazes de lidar com a grave deterioração fiscal observada desde 2013.

### 3. Metodologia

Conforme afirma Wang (2019), a exogeneidade das variáveis explicativas é uma das principais preocupações para a inferência causal nos modelos de regressões clássicos. Sem uma randomização apropriada em um experimento controlado,

tratamento exógeno e causalidade não podem ser garantidos. Dois dos principais instrumentos utilizados para uma estimação causal são o *Structural Equation Model* (SEM) e o *Potential Outcome Model* (POM). Comparado ao SEM, o POM pode gerar uma inferência direta se for possível definir o contrafactual para os resultados não observados. Nesse sentido, dados de experimentos naturais são ideais para aplicações em modelos contrafactuals. Em um experimento natural, parâmetros podem ser estimados independentemente após serem controlados por outras variáveis. Na prática, a validade da inferência causal dos experimentos naturais depende consideravelmente da existência de um contrafactual adequado. Para tanto, diversos estimadores de tratamento para identificação causal foram desenvolvidos, tais como: *Difference-in-Difference* (DiD), *Propensity Score Matching* (PSM), *Regression Discontinuity Design* e Controles Sintéticos (CS). Porém, esses métodos exigem algumas hipóteses difíceis de serem postas em prática.

A vantagem dos métodos de CS sobre a abordagem DiD, por exemplo, é que o primeiro pode criar *peer groups* apropriados para a análise. No DiD o Efeito Médio do Tratamento (EMT) é mensurado em três passos. Primeiro, separam-se as unidades em dois grupos (tratados e não tratados). Segundo, as observações são divididas em dois períodos: pré-tratamento e pós-tratamento. Então, por último, calcula-se a diferença da variável em questão entre os tratados e os não tratados (contrafactual) nos dois períodos. No entanto, exige-se a hipótese de que os dois grupos possuam uma tendência comum antes do tratamento, o que em geral não acontece na prática. Por outro lado, os métodos de CS eliminam a necessidade dessa hipótese com um grupo de controle ponderado otimamente (*optimally weighted control group*) de modo a aproximar a tendência entre os grupos no período pré-tratamento. Após esse procedimento, o efeito do tratamento pode ser medido no período pós-intervenção. Portanto, um passo crítico dos métodos de CS é criar um grupo de controle ótimo para servir como um contrafactual.

Esse estudo dá um passo além ao utilizar a metodologia ArCo, desenvolvida por Carvalho et al. (2018), ao invés da aplicação de métodos de CS usuais conforme apresentados por Abadie e Gardeazabal (2003) e Ababie et al. (2010). Embora ambas as metodologias busquem construir um contrafactual como função de variáveis observáveis, elas possuem diferenças importantes. Dentre essas diferenças está a possibilidade de se realizar testes de hipótese com a metodologia ArCo, ao contrário dos métodos de CS.

Com base nos trabalhos de Oliveira et al. (2020) e Fonseca et al. (2018), a metodologia ArCo pode ser descrita da seguinte forma. Suponha que haja  $n$  unidades (neste caso, índices de diversas bolsas de valores) indexadas por  $i = 1, \dots, n$ . Para cada unidade e período de tempo  $t = 1, \dots, T$ , são observadas  $q$  variáveis (retorno e volatilidade, neste estudo), com séries estacionárias, e representadas por  $\mathbf{y}_{it} = (y_{it}^1, \dots, y_{it}^q)'$ . Assumimos que somente a unidade  $i = 1$  (neste caso, o retorno e volatilidade do índice IBOVESPA e o *spread* de CDS Brasileiro) é afetada pela intervenção (“Joesley day”) no período  $T_0$ , e que as demais unidades não o são. Considera-se que a *dummy*  $D_t$  assume o valor 1 se a unidade está sob tratamento (a divulgação das gravações já ocorreu) e o valor 0, caso contrário. Assim, as variáveis observadas da unidade 1 podem ser escritas da seguinte forma:

$$\mathbf{y}_{1t} = D_t \mathbf{y}_{1t}^{(1)} + (1 - D_t) \mathbf{y}_{1t}^{(0)} \quad (1)$$

onde  $\mathbf{y}_{1t}^{(1)}$  é o resultado da unidade 1 quando exposta à intervenção e  $\mathbf{y}_{1t}^{(0)}$  será o contrafactual da unidade tratada, ou seja, o que aconteceria na ausência da intervenção no período pós-intervenção ( $t = T_0, \dots, T$ ). Desse modo, a intervenção pode ser definida como:

$$\mathbf{y}_{1t}^{(1)} = \begin{cases} \mathbf{y}_{1t}^{(0)}, & t = 1, \dots, T_0 - 1 \\ \boldsymbol{\delta}_t + \mathbf{y}_{1t}^{(0)}, & t = T_0, \dots, T \end{cases} \quad (2)$$

onde  $\boldsymbol{\delta}_t = \mathbf{y}_{1t}^{(1)} - \mathbf{y}_{1t}^{(0)}$  é o efeito da intervenção sobre a unidade 1 no período  $t$ . O objetivo do método, portanto, é testar se a intervenção teve efeito sobre a unidade 1.

Na primeira etapa do ArCo, assume-se que o contrafactual pode ser estimado por meio de uma regressão linear em que as variáveis da unidade tratada (retorno e volatilidade do IBOVESPA e o *spread* de CDS Brasileiro) dependem das variáveis das unidades não tratadas (retorno e volatilidade dos índices de mercados acionários internacionais e *spreads* de CDS do *peer group* selecionado), mais uma variável de erro. Considerando-se que  $\mathbf{X}_t$  agrupa todas as variáveis observadas das unidades não tratadas no período corrente e passado e que  $\boldsymbol{\theta}$  representa os respectivos parâmetros, o modelo da primeira etapa é dado por:

$$\mathbf{y}_{1t}^{(0)} = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\theta} + \mathbf{v}_t \quad (3)$$

onde  $\boldsymbol{v}_t$  é um termo de erro com  $E(\boldsymbol{v}_t) = 0$ . O modelo é estimado por meio dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e pelo *Least Absolute Shrinkage and Selection Operator* (LASSO) usando a amostra pré-intervenção ( $t = 1, \dots, T_0 - 1$ ). A aplicação desses dois métodos deve fornecer algum grau de robustez aos resultados encontrados, com OLS fornecendo um resultado base que pode ser, ou não, corroborado pelo LASSO. Quanto a esse último método, o coeficiente  $\boldsymbol{\theta}$  é estimado com base na equação abaixo:

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}} = \operatorname{argmin} \left\{ \sum_{t=1}^{T_0-1} \left( \mathbf{y}_{1t}^{(0)} - \mathbf{X}_t \boldsymbol{\theta} \right)^2 + \varsigma \|\boldsymbol{\theta}\|_1 \right\} \quad (4)$$

onde  $\varsigma > 0$  é um parâmetro de regularização escolhido com base no critério de informação BIC e  $\|\cdot\|_1$  denota a norma  $\ell_1$ . A estimação pelo LASSO é vantajosa neste caso, pois ele seleciona os regressores relevantes para criar-se o *peer group* de forma automática, evitando o problema de *overfitting*.

Na segunda etapa do Arco, ao extrapolar o modelo estimado usando a amostra pós-intervenção ( $t = T_0, \dots, T$ ), obtém-se o contrafactual  $\widehat{\mathbf{y}}_{1t}^{(0)} = \mathbf{X}_t \widehat{\boldsymbol{\theta}}$  e o estimador do EMT, dado por:

$$\widehat{\boldsymbol{\Delta}}_T = \frac{1}{T - (T_0 - 1)} \sum_{t=T_0}^T \widehat{\boldsymbol{\delta}}_t \quad (5)$$

onde  $\widehat{\boldsymbol{\delta}} = \mathbf{y}_{1t} - \widehat{\mathbf{y}}_{1t}^{(0)}$ . A partir deste estimador, é possível testar se a intervenção teve ou não efeito significante sobre a unidade tratada, aplicando-se um teste de hipóteses. Carvalho et al. (2018) provam a normalidade assintótica de  $\widehat{\boldsymbol{\Delta}}_T$  e mostram como estimar de forma consistente a sua matriz de covariância  $\boldsymbol{\Omega}_T$ , propondo um intervalo de confiança dado por:

$$\mathbb{C}_{j,\alpha} = \left[ \widehat{\boldsymbol{\Delta}}_{j,T} \pm \frac{\widehat{w}_j}{\sqrt{T}} \varphi^{-1} \left( 1 - \frac{\alpha}{2} \right) \right] \quad (6)$$

para um nível de significância  $\alpha$  e para cada  $j = 1, \dots, q$ , onde  $\widehat{w}_j = \sqrt{\Omega_{jj}}$  e  $\varphi^{-1}(\cdot)$  é a função quantílica da distribuição normal padrão. Para facilitar a análise, nesse trabalho considera-se uma matriz de covariância assumindo que os erros são independentes e identicamente distribuídos. O modelo então testará a seguinte hipótese:

$$\mathbf{H0}: \widehat{\boldsymbol{\Delta}}_T = 0, \mathbf{H1}: \widehat{\boldsymbol{\Delta}}_T \neq 0 \quad (7)$$

Em resumo, na primeira etapa, os dados pré-intervenção da unidade tratada e das unidades não tratadas são usados para estimar um modelo de regressão linear. Na segunda etapa, o contrafactual é construído a partir da extração do modelo estimado, tendo como base os dados do período pós-intervenção. Sendo assim, o EMT é obtido como a média da diferença entre os valores observados ( $y_{1t}$ ) e o contrafactual ( $\hat{y}_{1t}^{(0)}$ ) no período pós-intervenção.

