

Impacto do Risco Político no desempenho das ações de empresas listadas na B3

PEDRO HENRIQUE ROCHA PINHEIRO
UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS (UFG)

DAIANA PAULA PIMENTA
UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS (UFG)

JALUZA MARIA LIMA SILVA BORSATTO
UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA (UFU)

ALETHÉIA FERREIRA DA CRUZ
UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS (UFG)

IMPACTO DO RISCO POLÍTICO NO DESEMPENHO DAS AÇÕES DE EMPRESAS LISTADAS NA B3

1. INTRODUÇÃO

O dinamismo do mercado exige que os atores econômicos sejam capazes de acompanhar as constantes alterações no ambiente político e as mudanças no mercado financeiro, além de determinar que tomem decisões rápidas e assertivas acerca da alocação de capital, sejam em investimentos que englobam operações complexas, como fusões e aquisições, ou em operações no mercado de ações (Bekaert *et al.* 1995).

Segundo Howell (2014), uma das variáveis não financeiras que influenciam as decisões das firmas e dos agentes econômicos é o risco originário do ambiente político, o qual gera uma situação de incerteza que pode afetar a maximização de um investimento. Wisniewski (2016) investigou, por meio de uma revisão da literatura, a ligação entre política e retorno das ações e comprovou alguns padrões no mercado estadunidense, onde eventos políticos importantes são precificados na distribuição dos retornos acionários, embora a tendência geral seja uma rápida recuperação do mercado quando os investidores enxergam que o evento seja único e não repetível.

Outros autores verificaram que a instabilidade política afeta os mercados de forma distinta em países desenvolvidos e em países em desenvolvimento (Wisniewski, 2016). Bekaert *et al.* (2014) constatou que nos países em desenvolvimento a instabilidade política afeta mais o desempenho do mercado, em função da menor maturidade dos mercados quando comparados aos países desenvolvidos. Hammoudeh *et al.* (2013) realizaram um estudo sobre a sensibilidade dos países do BRICS às classificações de risco e apontaram, entre todos os resultados, que a classificação de risco político é importante para alguns, como o mercado acionário Russo que é mais sensível as variações da incerteza política. Neste contexto, Erb *et al.* (1996), Diamonte *et al.* (1998) e Suleman e Randal (2016) direcionaram seus estudos para o impacto do risco político em mercados emergentes e investigaram seus efeitos sobre os retornos do mercado de capitais em detrimento dos mercados de economias desenvolvidas.

Apesar disso, verifica-se que há uma escassez de trabalhos na literatura quando se trata do mercado nacional, especialmente do mercado de ações brasileiro, que sente um clima político inconsistente desde 2012, devido a dois grandes escândalos de corrupção: o Mensalão em 2012 e a operação Lava-jato em 2014, onde funcionários da cúpula diretiva governamental foram acusados de corrupção, causando instabilidade na política nacional. Somado a esses eventos, um processo administrativo que culminou em um impeachment presidencial (Batista *et al.*, 2018).

A partir deste contexto, e considerando o atual cenário de pandemia e crise política no mercado brasileiro, explorar a sensibilidade do mercado às incertezas políticas, pode gerar contribuições importantes para a literatura e para os stakeholders das empresas de capital aberto. Nesse sentido, o presente estudo busca responder a seguinte questão: **Como o risco político pode impactar o desempenho das ações de empresas negociadas na B3?** Para responder essa questão, a pesquisa tem como objetivo investigar como o risco político pode impactar o desempenho das ações de empresas negociadas na B3, medido pelo Ibovespa.

Este trabalho busca contribuir para a literatura avaliando o impacto do risco político e dos fatores macroeconômicos no desempenho do mercado de ações brasileiro, uma vez que essa questão é pouco abordada e cada vez mais analisada pelos agentes de avaliação de risco como um componente de importante relevância para a precificação de ativos (Lehkonen; Heimonen, 2015). Além disso, este estudo torna-se relevante por considerar na análise os fatores macroeconômicos que podem influenciar o desempenho do mercado acionário sob a ótica do paradigma de risco político. Portanto, é provável que o mercado acionário sinta os

movimentos políticos, refletindo o risco no preço das ações, tornando o risco político fator relevante na tomada de decisão financeira.

O artigo está estruturado em cinco seções incluindo esta introdução. Na segunda seção apresenta-se o referencial que forneceu suporte teórico aos argumentos do estudo. Na terceira seção, discute-se o método e, na quarta, os resultados da pesquisa são apresentados. Na quinta e última seção, apresenta-se as considerações finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

As primeiras ideias sobre risco político surgiram na década de 1960 com os estudos sobre risco país. Nos anos em questão, o cenário político estava entrelaçado pelas preocupações com a Guerra Fria e a conquista da soberania política e econômica das colônias, marcando o início das descolonizações e a ocorrência de eventos como a crise congoleza (1960-1966) que poderiam afetar o cenário econômico mundial (Sottilotta, 2013).

Segundo Fägersten (2015), o risco político era uma preocupação de empresas multinacionais de economias desenvolvidas ao realizar investimentos em países emergentes, pois o fantasma da nacionalização, expropriação e confisco rondava essas nações, já que alguns governos utilizavam de tais métodos na tentativa de contornar a falta de capital. Porém, a partir do momento que empresas de países em desenvolvimento passaram a realizar investimentos em mercados considerados politicamente arriscados, o risco político passou a ser preocupação dessas nações (Satyanand, 2010).

Para Suleman e Randal (2016) o risco surge da incerteza sobre perdas em investimentos causadas por ações nascidas da prática e do poder político. Em termos gerais, o risco político refere-se à possibilidade de o mercado financeiro ser afetado negativamente pela instabilidade política, de forma que as perspectivas de investimento e crescimento econômico sejam impactadas.

Neste contexto de constantes mudanças no ambiente econômico mundial, muitas agências de classificação de risco surgiram no mercado, entre elas o *Political Risk Services Group* (PRS), que fornece um índice de risco composto por informações quantitativas e qualitativas de risco financeiro, econômico, dados mercadológicos e risco político (HOTI, 2003). Por isso, Erb *et al* (1996) examinaram vários provedores de classificações de risco através de regressões transversais e análise de portfólio e concluíram que os componentes do ICRG (*International Country Risk Guide*), elaborado pelo PRS Group, explicam significativamente o retorno de investimentos em mercados de capitais.

O ICRG já foi amplamente utilizado como *proxy* de risco político em avaliações financeiras, Hammoudeh *et al.* (2013) investigaram a relação entre as classificações de risco do BRICS, seus mercados acionários, preço do barril de petróleo e indicadores das principais bolsas de valores do mundo. Dimic *et al* (2015) analisaram o efeito dos componentes de risco político do ICRG na determinação do retorno de mercado de ações desenvolvidos, emergentes e de fronteira. Cermanõ e Suleman (2014) utilizaram o índice de risco político, obtido do ICRG, como *proxy* para estudar o vínculo entre o risco e a volatilidade do mercado de ações, com dados de países latinos no período de 10 anos e padrões de volatilidade expressivos para os retornos dos mercados acionários. Do ponto de vista empírico, a confiabilidade e frequência de atualização dos dados, tornam o ICRG relativamente melhor que os demais índices de risco político (Howell e Chadick, 1994; Lee e Hooy, 2013; Bekaert *et al.*, 2014).

Outra *proxy* alternativa para o risco político é o EPU (*Economic Policy Uncertainty*), índice elaborado por Baker, Bloom e Davis (2016) que capturou a incerteza sobre as decisões governamentais de caráter político/econômico, e mensurou quais ações foram tomadas, o momento no tempo e as implicações destas ações sobre a economia, com base na captura de termos relevantes à incerteza política, nos principais jornais do país em questão. Pastor e Veronesi (2013) utilizaram o EPU como *proxy* para incerteza política no estudo sobre o preço

das ações do mercado Estadunidense e descobriram que o prêmio de risco é maior em condições econômicas mais suscetíveis, tornando os preços das ações mais voláteis. Moussa *et al.* (2019) verificaram que a incerteza política aumenta o risco de investir em alguns países, como a Tunísia, afetando negativamente o mercado acionário local o que provoca um menor crescimento econômico. De acordo com os autores as variações no risco político reduziram os retornos e aumentaram a volatilidade do índice de ações no mercado Tunisiano (Tunindex) durante um período de alta instabilidade política, provocado por atores não governamentais.

Arbatli *et al.* (2017) em consonância com Baker, Bloom e Davis (2016), avaliaram a incerteza política no mercado de ações japonês e descobriram que o EPU possui uma interdependência positiva com volatilidade das ações listadas na bolsa de valores japonesas, com as taxas de câmbio e taxas de juros e que o índice varia próximo a eventos nacionais, como as eleições, aumentando devido as transições de liderança no Japão,

De acordo com Bernardelli *et al.* (2017), no tocante à canalização da poupança pelas empresas privadas, o mercado de capitais é o meio mais eficaz para distribuir os riscos dos investimentos. O que justifica o estudo e a análise de variáveis que possam impactar o desempenho do mercado acionário. Uma série de estudos que visam avaliar a desempenho do mercado sob a influência do risco, particularmente o risco político, examinaram o efeito do fenômeno sobre os retornos das principais Bolsas de Valores pelo mundo (Berkman *et al.*, 2011; Estrin e Uvalic, 2013; Al-Mahmoud, 2014; Shin *et al.*, 2014; Kabiru *et al.*, 2015; Huang *et al.*, 2015; Helmy e Wagdi, 2016; Liu *et al.*, 2017; Nasr *et al.*, 2018).

Em resumo, o risco político, como apontado na literatura, é um importante fator subjacente que afeta o mercado de capitais, especificamente o mercado acionário, o que implica na precificação de ativos e nas decisões de portfólio nesses mercados. Como visto anteriormente os eventos políticos podem afetar os retornos no mercado financeiro, assim esse contexto nos leva a seguinte hipótese de pesquisa:

H₁: O risco político impacta positivamente o desempenho das ações de empresas negociadas na B3.