#### 4. Descrição dos dados e análise

Os dados de retorno diários das bolsas de valores, considerando preços de fechamento e os *spreads* dos CDS de 5 anos, foram obtidos na base de dados da *Bloomberg*, com a data de início da série no dia 01/07/2016 e a data final, 30/06/2017. O intervalo dos dados compreende 365 dias corridos, porém foram considerados para análise apenas os dias de semana, incluindo feriados<sup>10</sup>, obtendo-se uma amostra final de 261 observações. Desse total, 228 dias compreendem o período pré-intervenção, sendo o dia 229 o dia do evento, e diferentes intervalos para o período pós-intervenção serão analisados, sendo esses de 32 dias, 5 dias e 1 dia. Portanto, o número de observações é suficiente para satisfazer as dimensões exigidas pelo método ArCo.

A Tabela 2 abaixo apresenta os índices de bolsas de valores internacionais para a construção do contrafactual do IBOVESPA<sup>11</sup>. Os índices selecionados para a construção do IBOVESPA contrafactual foram escolhidos com base em dois critérios: 1) relevância para o mercado internacional, e 2) características econômicas semelhantes ao mercado brasileiro. Portanto, esses índices servem como um *peer group* razoável para comparação. As Tabelas 8 e 9 no Apêndice apresentam as estatísticas descritivas das séries de retorno e volatilidade e da série de prêmio dos CDS, respectivamente, de todas as unidades dos *peer groups* utilizados para a construção das séries contrafutais, além do índice IBOVESPA e do *spread* do CDS Brasil.

---

<sup>10</sup> Foi pressuposto que o retorno do índice da bolsa é igual a zero nos dias considerados feriados no Brasil e nos países cujos índices foram utilizados na construção do contrafactual. No caso do CDS, os valores dos *spreads* foram mantidos iguais ao do dia anterior em que houve negociação.

<sup>11</sup> Apesar de a Argentina ser um importante parceiro comercial do Brasil e o seu índice da bolsa de valores (MERVAL) ser passível de entrar na cesta de variáveis selecionadas para construção do contrafactual, ele foi retirado da amostra de variáveis. Essa escolha se deu uma vez que o índice Merval apresentou extrema volatilidade no período considerado.

**Tabela 2.** Índices de bolsas de valores internacionais para a construção do IBOVESPA contrafactual

Índice	País	Índice	País
IMOEX Index	Rússia	COLCAP	Colômbia
BSE500 Index	Índia	SPBLPGPT INDEX	Peru
SHCOMP Index	China	DAX Index	Alemanha
Jalsh Index	África do Sul	TPX Index	Japão
BCOM Index	Índice de Commodities	UKX (FTSE100) Index	Inglaterra
NYA Index	Estados Unidos	AS30 Index	Austrália
SPTSX Index	Canadá	NKY Index	Japão
Kospi Index	Coréia do Sul	FTSE MIB	Itália
NDX Index	Estados Unidos	PSI20 Index	Portugal
DJI Index	Estados Unidos	CAC Index	França
JCI Index	Indonésia	IBEX Index	Espanha
SPX Index	Estados Unidos	XU100 Index	Turquia
MEXBOL Index	México		

Elaborado pelo próprio autor.

O índice que apresentou o maior log-retorno médio no período foi o XU100 da Turquia, com 0,11%, sendo que o log-retorno máximo verificado num único dia foi de 6,51% do índice japonês NKY, enquanto que o log-retorno mínimo foi de -9,21% do índice IBOVESPA. No que diz respeito à volatilidade estimada por GARCH, o índice IBOVESPA apresentou a maior volatilidade média no período considerado, de 1,37%. A maior volatilidade observada num único dia foi de 3,02% do índice NKY, e o mínimo de apenas 0,45%, do índice americano DJI. A matriz de correlação entre os dados de log-retornos foi incluída na Tabela 14 do apêndice.

As séries de retorno foram transformadas em log-retorno. Assumindo que a média dos retornos é igual a zero ( $E(r) = 0$ ), a primeira série de volatilidade que será analisada foi construída utilizando o método *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH)<sup>12</sup>. Para estimar a série de volatilidade GARCH, precisase de uma estimativa da variância (foi utilizada a variância amostral na janela de tempo do estudo) no ponto inicial da série, estimar os parâmetros e aplicar a sua fórmula para os demais dias. A ideia principal é que as observações mais recentes no tempo devem possuir um peso maior do que as observações mais antigas, uma vez que a influência de eventos remotos tende a se dissipar ao longo do tempo e que há uma taxa de variância

<sup>12</sup> A escolha pelo método GARCH está na sua ampla utilização no mercado financeiro como forma de estimação da volatilidade.

média de longo prazo persistente. Desse modo, a série de volatilidade é construída a partir da seguinte equação:

$$\sigma_t^2 = \gamma V_L + \alpha r_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (8)$$

onde  $\gamma$  é o peso da taxa de variância média de longo prazo,  $\alpha$  é o peso da taxa de retorno ao quadrado e  $\beta$  o peso da variância. Primeiro estima-se  $\omega$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$  e então calcula-se  $\gamma$  a partir de  $1 - \beta - \alpha$ . A variância de longo prazo  $V_L$ , pode ser calculada por  $\omega/\gamma$ . A Tabela 13 no apêndice apresenta os coeficientes estimados.

A segunda série de volatilidade utilizada é o retorno ao quadrado do próprio dia ( $r_t^2$ ). A razão de escolhermos também essa medida é a utilização de uma volatilidade que não fornece nenhum peso para as observações anteriores (o peso está todo na observação do próprio dia em questão). Para este fim, poderíamos ter utilizado a volatilidade implícita, que a princípio pode mudar repentinamente com um choque sem observar os dias anteriores, mas, infelizmente, não há dados para todos os mercados escolhidos.

De modo a atender ao critério de estacionariedade, todas as séries de retorno foram submetidas aos testes de raiz unitária ADF e KPSS (ver Tabelas 11 e 12 no Apêndice). Conforme esperado, todas as séries de índices de retorno são estacionárias.

A Tabela 3 abaixo apresenta os coeficientes estimados pelos métodos OLS e LASSO, ao longo da janela de 228 dias pré tratamento, para os índices das bolsas estrangeiras na construção das séries de retorno e volatilidade GARCH contrafactual. É importante notar que nem todos os índices da amostra são levados em consideração pelo método LASSO, uma vez que esse método força para que apenas as variáveis mais relevantes sejam utilizadas na construção dos contrafactuals, atribuindo peso zero para os índices irrelevantes em explicar o índice IBOVESPA. Nesse sentido, os índices selecionados para a construção do contrafactual do retorno foram BCOM, NYA, SPTSX, NDX, MEXBOL, SPBLPGPT, UKX, XU100 e COLCAP. Por outro lado, os índices selecionados para construção do contrafactual da volatilidade foram IMOEX, BSE500, Jalsh, BCOM, Kospi, NDX, DAX, AS30, FTSE MIB, CAC, IBEX, XU100 e COLCAP.