3. METODOLOGIA

3.1 Amostra e Coleta de Dados

Para atingir o objetivo de avaliar o impacto do risco político no desempenho das ações das empresas negociadas na B3, medido pelo Ibovespa, utilizou-se uma análise econométrica a partir de dados históricos sobre os retornos das ações e fatores macroeconômicos para verificação e validação da hipótese deste trabalho. As principais fontes de coleta de dados foram a Economática®, IBGE, Banco Central do Brasil e o ICRG (*International Country Risk Guide*) que fornecem dados uniformes e confiáveis a nível país. Para reduzir erros durante a coleta e aumentar a confiabilidade os dados foram obtidos diretamente da instituição que os elabora.

A amostra da pesquisa consiste em 65 empresas listadas no Índice Ibovespa em 31 de dezembro de 2018, totalizando 585 observações para 9 anos, estabelecidos a partir de um recorte temporal entre janeiro 2010 a dezembro de 2018. A escolha do período deu-se por dois motivos, primeiro, a crise bancária iniciada em 2007 que culminou na crise global de 2008 levando muitas economias a enfrentar além dos problemas financeiros as questões sociais, o que poderia impactar os resultados do trabalho.

Segundo, a partir de 2012 o Brasil enfrentou uma série de problemas políticos internos, como o caso do Mensalão em 2012, e a crise política que surgiu após a reeleição de Dilma Rousseff em 2014 que acarretou seu *impeachment* em 2016. Paralelo a esses acontecimentos estão os desdobramentos das investigações sobre corrupção, iniciadas dentro de uma empresa estatal (Petrobrás) atingindo outros órgãos governamentais bem como a

classe política por meio da operação a “Lava Jato” - gerando uma crise política em 2017 que se estendeu até 2018 através dos pedidos de renúncia ao novo presidente, Michel Temer.

A amostra será composta por todas as ações integradas a carteira teórica do IBOVESPA, por ser este o principal indicador do mercado de ações brasileiro. O IBOVESPA representa através de metodologia própria, a média ponderada dos preços de ações selecionadas a partir de critérios de negociabilidade.

3.2 Variáveis do modelo

As variáveis necessárias para analisar o impacto do risco político sobre o desempenho das ações podem ser divididas em três grupos: variáveis dependentes, independentes e de controle. As seções seguintes descrevem a formulação das variáveis bem como a modelagem econométrica delas.

3.2.1 Variáveis Dependentes

As variáveis dependentes utilizadas nesta pesquisa são os retornos do fechamento médio das ações (RIBOV), os rendimentos dos dividendos (DIVY) e a relação entre preço/lucro (PL), assim como proposto por Ramcharran (2003), Erb, Harvey e Viskanta (1995, 1996), que utilizaram fatores fundamentais para avaliar o impacto do risco político no desempenho dos mercados acionários de países emergentes, além de Bekaert *et al.* (2014), Bekaert e Harvey (2002), Basu (1977) que utilizaram as variáveis em seus estudos sobre o mercado de capitais.

Os dados utilizados nesta pesquisa foram ajustados na própria base de dados Economática®, evitando assim o efeito de descontinuidade do preço das ações no caso de desdobramentos e agrupamento. Desta forma, o retorno das ações foi calculado conforme a equação 1 (Ball e Brown, 1968):

$$R_{it} = \left(\frac{p_{it} - p_{it-1}}{p_{it-1}} \right) * 100 \quad (1)$$

Onde: R_{it} = retorno médio anual da ação i no período t ; p_{it} = preço médio de fechamento da ação i no período t ; p_{it-1} = preço médio de fechamento da ação i no período $t - 1$.

O retorno do fechamento anual consiste na diferença entre o preço inicial e preço final da ação somada aos proventos recebidos em um determinado período, bem como o valor de subscrição por ação, o resultado obtido é dividido pelo preço inicial do ativo (Heyrani, 2013).

A variável *Dividend yield* (rendimento dos dividendos), é calculada pela própria Economática®, assim, neste estudo analisamos se o rendimento de dividendos está associado às mudanças do nível de risco político, afetando o retorno das ações ao investidor, analisando o pagamento de dividendos e os juros sobre o capital próprio. A variável *Dividend yield*, é expressa pela equação 2:

$$DIVY_{it} = \frac{\text{proventos pagos}_{it}}{\text{preço}_{it}} \quad (2)$$

Onde: $DIVY$ = *Dividend Yields* (rendimento de dividendos); $\text{proventos pagos}_{it}$ = proventos pagos por ação i no período t ; preço_{it} = preço da ação i no fechamento no período $t - 1$.

Para Afza e Tahir (2012) o pagamento de dividendos, a variação no preço de mercado das empresas e o seu tamanho explicam significativamente as variações no índice preço/lucro com os rendimentos de dividendos atuando como a variável mais influente, pois, indicam que os investidores estão propensos a escolher aquelas empresas que pagam mais dividendos.

Para Bekaert e Harvey (2002) a variável *Dividend yield* é um dos principais causadores das variações do mercado acionário de países emergentes, atuando como uma *proxy* para a liberalização do mercado, melhorando significativamente o poder explicativo da conduta do mercado de ações. Portanto, as evidências apontadas sugerem a inclusão do rendimento de dividendos como uma das variáveis de controle.

A variável preço/lucro (PL) é calculada pela razão entre o preço e o lucro por ação. Uma das medidas mais utilizadas na tomada de decisão de investidores, já que ela expõe o quanto os atores econômicos estão dispostos a pagar por uma unidade de lucro das empresas alvo de seus investimentos. Para Erb et al. (1996) o índice preço/lucro (PL) e o rendimento de dividendos são fundamentais para explicar a variação nos retornos esperados do mercado acionário. O estudo de Basu (1977) indica que o índice preço/lucro é uma variável relevante para a explicação das variações dos retornos acionários na Bolsa de Valores de Nova York (NYSE), entre 1956 e 1969.

O Quadro 1 apresenta as variáveis dependentes, a fonte das informações e os autores que já utilizaram as variáveis propostas para a elaboração deste estudo.

Quadro 1 - Descrição das variáveis dependentes

Variáveis Dependentes	Descrição	Fonte	Autores
RETORNO IBOV	Retorno das ações que compõe o IBOVESPA	Economática®	Bekaert <i>et al.</i> (2014), Erb, Harvey e Viskanta (1995), Ramcharran (2003).
<i>DIVIDEND YIELD</i>	É a razão entre os dividendos pagos no período e o preço da ação no final do período.	Economática®	Bekaert e Harvey (2002), Erb, Harvey e Viskanta (1996), Ramcharran (2003).
PREÇO/LUCRO	É calculado pela razão entre o preço por ação (P) e lucro por ação (LPA). O preço de fechamento (P) foi utilizado para o final do período.	Economática®	Basu (1977), Para Erb, Harvey e Viskanta (1996)

Fonte: Elaborado pelos autores.

3.2.2 Variáveis Independentes

Assim como nos estudos de Ramcharran (2003), Bekaert *et al.* (2014) a variável independente utilizada neste trabalho será o indicador de risco político que compõe o índice ICRG, dada à confiabilidade e tempo de divulgação das informações. A Tabela 1 mostra o cálculo da estatística descritiva do ICRG para o período estudado.

Para simplificar a interpretação, reescrevemos as pontuações originais com os valores opostos, o que significa que valores mais altos indicam um risco político maior e vice-versa.

Tabela 1 - Estatística descritiva do ICRG do Brasil (Risco Político) – 2010 à 2018

Anos	Média	Mediana	Desvio Médio	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Coefficiente de Variação
2010	31.83	31.75	0.42	0.49	31.00	32.50	2%
2011	32.46	32.00	1.28	1.44	30.50	34.50	4%
2012	31.42	31.50	0.43	0.56	30.50	32.50	2%
2013	33.54	33.50	0.89	1.16	31.50	35.00	3%
2014	35.54	35.75	0.63	0.78	34.00	36.50	2%
2015	38.29	38.00	1.54	1.95	34.50	40.50	5%
2016	38.04	37.75	1.63	1.90	36.00	40.50	5%
2017	36.88	37.00	0.44	0.57	36.00	37.50	2%

Fonte: Elaborado pelos autores.

Na perspectiva deste trabalho, espera-se uma influência positiva do risco político nos retornos do mercado acionário, implicando na exigência de prêmios de risco (retornos médios anuais) devido ao risco político vivenciado, em apoio à clássica relação risco-retorno (Lam *et al.*, 2018). Além disso, acredita-se que o risco político tenha influência negativa sobre o índice preço/lucro, pois como apontado por Ramcharram (2003), os atores econômicos pagam pouco pelas ações dado o risco político elevado quando a situação econômica é desfavorável.

Por último, não desenvolvemos uma hipótese sobre o impacto do risco político no rendimento de dividendos (*Dividend yield*), já que essa relação é controversa na literatura (Huang *et al.*, 2015; Erb *et al.*, 1995)

3.2.3 Variáveis de Controle

O presente estudo realizou a inclusão de indicadores macroeconômicos e de mercado visando o fortalecimento, a confiabilidade e a qualidade das estimativas, pois as variáveis de controle aqui descritas resultam da integração entre as condições econômicas e do mercado brasileiro.

O conjunto de variáveis de controle consiste em: taxa de Inflação (INFL), Produto Interno Bruto (PIB), taxa de juros (SELIC), proposta por Bekaert *et al.* (2013) e a *proxy* para a Capitalização de Mercado (CAPITALIZAÇÃO), que representa o valor total das ações listadas na BOVESPA, proposta por Bastin *et al.* (2018), Lam *et al.* (2018) e Bekaert *et al.* (2014).

A taxa de inflação no Brasil é determinada pela variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE, que avalia a evolução do poder aquisitivo da população. A escolha do IPCA está no fato de que o índice representa as expectativas do mercado, uma vez que, de acordo com a divulgação dos dados, o Banco Central do Brasil anuncia o resultado de suas avaliações sobre as condições econômicas (IBGE, 2019).

O PIB mede o crescimento econômico do país e é obtido pela soma de todos os serviços e bens produzidos durante o ano. A inclusão desta medida está no fato de que sua variação pode impactar o mercado acionário, já que sua métrica considera medidas de consumo, gastos do governo, investimentos de empresas e a balança comercial. De acordo com Bekaert *et al.* (2014) um coeficiente positivo para o PIB, indicam que os retornos acionários tendem a se mover na mesma direção da economia.