**Tabela 3.** Coeficientes estimados na construção das séries de retorno e volatilidade dos métodos de estimação utilizados para construir os contrafactuals, OLS e LASSO , na janela de 228 dias pré tratamento

Coeficiente estimado	Método de estimação			
	OLS		LASSO	
	Retorno	Volatilidade	Retorno	Volatilidade
Intercepto	0,0001	0,0020	0,0003	0,0040
IMOEX	-0,0732	0,1984	0,0000	0,1020
BSE500	0,1415	-0,0158	0,0000	0,0595
SHCOMP	-0,0434	-0,0144	0,0000	0,0000
Jalsh	-0,1413	0,0249	0,0000	0,0789
BCOM	0,1649	0,1787	0,2223	0,2093
NYA	2,3566	-0,2220	0,0426	0,0000
SPTSX	0,2902	-0,1092	0,3378	0,0000
Kospi	0,1233	0,2437	0,0000	0,0769
NDX	1,3399	0,5569	0,4211	0,3922
DJI	0,2000	-0,1811	0,0000	0,0000
JCI	-0,0760	0,0320	0,0000	0,0000
SPX	-3,1714	0,1229	0,0000	0,0000
MEXBOL	0,1899	0,1559	0,2586	0,0943
SPBLPGPT	0,2180	0,1636	0,1147	0,0000
DAX	-0,2263	-0,0928	0,0000	-0,2818
TPX	0,1159	0,0406	0,0000	0,0000
UKX	0,3361	0,1828	0,0547	0,0000
AS30	-0,1870	0,2524	0,0000	0,3130
NKY	-0,0791	-0,1209	0,0000	0,0000
FTSE MIB	-0,0338	0,3374	0,0000	0,2265
PSI20	0,1065	0,0224	0,0000	0,0000
CAC	-0,0454	-0,2314	0,0000	-0,0809
IBEX	-0,1647	-0,3105	0,0000	-0,1334
XU100	0,0759	-0,0601	0,0228	-0,0453
COLCAP	0,1823	0,2708	0,1538	0,1982

Elaborado pelo próprio autor.

Ao analisar a tabela 3 dos coeficientes estimados, se observa alguns fatos interessantes: **(i)** em ambos os modelos, tanto para o log-retorno como para a volatilidade, existe um valor de intercepto positivo; **(ii)** o coeficiente da variável de log-retorno do SPX estimado pelo modelo OLS é o maior em módulo (-3,17) quando comparado aos demais coeficientes da regressão. Porém, no modelo LASSO, o mesmo coeficiente é considerado irrelevante para a reprodução do contrafactual e recebe o valor de 0; **(iii)** ao contrário do fenômeno observado no item ii, o coeficiente da variável de volatilidade do NDX estimado pelo modelo OLS é o maior em valor absoluto (0,5569) e continua sendo o maior coeficiente no modelo LASSO; **(iv)** os coeficientes das variáveis de log-retorno selecionadas pelo modelo LASSO são todos positivos – fato a

partir do qual podemos interpretar que um aumento de 1% nos índices selecionados implica em um aumento do IBOVESPA em  $\beta\%$ .

A Tabela 4 abaixo apresenta os *spreads* de CDS dos países dos quais foi possível se extrair uma amostra, levando em consideração o mesmo critério de seleção dos índices de bolsas internacionais, para a construção do contrafactual do CDS Brasil. A Tabela 10 no Apêndice apresentam as estatísticas descritivas das séries de prêmios dos CDS de todas as unidades dos *peer groups* utilizados para a construção das séries contrafactuals e do *spread* do CDS Brasil.

**Tabela 4** - Spreads de CDS internacionais utilizados para a construção do CDS Brasil contrafactual

Ticker	País	Ticker	País
CRUSS1U5 CBIN Curncy	Rússia	CPGB1U5 HELC Curncy	Portugal
CCHIN1U5 CBIN Curncy	China	CTURK1U5 CBIN Curncy	Turquia
CSOAF1U5 CBIN Curncy	África do Sul	CINO1U5 CBIN Curncy	Indonésia
CKREA1U5 CBIN Curncy	Coréia do Sul	CPERU1U5 CBIN Curncy	Peru
CDBR1U5 CBIN Curncy	Alemanha	CMEX1U5 CBIN Curncy	México
CFRTR1U5 CBIN Curncy	França	CCHIL1U5 CBIN Curncy	Chile
CITLY1U5 HELC Curncy	Itália	CCOL1U5 CBIN Curncy	Colômbia
CSPA1U5 HELC Curncy	Espanha		

Elaborado pelo próprio autor.

O país que apresentou a maior média no *spread* de CDS no período foi o Brasil, com 257,38 pontos base, sendo que o *spread* máximo verificado num único dia foi de 322,50 pontos base em Portugal, enquanto o *spread* mínimo foi de 13,62 pontos base, na Alemanha.

A Tabela 5 apresenta os coeficientes estimados pelos métodos OLS e LASSO para os *spreads* de CDS estrangeiros na construção das séries do CDS Brasil contrafactual ao longo da janela pré tratamento de 228 dias. Os *spreads* de CDS retirados do modelo pelo método LASSO foram Alemanha, México e Chile e o restante das 12 séries foram selecionados para a construção do controle sintético.

**Tabela 5** - Coeficientes estimados na construção da série contrafactual de spread do CDS Brasil via os métodos de estimação, OLS e LASSO, na janela de 228 dias pré tratamento

Coeficiente estimado	Método de estimação	
	OLS	LASSO
Intercepto	18,4717	11,5413
CDS_Rússia	0,2618	0,1940
CDS_China	-0,6740	-0,4119
CDS_Africa do Sul	0,0021	0,0549
CDS_Coreia do Sul	-1,2677	-1,0357
CDS_Alemanha	-0,0703	0,0000
CDS_França	-0,2676	-0,1835
CDS_Itália	0,1034	0,0728
CDS_Espanha	0,1377	0,1187
CDS_Portugal	-0,0107	-0,0124
CDS_Turquia	0,0373	0,0589
CDS_Indonésia	1,2862	1,0618
CDS_Peru	0,8293	0,7388
CDS_México	0,0667	0,0000
CDS_Chile	-0,0788	0,0000
CDS_Colômbia	0,0657	0,1525

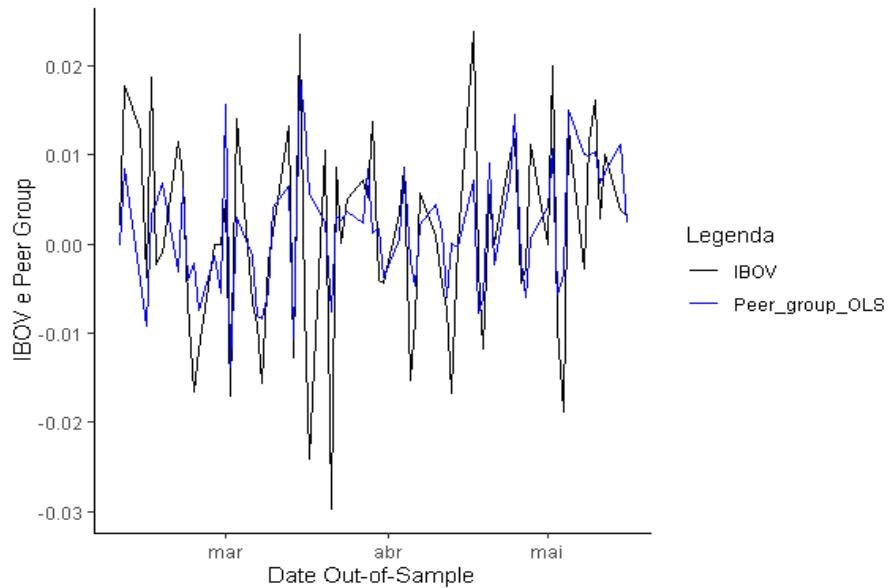
Para selecionar o melhor modelo entre os dois métodos de estimação, OLS e LASSO, foi usado o critério de menor Erro Quadrático Médio (EQM). Para esse fim, foi calculado o EQM de ambos os métodos de estimação para as séries de retorno do IBOVESPA e do *spread* do CDS Brasil, anteriores ao dia do evento. Para isso, a janela pré-evento, de 228 dias, foi repartida em duas partes: *in-sample* e *out-of-sample* com uma razão 70/30, respectivamente, resultando numa amostra de 159 e 69. Os novos parâmetros foram estimados dentro da janela *in-sample* e depois extrapolados aos novos dados da janela *out-of-sample*. A Tabela 6 abaixo apresenta os EQM dos dois métodos de estimação.

**Tabela 6** - Erro Quadrático Médio dos métodos de estimação, OLS e LASSO, extrapolados para a janela *out-of-sample*

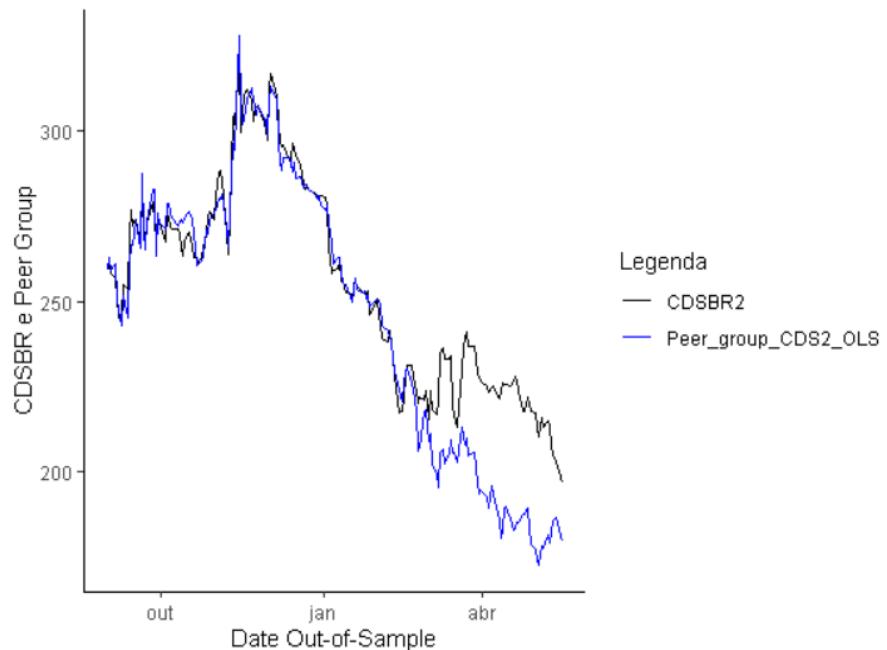
	OLS	LASSO
EQM_Retorno	8,25E-05	8,99E-05
EQM_CDS	499,08	506,48

Como se pode observar, em ambas as séries o EQM é menor via o método OLS. Portanto, esse método foi utilizado para construir o contrafactual das unidades tratadas. As Figuras 5 e 6, a seguir, mostram a aderência do controle sintético as unidades tratadas do retorno do IBOVESPA e do *spread* do CDS Brasil, via OLS dentro da janela *out-of-sample*. Como as séries de volatilidades estimadas com GARCH são construídas a partir da série de retorno, foi assumido que a estimação do menor EQM para a série de retorno (o OLS) seria utilizada para as séries de volatilidade.

**Figura 5 - Aderência do controle sintético do retorno do IBOVESPA**



**Figura 6 - Aderência do controle sintético do spread do CDS Brasil**



## 5. Resultados

As Figuras 7, 8, 9 e 10 abaixo apresentam os resultados encontrados quanto ao impacto do “Joesley day” sobre o retorno e a volatilidade do índice IBOVESPA e sobre o CDS Brasil. Serão apresentados apenas os gráficos com o período pós intervenção de 32 dias, pois não há diferença entre esse gráfico e das outras janelas de 5 dias e 1 dia (apenas ocorre uma redução da região à direita). Os impactos são investigados observando-se o efeito médio no tratamento (EMT) estimado por meio do método OLS. Desse modo, a Tabela 7 apresenta o EMT estimado para todas as janelas consideradas na análise, bem como o seu *p-valor* associado ao teste de hipótese descrito na Seção 3.1.

Como pode ser observado, não existe diferença significativa entre o retorno observado e o retorno contrafactual nas três janelas consideradas. De fato, embora o EMT sobre o retorno do IBOVESPA tenha obtido o sinal negativo esperado, os seus *p-valor* (ver tabela 7) são relativamente altos, o que nos leva a não rejeitar a hipótese nula de que o “Joesley day” não teve impacto significativo. A partir de uma visão próxima à da HME, pode-se teorizar que como a série de retorno flutua em torno da média zero, no dia seguinte ( $d+1$ ) ao fato relevante o mercado precisará as novas informações, implicando em um deslocamento da média, porém em  $d+2$ , a série retorna para sua média em torno do zero.

**Tabela 7.** Estimação do EMT sobre o retorno, volatilidade do IBOVESPA e sobre o CDS.

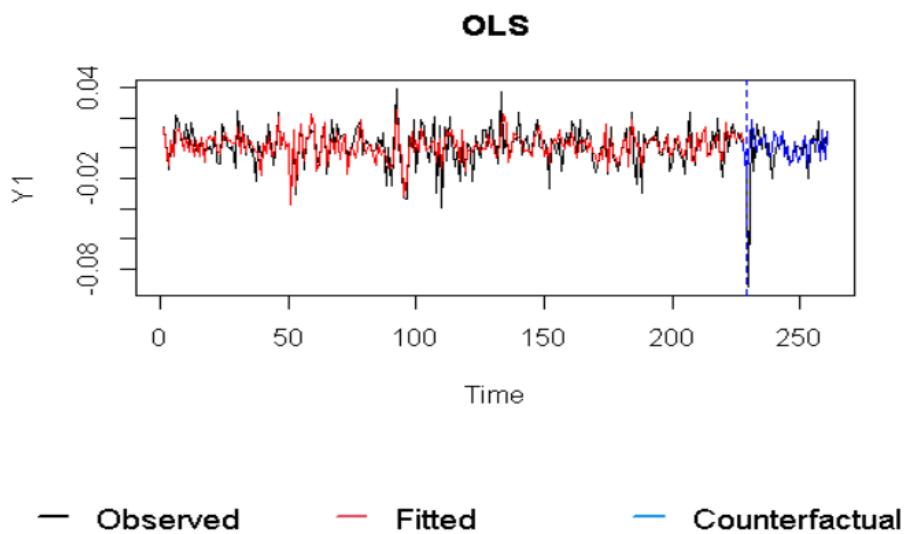
Janela	Retorno			CDS		
	32 dias	5 dias	1 dia	32 dias	5 dias	1 dia
EMT Estimado	-0,0033	-0,0147	-0,0426	33,0790	31,5655	6,2169
P-Valor	(0,2866)	(0,3739)	(0,4774)	(0)	(0,0007)	(0,7936)

Janela	Volatilidade GARCH			Volatilidade Ret <sup>2</sup>		
	32 dias	5 dias	1 dia	32 dias	5 dias	1 dia
EMT Estimado	0,0026	0,0064	-0,0013	0,0013	0,0156	-0,0408
P-Valor	(0,0007)	(0,0169)	(0,0527)	(0,6436)	(0,3010)	(0,5050)

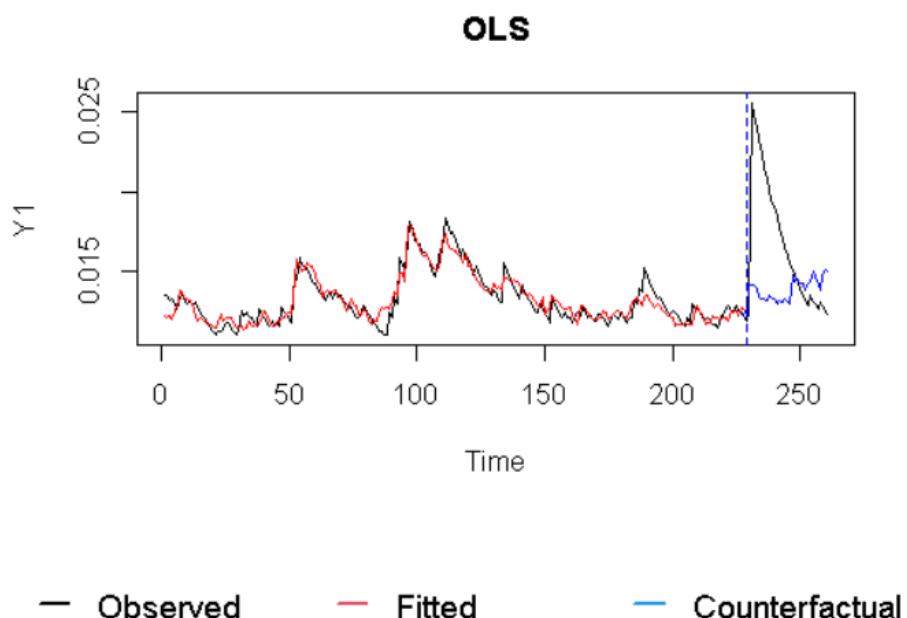
Elaborado pelo próprio autor.