A Taxa SELIC (Sistema Especial de Liquidação e Custódia) é deliberada pelo Comitê de Política Monetária (COPOM), com o objetivo de estabelecer as linhas da política monetária e definir a taxa média dos financiamentos (BACEN, 2019). Neste estudo, a taxa SELIC acumulada para o período será utilizada como *proxy* da taxa de juros, pois origina-se de juros observados no mercado. Para Bekaert *et al.* (2014) o aumento na taxa de juros pode tornar o investimento em renda fixa mais atraente ao investidor, provocando uma concorrência entre o mercado acionário e o investimento em renda fixa.

O Quadro 2 apresenta um resumo das variáveis de controle utilizadas nas estimativas.

Quadro 2 - Variáveis de controle

Variáveis de Controle	Descrição	Fonte	Autores
PIB	O produto interno bruto representa a soma de todos os bens e serviços produzidos no país em um determinado período.	IBGE	Bekaert <i>et al.</i> (2014), Bekaert <i>et al.</i> (2013)

CAPITALIZAÇÃO	Tamanho do mercado. Quantidade de ações listadas multiplicada pelo preço de fechamento ao final do ano corrente	Economática®	Bastin <i>et al.</i> (2018), Lam, Zhang e Zhang (2018) e Bekaert <i>et al.</i> (2014) Bekaert <i>et al.</i> (2013)
SELIC	Taxa de Juros Básica da economia acumulada.	Banco Central	Bekaert <i>et al.</i> (2014), Bekaert <i>et al.</i> (2013)
INFLAÇÃO	Taxa de Inflação acumulada	Banco Central do Brasil	Bekaert <i>et al.</i> (2014), Bekaert <i>et al.</i> (2013)

Fonte: Elaborado pelos autores.

3.3 Modelo Econométrico

Os dados desta pesquisa foram estruturados em forma de painel curto (quantidade indivíduos é maior do que os anos) não balanceado, permitindo o controle da heterogeneidade da amostra por meio da combinação de dados de corte transversal e de séries temporais (Duarte *et al.*, 2005).

De acordo com Marques (2000), a regressão linear para dados em painel permite aferir as diferenças de determinado fenômeno entre os indivíduos ao longo do tempo o que possibilita mais graus de liberdade, menos colinearidade e maior eficiência na estimação dos parâmetros.

Para analisar o impacto do risco político no mercado acionário brasileiro e testar a hipótese de pesquisa, foi utilizado o modelo de regressão linear múltipla em dados em painel apontado na Equação 3:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_1 x_{1i,t} + \beta_2 x_{2i,t} + \dots + \beta_k x_{ki,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Onde: $y_{i,t}$: é a variável dependente, da empresa i no período t ; α : constante da regressão. Representa o intercepto da reta com o eixo dos y ; x_i : são as variáveis explicativas, com $i = 1, 2, \dots, k$; β : coeficiente de regressão. Representa a variação de y em função da variação de uma unidade da variável x ; e ε : termo de erro da regressão.

Portanto, substituindo os termos apontados na Equação 3 pelas variáveis do estudo, Retorno do fechamento médio anual, o Rendimento de Dividendos e a variável Preço/Lucro, desenvolvemos três modelos, que podem ser resumidos pela Equação 4.

$$VARIÁVEL\ DEPENDENTE_{it} = \alpha + \beta_1 ICRG_{it} + \beta_2 PIB_{it} + \beta_3 SELIC_{it} + \beta_4 INFL_{it} + \beta_5 CAPITALIZAÇÃO_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Onde: i, t : Denota a unidade da seção transversal (Empresa) e o período de tempo (2010, 2015, 2016...), respectivamente; VARIÁVEL DEPENDENTE: $RIBOV$ é a variável dependente para o retorno médio do mercado de ações; $DIVY$ é a variável dependente para o Rendimento de Dividendos (*Dividend yield*); PL é a variável dependente para o índice Preço/Lucro; $ICRG$: é a variável independente para Risco Político; PIB : variável de controle referente ao Produto Interno Bruto; $SELIC$: variável de controle que representa a taxa básica de juros da economia; $INFLAÇÃO$: variável de controle referente taxa de inflação; $CAPITALIZAÇÃO$: variável de controle para Desenvolvimento do Mercado; β_0 e β_n : são os parâmetros da regressão; e ε : termo de erro da regressão.

Para as estimativas do modelo de regressão linear utilizou-se os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) como estimador, pois o método produz as mesmas avaliações de coeficientes com graus de liberdade mais altos, de modo que reduz os erros de estimação

entre os valores observados, minimizando a soma dos quadrados dos resíduos (Fávero *et al.*, 2014).

Para a análise, inicialmente verificou-se a existência de *outliers* e em seguida a normalidade (Dubey *et al.*, 2016). Para identificar a existência de *outliers*, foi aplicado o método padronizado de z-score, e para reduzir a influência dos *outliers* identificados, os valores foram tratados por meio de winsorização, que consiste em uma técnica de tratamento *outliers* desenvolvida por Barnett e Lewis (1994).

Além do tratamento *outliers*, verificou-se ainda a normalidade por meio do teste *Shapiro-Francia*, desta forma pode-se inferir que a hipótese nula da distribuição normal para os dados é rejeitada, já que o p-valor é menor que 0,05 (p-valor = 0,0001).