**Figura 7.** Efeito Médio de Tratamento sobre o retorno do IBOVESPA



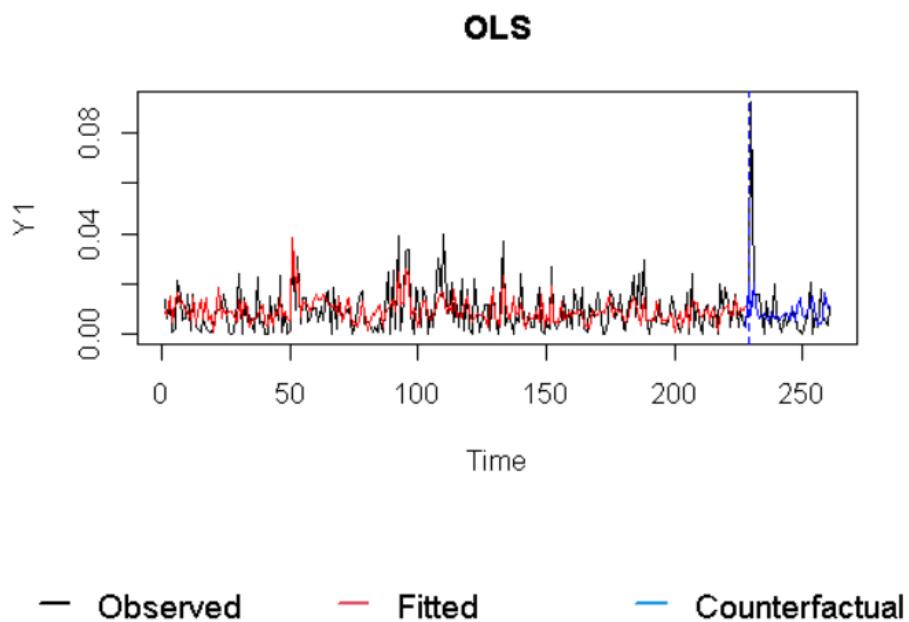
Quanto ao impacto sobre a volatilidade do IBOVESPA estimada por GARCH, a Figura 8 indica um aumento de volatilidade nos 20 dias seguintes à divulgação da gravação de conversas entre o empresário e o então presidente Michel Temer. A Tabela 7 corrobora tal conclusão, uma vez que os p-valores encontrados associados ao EMT nos levam a rejeitar a hipótese nula de não significância estatística do “Joesley day” sobre a volatilidade. Nesse sentido, o EMT estimado ficou em torno de 0,26% se considerarmos a janela de 32 dias, 0,64% considerando a janela de 5 dias e 0,13% dentro da janela de 1 dia.

**Figura 8.** Efeito Médio de Tratamento sobre a volatilidade estimada por GARCH do IBOVESPA



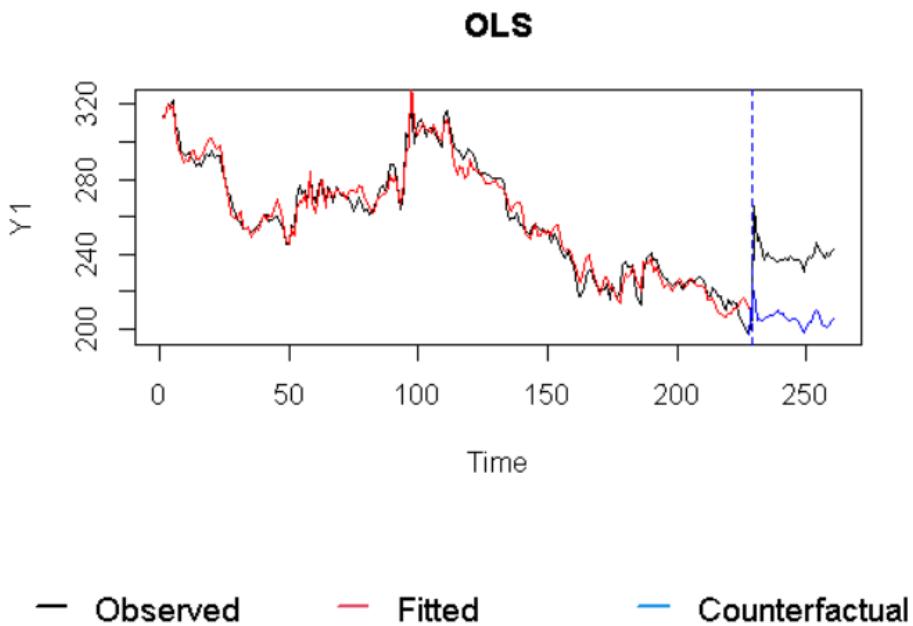
Quanto ao impacto sobre a volatilidade estimada como retorno ao quadrado do dia, a Figura 9 mostra um resultado semelhante ao visto na série de retorno anteriormente, implicando em um deslocamento da média em  $d+1$ , porém em  $d+2$ , a série retorna para sua média. Conforme esperado, a Tabela 7 corrobora tal conclusão com p-valores associados altos, não rejeitando a hipótese nula em todas as janelas.

**Figura 9** - Efeito Médio de Tratamento sobre a volatilidade estimada pelo retorno ao quadrado ( $r_t^2$ ) do IBOVESPA



A Figura 10 mostra o impacto do “Joesley Day” sobre o *spread* do CDS Brasil e percebe-se que há uma nítida mudança de patamar da média do *spread* frente ao seu contrafactual. A Tabela 4 corrobora tal conclusão, uma vez que os p-valores encontrados associados ao EMT nos levam a rejeitar a hipótese nula de que o “Joesley day” não tem efeito sobre o *spread* do CDS nas janelas de 32 e 5 dias. Nesse sentido, o EMT estimado ficou em torno 33,07 se consideramos a janela de 32 dias e 31,56 considerando a janela de 5 dias. Se observamos o resultado dentro da janela de 1 dia após o dia do evento, não podemos rejeitar a hipótese nula.

**Figura 10** - Efeito Médio de Tratamento sobre CDS Brasil



## Conclusão

A divulgação de conversas entre o empresário Joesley Batista e o então presidente Michel Temer, indicando a possibilidade de crimes de corrupção por parte do chefe do Executivo, provocou grandes repercussões negativas no cenário político e econômico. No dia seguinte à divulgação, em questão, o mercado acionário apresentou forte queda, o que foi interpretado como um aumento no nível incerteza do mercado quanto à condução de diversas reformas econômicas, dentre elas a reforma da previdência.

De modo a investigar o impacto do que ficou conhecido como “Joesley day” sobre o retorno e a volatilidade do IBOVESPA e sobre o *spread* do CDS Brasil, esse estudo propôs uma análise a partir da metodologia ArCo, desenvolvida por Carvalho et al. (2018). Para tanto, foram aplicados estimadores de controle sintético com base em dados em painel de alta dimensão, no período entre 2016 a 2017. Nesse sentido, as séries de retorno, volatilidade e CDS contrafactuais foram estimadas com os métodos OLS e LASSO, para que em seguida fosse examinado se houve efeito “Joesley day” sobre o retorno e a volatilidade do índice IBOVESPA e sobre o *spread* do CDS Brasil.

As evidências encontradas sugerem um aumento significativo da volatilidade do IBOVESPA, estimada via GARCH, após a divulgação das gravações, que perdurou durante 20 dias. O efeito médio de tratamento (EMT) ficou na ordem de 0,26% utilizando o período pós intervenção de 32 dias, 0,64% considerando a janela de 5 dias e

0,13% dentro da janela de 1 dia, provocando um aumento médio de volatilidade de 19%, na janela de 32 dias, se comparado ao período anterior ao “Joesley day”. Os resultados encontrados através da utilização da estimação dos contrafactuals via OLS foram robustos. Por outro lado, não foi encontrado impacto significativo se a volatilidade for estimada como retorno ao quadrado do dia ( $r_t^2$ ) em nenhuma janela analisada.

Também não foram encontrados resultados significativos em favor de uma queda do retorno do IBOVESPA após o “Joesley day” em nenhuma das três janelas analisadas. Esses resultados embasam a Hipótese de Mercado Eficiente (HME), ao não indicarem uma redução significativa do retorno do IBOVESPA frente ao aumento da incerteza em relação às consequências do “Joesley day”.