Em seguida, calculou-se o VIF (*Variance Inflation Factor*) para todos os modelos com o objetivo de analisar se existem problemas de multicolinearidade. Nossos resultados mostram um VIF máximo de 2,46 (entre os 3 modelos), rejeitando a presença de multicolinearidade. Para Fávero e Belfiore (2017), um VIF acima de 4 é considerado elevado, necessitando de investigação.

Verificou-se também a heterocedasticidade, através do teste de *Breusch-Pagan*, cujo p-valor foi menor que 0,05 para o RIBOV (0,0051) rejeitando a hipótese nula de homocedasticidade para o Modelo 1, cujos resíduos são não-normais e heterocedásticos. Não rejeitou a hipótese nula para *Dividend yield* (p-valor= 0,1557), indicando homocedasticidade dos resíduos para o Modelo 2. Os resíduos do Modelo 3 são não-normais e heterocedásticos, pois o p-valor para Preço/Lucro (0,0080) indica a rejeição da hipótese nula de homocedasticidade.

Na sequência, definiu-se o melhor modelo de dados em painel (*POLS*, efeitos fixos ou efeitos aleatórios). Os testes de F de Chow e *Lagrangian Multiplier Breusch-Pagan* apontaram a não rejeição da hipótese nula (p-valor >0,05), assim considerando o modelo *POLS* em nossa regressão dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Desta forma, a regressão linear múltipla em dados em painel para o Modelo 1 e 4 foi rodada com o modelo *POLS* com Erros-Padrão Robustos Clusterizados por empresa (representado aqui pelas ações que compõe o Índice Ibovespa). Onde o Retorno do fechamento médio anual das ações (RIBOV), é a variável dependente, o ICRG (considerando o apenas Risco Político do ICRG) é a variável independente, PIB, SELIC, Inflação e o Capitalização de Mercado (empresa) são as variáveis de controle

A seguir, realizamos os mesmos testes para os Modelos 2 e 3, substituindo o Retorno (RIBOV) por *Dividend yield* (DIVY) e pelo Preço/Lucro (PL). O resultado indica que as hipóteses nulas dos testes F de Chow e LM de Breusch-Pagan foram rejeitadas (p-valores < 0,05), o que implica em desconsiderar o modelo *POLS*. O p-valor do teste de Hausman é menor que 0,05, rejeitando a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é o mais adequado. Portanto, o modelo de efeitos fixos é o mais indicado, assim a regressão de Efeitos Fixos com Erros-Padrão Robustos Clusterizados será utilizada para ambos os modelos.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Estatísticas Descritivas

As estatísticas resumidas das medidas utilizadas neste trabalho são apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2 - Estatística descritiva das variáveis.

	RIBOV	DIVY	PL	ICRG	EPU	PIB	SELIC	IPCA	CAPITALIZAÇÃO
Obs.	525	463	523	585	585	585	585	585	537
Média	8.37	3.90	15.24	34.75	189.00	8,913.40	0.10	0.06	3.72E+07
Mediana	4.69	3.09	13.94	34.75	148.63	8,925.68	0.10	0.06	1.56E+07

Desvio Padrão	34.58	2.97	16.98	2.47	85.12	388.00	0.02	0.02	5.75E+07
Min	-47.88	0.52	-21.26	31.42	92.78	8,384.24	0.06	0.03	1.91E+06
Max	86.51	11.36	54.45	38.29	346.49	9,689.00	0.14	0.11	2.31E+08
Varição	1,195.85	8.82	288.48	6.10	7,246.12	150,546.20	0.00	0.00	3.30E+15

Fonte: Elaborado pelo autor, 2019.

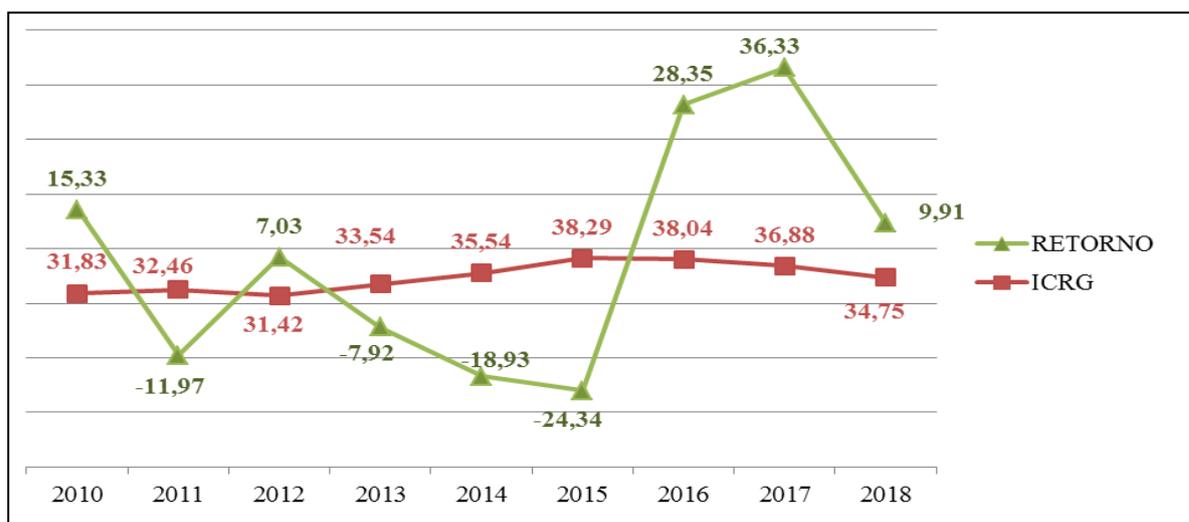
Na Tabela 2 vemos que no período analisado, a média do ICRG é de 34,75 com o desvio padrão em 2,47 com o total de 585 observações entre os anos de 2010 a 2018. O EPU, *proxy* alternativa para risco político, possui um alto desvio padrão, já que o *gap* entre o mínimo de 92,78 e o máximo de 346,49 é discrepante, justificada pela estabilidade política e econômica que o Brasil experimentou em 2010, após a crise financeira global de 2008/2009, e a crise política vivida a partir de 2015 e aos desdobramentos da operação “Carne Fraca” em 2017.

Observamos ainda na tabela 2 as estatísticas das variáveis dependentes que apresentam um número muito menor de desvio padrão, mínimo, máximas e variação do que as observações omitidas para os *outliers* após a winsorização em nível de 5%. Por exemplo, a variável PL possui poucos valores extremos, porém, após removê-los, a distribuição melhorou significativamente, como o desvio padrão caiu de 119,88 para 16,98, a variação foi reduzida de 14.371,65 para 288,48. Os mínimos das variáveis RIBOV e PL caíram de -87,15 e -494,58 para -48,29 e -21,26 e os valores máximos foram de 519,89 e 1.598,97, respectivamente para 86,52 e 54,45.

Resumindo, as decisões referentes à *outliers* requer atenção especial, pois, a remoção de observações elimina as características específicas dos indivíduos, mas, por outro lado, poucos valores extremos podem obscurecer toda a amostra, levando a interpretações incorretas.

As informações sobre as variáveis de controle apresentadas na Tabela 2 mostram médias, de modo geral, e medianas relativamente boas, com exceção da variável Capitalização de Mercado (CAPITALIZAÇÃO) que apresenta uma mediana 43% menor que a média, mostrando que apesar de todas as modificações realizadas, a assimetria (2,49) e a curtose (8,28) estão longe dos valores considerados para a distribuição normal, sendo que esta última indica uma distribuição mais “achatada” dos dados sobre a reta.

Figura 1 - Retorno do fechamento médio anual e o Risco Político (ICRG) - 2010 a 2018.



Fonte: Elaborado pelo autor (2019).

A Figura 1 apresenta o retorno do fechamento médio anual e o risco político no período em análise. Verifica-se que durante a crise política iniciada em 2015, a ligação entre os retornos e o risco político se inverteu, enquanto o ICRG aumentou, atingindo o pico para o Brasil no período analisado, os retornos caíram para o ponto mais baixo de todo o período. Portanto, verificamos a significância do ICRG introduzindo variáveis *Dummy* para os anos de 2015 e 2016, já que o modelo POLS com erros-padrão robustos clusterizados para o retorno do fechamento médio anual não inclui em suas especificações *dummies* para cada ano do período.

Para analisar a relação entre as variáveis realizamos o cálculo do coeficiente de correlação de Pearson (Tabela 3).

Tabela 3 - Matriz de correlação

	RIBOV	DIVY	PL	ICRG	EPU	PIB	SELIC	IPCA	CAPIT
RIBOV	1								
DIVY	-0,252***	1							
PL	0,106**	-0,281***	1						
ICRG	0,093**	0,057	-0,062	1					
EPU	0,274***	-0,045	-0,047	0,857***	1				
PIB	0,039	-0,08*	0,0462	-0,035	0,197***				
SELIC	-0,009	0,070	-0,09**	0,576***	0,482***	-0,122***	1		
IPCA	-0,328***	0,158***	-0,065	0,247***	-0,082**	-0,286***	0,625***	1	
CAPIT	0,010	0,048	-0,047	0,008	0,033	-0,003	-0,066	-0,099**	1

Nota: *, ** e *** estatisticamente significativo ao nível de 10, 5% e 1%

Fonte: Elaborado pelo autor (2019).

A matriz de correlação para variáveis explicativas é mostrada na Tabela 6 onde é possível observar que o maior coeficiente de correlação é 0,857, significativo ao nível de 1%, da variável EPU com o ICRG, que será utilizada para o teste de robustez. O segundo maior valor (0,625***) mostra que não teremos problemas de multicolinearidade, já que o problema de multicolinearidade pode surgir se as variáveis experimentarem coeficientes de correlação maiores que 0,8 (BROOKS, 2019).

Embora a correlação não siga na direção de dependência os sinais indicam uma ligação linear entre as variáveis, por isso devem ser comparados com os sinais dos coeficientes estimados. As correlações do ICRG com o desempenho do mercado de ações têm sinais positivos para RIBOV (0,093**) e DY (0,057) e negativo para PL (-0,062). Ainda é possível verificar que o risco político possui uma relação positiva com a Inflação (0,247***), a Taxa Selic (0,576***).