Por fim, ao analisar o impacto do evento sobre o *spread* do CDS Brasil percebe-se que houve uma nítida mudança de patamar da média do *spread* frente ao seu contrafactual nas janelas de 32 e 5 dias. Nesse sentido, o EMT estimado ficou em torno 33,07 e 31,56, respectivamente. Pode-se concluir que o “Joesley Day” trouxe um choque de pessimismo ao mercado de títulos soberanos elevando o custo de proteção contra um evento de crédito no país.

## Referências

- Ababie, A., Diamond, A., Hainmuller, J. (2010). Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493-505.
- Abadie, A., Gardeazabal, J. (2003). The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. *American Economic Review*, 93(1), 112-132.
- Bondt, W., Thaler, R. (1985). Does the Stock Market Overreact?. *Journal of Finance*, 40(3), 793-805.
- Bremmer, I. (2005). Managing risk in na unstable world. *Harvard Business Review*, 83(6), 51-4.
- Carvalho, C., Masini, R., Medeiros, M. (2018). ArCo: An artificial counterfactual approach for high-dimensional panel time-series data. *Journal of Econometrics*, 207(2), 352-380.
- Carvalho, L., Malaquias, R., Ribeiro, K. (2009). Reação dos preços das ações de companhias que compõem o IGC à divulgação das ITRS e IANs. *FACEF Pesquisa*, 12(3), 334-348.
- Chamon, M., Garcia M., Souza L. (2015). FX interventions in Brazil: a synthetic control approach. Texto para discussão No. 630.
- Chan, Y., Wei, J. (1996). Political risk and stock price volatility: The case of Hong Kong. *Pacific-Basin Finance Journal*, 4(2-3), 259-275.
- de Oliveira, V., Holland, M., Sampaio, J. (2020). A nova Lei das Estatais afetou as empresas estatais listadas na bolsa? *Brazilian Review of Finance*, 18(1), 22-38.
- Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory end Empirical Work. *Journal of Finance*, 25(2), 383-417
- Fama, E. (1991). Efficient Capital Markets: II. *Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617.
- Fama, E., French, K. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Folha de São Paulo. (2013). ‘Protesto em São Paulo é o maior desde manifestação contra Collor’. 6 de junho. Disponível em: <<https://www1.folha.uol.com.br/cotidiano/2013/06/1296834-protesto-em-sao-paulo-e-o-maior-desde-manifestacao-contra-collor.shtml>> [acesso em 12 de outubro de 2020].
- Fonseca, Y., Masini, R., Medeiros, M., Vasconcelos, G. (2018). ArCo: An R package to Estimate Artificial Counterfactuals. *The R Journal*, 10(1), 91-108.

- Forti, C., Peixoto, F., Santiago, W. (2009). Hipótese da eficiência de mercado: um estudo exploratório no mercado de capitais brasileiro. *Gestão & Regionalidade*, 25(75), 45-56.
- Giambiagi, F., Pinto, F., Rothmuller, L. (2018). Reforma previdenciária em 2019 – Elementos para uma tomada de decisão.
- Globo.com. 2014. Eleições 2014: Apuração de votos para presidente. 27 de outubro. Disponível em: <<http://g1.globo.com/politica/eleicoes/2014/apuracao-votos-presidente.html>> [acesso em 10 de outubro de 2020].
- Grossi, J., Arantes, P., Vilela, E., Ribeiro, K., Carvalho, L. (2018). Brazilian ADR's traded on U.S. exchange market: Behavior of stock prices after the disclosure of corruption scandals. *Revista Espacios*, 39(26), 31-44.
- Holland, M., Málaga, T. (2018). *Previdência Social no Brasil: Propostas para uma reforma de longo prazo*. Fundação Getulio Vargas, working paper 487.
- Huberman, G., Regev, T. (2001). Contagious Speculation and a Cure for Cancer: A Nonevent that Made Stock Prices Soar. *Journal of Finance*, 56(1), 387-396.
- Hull, John C. (2016). Opções, futuros e outros derivativos – 9ª edição
- Jegadeesh, N., Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.
- Lamont, O., Thaler, R. (2003). Anomalies: The Law of One Price in Financial Markets. *Journal of Economic Perspectives*, 17(4), 191-202.
- Lau, C., Demir, E., Bilgin, M. (2013). Experience-based corporate corruption and stock market volatility: Evidence from emerging markets. *Emerging Markets Review*, 17(C), 1-13.
- Mehra, R., Prescott, E. (1985). The Equity Premium: a Puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15(2), 145-161.
- Odean, T. (1999). Do Investors Trade Too Much? *American Economic Review*, 89(5), 1279-1298.
- Pastor, L., Veronesi, P. (2013). Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, 110(3), 520-545.
- Shiller, R. (1981). Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *American Economic Review*, 71(3), 421-436.
- Svensson, L. E. O. (1994). Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994 (Working Paper 4871). Cambridge: NBER, 1994

- Takami, M. Y. (2018). Short-Term Drivers of Sovereign CDS Spreads. Banco Central do Brasil (Working Paper 475).
- Wang, H. (2019). The causality link between political risk and stock prices. *Journal of Financial Economic Policy*, 11(3), 338-367.
- Zhang, A. (2012). An Examination of the Effects of Corruption on Financial Market Volatility. *Journal of Emerging Market Finance*, 11(3), 301-322.

## Apêndice

**Tabela 8.** Estatísticas descritivas das séries de log-retorno

Índice	IBOV	IMOEX	BSE500	SHCOMP	JALSH	BCOM	NYA	SPTSX	KOSPI	NDX	DJI	JCI	SPX
Min.	-0,0921	-0,0253	-0,0303	-0,0250	-0,0235	-0,0254	-0,0250	-0,0179	-0,0230	-0,0258	-0,0216	-0,0409	-0,0248
1st Qu.	-0,0045	-0,0050	-0,0025	-0,0030	-0,0044	-0,0045	-0,0025	-0,0023	-0,0020	-0,0022	-0,0017	-0,0030	-0,0017
Median	0,0014	0,0000	0,0004	0,0005	0,0000	0,0000	0,0004	0,0004	0,0005	0,0012	0,0000	0,0000	0,0001
Mean	0,0008	0,0002	0,0007	0,0004	0,0001	-0,0003	0,0005	0,0004	0,0008	0,0010	0,0008	0,0006	0,0006
3rd Qu.	0,0086	0,0053	0,0047	0,0037	0,0047	0,0043	0,0035	0,0037	0,0040	0,0043	0,0032	0,0040	0,0034
Max.	0,0391	0,0242	0,0182	0,0241	0,0222	0,0222	0,0203	0,0137	0,0227	0,0240	0,0205	0,0275	0,0220
Obs	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261
Índice	MEXBOL	SPBLPGPT	DAX	TPX	UKX	AS30	NKY	FTSE MIB	PSI20	CAC	IBEX	XU100	COLCAP
Min.	-0,0468	-0,0183	-0,0222	-0,0468	-0,0249	-0,0223	-0,0551	-0,0299	-0,0283	-0,0189	-0,0281	-0,0735	-0,0263
1st Qu.	-0,0038	-0,0038	-0,0034	-0,0030	-0,0029	-0,0030	-0,0035	-0,0053	-0,0043	-0,0037	-0,0038	-0,0045	-0,0024
Median	0,0003	0,0005	0,0007	0,0005	0,0005	0,0007	0,0001	0,0008	0,0005	0,0000	0,0004	0,0005	0,0000
Mean	0,0004	0,0006	0,0009	0,0011	0,0006	0,0005	0,0010	0,0010	0,0007	0,0008	0,0011	0,0011	0,0005
3rd Qu.	0,0054	0,0047	0,0046	0,0060	0,0039	0,0046	0,0060	0,0066	0,0048	0,0049	0,0070	0,0068	0,0044
Max.	0,0286	0,0220	0,0332	0,0562	0,0218	0,0321	0,0651	0,0513	0,0273	0,0409	0,0369	0,0407	0,0157
Obs	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261

**Tabela 9.** Estatísticas descritivas das séries de volatilidade estimada por GARCH

Índice	IBOV	IMOEX	BSE500	SHCOMP	JALSH	BCOM	NYA	SPTSX	KOSPI	NDX	DJI	JCI	SPX
Min.	0,0111	0,0083	0,0063	0,0056	0,0056	0,0054	0,0051	0,0046	0,0051	0,0059	0,0045	0,0057	0,0049
1st Qu.	0,0122	0,0095	0,0070	0,0062	0,0072	0,0065	0,0056	0,0054	0,0060	0,0065	0,0050	0,0066	0,0054
Median	0,0129	0,0100	0,0077	0,0068	0,0077	0,0073	0,0060	0,0058	0,0065	0,0073	0,0054	0,0076	0,0058
Mean	0,0137	0,0101	0,0080	0,0068	0,0081	0,0074	0,0064	0,0060	0,0067	0,0076	0,0059	0,0082	0,0062
3rd Qu.	0,0144	0,0106	0,0085	0,0073	0,0089	0,0082	0,0067	0,0064	0,0071	0,0084	0,0064	0,0092	0,0065
Max.	0,0255	0,0123	0,0137	0,0093	0,0113	0,0098	0,0120	0,0083	0,0104	0,0117	0,0108	0,0180	0,0117
Obs	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261
Índice	MEXBOL	SPBLPGPT	DAX	TPX	UKX	AS30	NKY	FTSE MIB	PSI20	CAC	IBEX	XU100	COLCAP
Min.	0,0057	0,0063	0,0066	0,0073	0,0053	0,0054	0,0079	0,0099	0,0078	0,0065	0,0082	0,0099	0,0054
1st Qu.	0,0069	0,0072	0,0078	0,0086	0,0061	0,0062	0,0093	0,0115	0,0088	0,0078	0,0093	0,0108	0,0062
Median	0,0076	0,0078	0,0087	0,0097	0,0067	0,0066	0,0103	0,0126	0,0096	0,0088	0,0104	0,0115	0,0066
Mean	0,0080	0,0080	0,0088	0,0102	0,0070	0,0069	0,0110	0,0130	0,0099	0,0090	0,0105	0,0123	0,0070
3rd Qu.	0,0083	0,0087	0,0097	0,0108	0,0080	0,0074	0,0114	0,0140	0,0108	0,0098	0,0115	0,0126	0,0076
Max.	0,0171	0,0110	0,0127	0,0267	0,0109	0,0125	0,0302	0,0194	0,0145	0,0163	0,0150	0,0258	0,0121
Obs	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261	261

**Tabela 10.** Estatísticas descritivas das séries de *spread* de CDS

CDS	Brasil	Rússia	China	África do Sul	Coréia do Sul	Alemanha	França	Itália
Min.	196,87	146,98	63,93	180,27	39,33	13,62	21,76	123,25
1st Qu.	235,73	168,50	84,76	191,02	43,82	16,74	29,35	142,00
Median	255,37	208,84	104,50	225,65	46,80	18,58	34,02	159,00
Mean	257,38	198,76	98,98	224,34	47,89	18,90	37,72	158,64
3rd Qu.	280,48	231,35	111,08	254,88	51,33	21,54	40,12	174,00
Max.	322,27	241,33	125,30	280,64	60,22	25,23	70,36	201,25
Obs	261	261	261	261	261	261	261	261
CDS	Espanha	Portugal	Turquia	Indonésia	Peru	México	Chile	Colômbia
Min.	58,75	119,25	182,49	110,47	83,34	105,71	64,68	120,50
1st Qu.	73,00	211,00	234,15	128,82	99,71	130,75	72,46	135,00
Median	77,00	275,25	244,76	145,82	103,55	143,38	78,36	159,87
Mean	77,53	251,66	246,28	144,82	105,36	144,80	79,28	158,23
3rd Qu.	81,00	286,50	270,67	156,98	108,30	158,25	84,98	176,17
Max.	103,50	322,50	306,33	198,85	137,63	193,01	106,32	210,82
Obs	261	261	261	261	261	261	261	261

**Tabela 11.** Teste de raiz unitária ADF sobre as séries de log-retorno

Índice	IBOV	IMOEX	BSE500	SHCOMP	JALSH	BCOM	NYA	SPTSX	KOSPI	NDX	DJI	JCI	SPX
Equation	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T
t-stat	-10,998	-10,559	-11,260	-11,589	-13,127	-10,708	-11,302	-12,564	-12,055	-11,207	-10,544	-11,446	-11,164
10%	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573
Índice	MEXBOL	SPBLPGPT	DAX	TPX	UKX	AS30	NKY	FTSE MIB	PSI20	CAC	IBEX	XU100	COLCAP
Equation	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T
t-stat	-12,007	-11,901	-10,503	-11,550	-11,500	-12,428	-12,159	-10,988	-10,676	-10,404	-10,978	-11,737	-11,023
10%	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573	-2,573

Nota: “I/T” indica intercepto e tendência, “I” apenas intercepto, “N” sem intercepto e tendência, e “PA” passeio aleatório.

**Tabela 12.** Teste de raiz unitária KPSS sobre as séries de log-retorno

Índice	IBOV	IMOEX	BSE500	SHCOMP	JALSH	BCOM	NYA	SPTSX	KOSPI	NDX	DJI	JCI	SPX
Equation	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T
t-stat	0,206	0,404	0,135	0,121	0,051	0,064	0,043	0,245	0,288	0,091	0,069	0,074	0,051
10%	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739
Índice	MEXBOL	SPBLPGPT	DAX	TPX	UKX	AS30	NKY	FTSE MIB	PSI20	CAC	IBEX	XU100	COLCAP
Equation	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T	I/T
t-stat	0,050	0,185	0,116	0,083	0,099	0,090	0,095	0,049	0,117	0,055	0,065	0,199	0,111
10%	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739

Nota: “I/T” indica intercepto e tendência, “I” apenas intercepto, “N” sem intercepto e tendência, e “PA” passeio aleatório.

**Tabela 13.** Coeficientes estimados pelo método GARCH

	mu	omega	alpha	beta	gama	Var_med_LP
IBOV	0,0000239	0,0000078	0,0594560	0,9020155	0,0385285	0,0002037
IMOEX	0,0005761	0,0000057	0,0564855	0,9083458	0,0351687	0,0001609
BSE500	0,0006684	0,0000028	0,0706673	0,8993592	0,0299736	0,0000949
SHCOMP	0,0001749	0,0000004	0,0436867	0,9547389	0,0015744	0,0002762
JALSH	0,0005720	0,0000019	0,0743036	0,9052927	0,0204037	0,0000925
BCOM	-0,0003782	0,0000005	0,0412638	0,9533076	0,0054287	0,0000863
NYA	0,0005561	0,0000032	0,1312505	0,8357819	0,0329676	0,0000964
SPTSX	0,0004380	0,0000014	0,0893791	0,8881371	0,0224837	0,0000626
KOSPI	0,0003948	0,0000014	0,0688173	0,9124391	0,0187436	0,0000769
NDX	0,0009490	0,0000044	0,1095048	0,8505598	0,0399354	0,0001095
DJI	0,0007404	0,0000035	0,1537356	0,8000045	0,0462599	0,0000758
JCI	0,0007012	0,0000044	0,1356040	0,8311049	0,0332911	0,0001324
SPX	0,0007391	0,0000038	0,1428803	0,8127128	0,0444069	0,0000847
MEXBOL	0,0004507	0,0000022	0,0756826	0,8968945	0,0274229	0,0000786
SPBLPGPT	0,0002987	0,0000023	0,0834414	0,9005149	0,0160437	0,0001441
DAX	0,0007721	0,0000029	0,0808787	0,9004072	0,0187141	0,0001568
TPX	0,0007867	0,0000073	0,1261578	0,8303480	0,0434942	0,0001686
UKX	0,0005592	0,0000036	0,1252246	0,8371033	0,0376721	0,0000943
AS30	0,0004986	0,0000017	0,0753991	0,9024604	0,0221405	0,0000759
NKY	0,0007266	0,0000080	0,1203889	0,8394107	0,0402004	0,0001984
FTSE MIB	0,0004842	0,0000097	0,0942023	0,8700524	0,0357453	0,0002714
PSI20	0,0002634	0,0000094	0,1337962	0,8141365	0,0520674	0,0001810
CAC	0,0006958	0,0000046	0,1139415	0,8622715	0,0237870	0,0001954
IBEX	0,0005018	0,0000056	0,1010155	0,8774923	0,0214922	0,0002620
XU100	0,0009541	0,0000139	0,0961227	0,8353576	0,0685197	0,0002028
COLCAP	0,0003167	0,0000050	0,1390990	0,8017167	0,0591844	0,0000847

**Tabela 14.** Matriz de correlação entre os log-retornos do IBOVESPA e dos índices internacionais

	IBOV	IMOEX	BSE500	SHCO	JALSH	BCOM	NYA	SPTSX	KOSPI	NDX	DJI	JCI	SPX	MEX	SPBLP	DAX	TPX	UKX	AS30	NKY	FTSE	PSI20	CAC	IBEX	XU100	COLC
IBOV	<b>1,00</b>	0,17	0,21	0,05	0,12	0,34	0,46	0,46	0,07	0,39	0,36	0,09	0,42	0,46	0,37	0,25	0,07	0,34	0,02	0,04	0,23	0,30	0,29	0,28	0,22	0,34
IMOEX	0,17	<b>1,00</b>	0,21	0,11	0,42	0,18	0,28	0,31	0,25	0,14	0,26	0,14	0,23	0,14	0,34	0,34	0,18	0,32	0,18	0,18	0,27	0,25	0,36	0,32	0,15	0,22
BSE500	0,21	0,21	<b>1,00</b>	0,18	0,31	0,05	0,16	0,08	0,40	0,11	0,15	0,34	0,13	0,27	0,21	0,30	0,24	0,26	0,31	0,25	0,20	0,23	0,26	0,25	0,22	0,10
SHCOM	0,05	0,11	0,18	<b>1,00</b>	0,12	0,08	0,03	0,07	0,21	<b>0,00</b>	0,05	-0,04	0,01	0,03	0,11	0,05	0,19	0,08	0,21	0,20	-0,01	0,02	0,03	0,03	<b>0,00</b>	-0,05
JALSH	0,12	0,42	0,31	0,12	<b>1,00</b>	0,14	0,18	0,26	0,33	0,15	0,15	0,28	0,15	0,23	0,37	0,41	0,19	0,44	0,32	0,23	0,28	0,32	0,42	0,32	0,21	0,24
BCOM	0,34	0,18	0,05	0,08	0,14	<b>1,00</b>	0,35	0,40	-0,02	0,09	0,22	0,04	0,24	0,23	0,33	0,11	-0,02	0,20	-0,06	-0,03	0,16	0,19	0,17	0,15	0,12	0,28
NYA	0,46	0,28	0,16	0,03	0,18	0,35	<b>1,00</b>	0,74	0,06	0,69	0,92	0,08	0,96	0,47	0,42	<b>0,57</b>	0,11	0,45	0,12	0,09	<b>0,56</b>	0,46	<b>0,61</b>	<b>0,52</b>	0,24	0,28
SPTSX	0,46	0,31	0,08	0,07	0,26	0,40	<b>0,74</b>	<b>1,00</b>	0,07	0,52	0,61	0,12	0,67	0,39	0,47	0,41	0,16	0,39	0,12	0,13	0,44	0,39	0,47	0,45	0,21	0,37
KOSPI	0,07	0,25	0,40	0,21	0,33	-0,02	0,06	0,07	<b>1,00</b>	0,03	0,09	0,32	0,04	0,13	0,13	0,28	0,49	0,26	<b>0,51</b>	0,49	0,21	0,28	0,25	0,26	0,19	0,06
NDX	0,39	0,14	0,11	<b>0,00</b>	0,15	0,09	<b>0,69</b>	<b>0,52</b>	0,03	<b>1,00</b>	<b>0,69</b>	0,12	<b>0,83</b>	0,42	0,22	0,47	0,01	0,32	0,07	-0,01	0,38	0,30	0,44	0,39	0,20	0,13
DJI	0,36	0,26	0,15	0,05	0,15	0,22	<b>0,92</b>	<b>0,61</b>	0,09	0,69	<b>1,00</b>	0,08	<b>0,94</b>	0,36	0,36	<b>0,54</b>	0,16	0,39	0,15	0,15	0,48	0,36	<b>0,55</b>	0,41	0,22	0,17
JCI	0,09	0,14	0,34	-0,04	0,28	0,04	0,08	0,12	0,32	0,12	0,08	<b>1,00</b>	0,09	0,23	0,17	0,09	0,10	0,13	0,17	0,11	0,07	0,14	0,10	0,12	0,17	0,21
SPX	0,42	0,23	0,13	0,01	0,15	0,24	<b>0,96</b>	<b>0,67</b>	0,04	<b>0,83</b>	<b>0,94</b>	0,09	<b>1,00</b>	0,44	0,36	<b>0,55</b>	0,08	0,41	0,11	0,06	0,50	0,40	<b>0,56</b>	0,46	0,23	0,20
MEX	0,46	0,14	0,27	0,03	0,23	0,23	0,47	0,39	0,13	0,42	0,36	0,23	0,44	<b>1,00</b>	0,21	0,34	0,06	0,36	0,04	0,04	0,32	0,38	0,37	0,39	0,19	0,30
SPBLP	0,37	0,34	0,21	0,11	0,37	0,33	0,42	0,47	0,13	0,22	0,36	0,17	0,36	0,21	<b>1,00</b>	0,28	0,10	0,29	0,18	0,13	0,23	0,28	0,29	0,23	0,05	0,23
DAX	0,25	0,34	0,30	0,05	0,41	0,11	<b>0,57</b>	0,41	0,28	0,47	<b>0,54</b>	0,09	<b>0,55</b>	0,34	0,28	<b>1,00</b>	0,20	<b>0,64</b>	0,25	0,22	<b>0,73</b>	<b>0,65</b>	<b>0,89</b>	<b>0,76</b>	0,28	0,20
TPX	0,07	0,18	0,24	0,19	0,19	-0,02	0,11	0,16	0,49	0,01	0,16	0,10	0,08	0,06	0,10	0,20	<b>1,00</b>	0,17	<b>0,53</b>	<b>0,98</b>	0,16	0,21	0,19	0,18	0,15	0,04
UKX	0,34	0,32	0,26	0,08	0,44	0,20	0,45	0,39	0,26	0,32	0,39	0,13	0,41	0,36	0,29	<b>0,64</b>	0,17	<b>1,00</b>	0,24	0,17	<b>0,52</b>	<b>0,56</b>	<b>0,71</b>	<b>0,56</b>	0,29	0,27
AS30	0,02	0,18	0,31	0,21	0,32	-0,06	0,12	0,12	<b>0,51</b>	0,07	0,15	0,17	0,11	0,04	0,18	0,25	<b>0,53</b>	0,24	<b>1,00</b>	<b>0,55</b>	0,13	0,21	0,18	0,14	0,09	0,01
NKY	0,04	0,18	0,25	0,20	0,23	-0,03	0,09	0,13	0,49	-0,01	0,15	0,11	0,06	0,04	0,13	0,22	<b>0,98</b>	0,17	<b>0,55</b>	<b>1,00</b>	0,17	0,22	0,20	0,19	0,14	0,03
FTSE	0,23	0,27	0,20	-0,01	0,28	0,16	<b>0,56</b>	0,44	0,21	0,38	0,48	0,07	0,50	0,32	0,23	<b>0,73</b>	0,16	<b>0,52</b>	0,13	0,17	<b>1,00</b>	<b>0,63</b>	<b>0,80</b>	<b>0,83</b>	0,19	0,23
PSI20	0,30	0,25	0,23	0,02	0,32	0,19	0,46	0,39	0,28	0,30	0,36	0,14	0,40	0,38	0,28	<b>0,65</b>	0,21	<b>0,56</b>	0,21	0,22	<b>0,63</b>	<b>1,00</b>	<b>0,68</b>	<b>0,72</b>	0,21	0,29
CAC	0,29	0,36	0,26	0,03	0,42	0,17	<b>0,61</b>	0,47	0,25	0,44	<b>0,55</b>	0,10	<b>0,56</b>	0,37	0,29	<b>0,89</b>	0,19	<b>0,71</b>	0,18	0,20	<b>0,80</b>	<b>0,68</b>	<b>1,00</b>	<b>0,85</b>	0,31	0,25
IBEX	0,28	0,32	0,25	0,03	0,32	0,15	<b>0,52</b>	0,45	0,26	0,39	0,41	0,12	0,46	0,39	0,23	<b>0,76</b>	0,18	<b>0,56</b>	0,14	0,19	<b>0,83</b>	<b>0,72</b>	<b>0,85</b>	<b>1,00</b>	0,27	0,30
XU100	0,22	0,15	0,22	<b>0,00</b>	0,21	0,12	0,24	0,21	0,19	0,20	0,22	0,17	0,23	0,19	0,05	0,28	0,15	0,29	0,09	0,14	0,19	0,21	0,31	0,27	<b>1,00</b>	0,19
COLC	0,34	0,22	0,10	-0,05	0,24	0,28	0,28	0,37	0,06	0,13	0,17	0,21	0,20	0,30	0,23	0,20	0,04	0,27	0,01	0,03	0,23	0,29	0,25	0,30	0,19	<b>1,00</b>