4.2 Resultados da Regressão

O objetivo da pesquisa foi verificar se o risco político impacta o desempenho do mercado de ações brasileiro, afetando o Retorno do fechamento médio anual do IBOVESPA, bem como os índices de Rendimento de Dividendos e Preço/Lucro. Os resultados dos testes são apresentados na Tabela (4).

Tabela 4 - Sumário de resultados das regressões

Variáveis Dependentes	(1) RIBOV	(2) DIVY	(3) PL	(4) RIBOV
Especificações	POLS Robustos	Efeitos Fixos Robustos	Efeitos Fixos Robustos	POLS Robustos (dummies 2015 e 2016)
ICRG	0,800270 [0,66458]	0,10508* [0,05734]	-0,42901 [0,34453]	-3,78781*** [1,17977]
PIB	0,007351* [0,004182]	-0,00049* [0,00027]	0,00210 [0,00191]	0,019723*** [0,00505]
SELIC	447,5881*** [85,3273]	-13,2779** [6,60072]	-34,8869 [38,6852]	-106,0241*** [98,13368]
IPCA	-935,298*** [109,936]	21,7407** [8,77905]	18,8310 [48,9360]	-973,2016*** [184,2218]
CAPITALIZAÇÃO	-0,00000 [0,0000]	-0,00001** [0,00000]	0,000006*** [0,00000]	-0,000000 [0,00000]
CONST.	56,5451* [33,38256]	5,20167* [2,846294]	11,6179 [20,57484]	20,00559 [46,4685]
Nº de obs.	524	461	522	524
R-quadrado	0,185	0,086	0,024	0,260
Prob (F)	0,000	0,000	0,001	0,000

Nota: *, ** e *** estatisticamente significativo aos níveis de 10, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: Dados do estudo (2019).

Com base nos resultados, a regressão de dados empilhados executada nos retornos do fechamento médio anual mostra um R^2 baixo (0,185) e coeficiente positivo (0,80), ou seja, o retorno é sensível as alterações na classificação de risco político para o período da amostra, atuando como fator de precificação em momentos situação política ambígua. No entanto, o ICRG não é estatisticamente significativo (Prob > F=0,23).

Isto implica que o ICRG não é determinante para os retornos das ações listadas no IBOVESPA. Além disso, o coeficiente da SELIC obteve sinal oposto ao de Bekaert *et al.* (2013) e Bekaert *et al.* (2014), apesar de a SELIC ser altamente significativa ao nível de 1%, indicando que a taxa de juros proporciona uma relação de longo prazo com os retornos do mercado de ações.

Os resultados encontrados da relação PIB e retornos médios anuais estão de acordo com Bekaert *et al.* (2013) e Bekaert *et al.* (2014), coeficiente positivamente correlacionado, ou seja, à medida que o PIB cresce há uma variação positiva na taxa de retorno das ações.

O IPCA apresentou significância ao nível de 1% e o sinal do coeficiente é negativo, mostrando que o aumento da inflação impacta o retorno esperado do fechamento anual. Desta forma, os resultados da regressão de dados empilhados com erros robustos fornecem evidências de que em momentos de turbulência econômica o risco político impacta os retornos médios anuais das ações que compõe o Índice Ibovespa, corroborando com os estudos de Bekaert *et al.* (2014), Erb *et al.* (1996) e Ramcharran (2003).

O coeficiente negativo da CAPITALIZAÇÃO não se associa significativamente com o retorno médio dos ativos, o que significa que se a capitalização de mercado cai, o retorno do fechamento médio da ação terá um retorno maior, o que contrapõe o estudo de Bekaert *et al.* (2014), que aponta a capitalização de mercado relacionada positivamente com os retornos das

ações. Esta condição, provavelmente, decorre das características do mercado brasileiro bem como do declínio no desempenho da bolsa de valores em determinados períodos.

O sinal do coeficiente da regressão em DIVY está em contraste com Erb et al. (1996) e Ramcharran (2003), já que o risco político e os Rendimentos de Dividendos estão positivamente relacionados. A regressão apresenta um R^2 muito baixo (0,09), mas o risco político é significativo ao nível de 10%. Todas as variáveis de controle denotam poder explicativo, pelo menos ao nível de 5%.

O DIVY é a razão entre os dividendos pagos e o preço da ação, este resultado é o efeito combinado do risco político sobre o pagamento de dividendos e os preços das ações. A relação positiva da regressão denota que as empresas tendem a aumentar os pagamentos de dividendos em períodos de alto risco político. Entretanto, as decisões no tocante a iniciação ou encerramento do pagamento de dividendos devem ser investigados no nível da empresa, utilizando dados mais frequentes para que os resultados sejam confiáveis.

As regressões mostram sinal negativo na relação PL com o ICRG, confirmando que os investidores estão dispostos a pagar menos por uma unidade de lucro das empresas devido ao aumento do risco político. A CAPITALIZAÇÃO obteve coeficiente positivo significativo ao nível de 1%, indicando que em períodos de aumento do ICRG, o valor total de mercado das ações em circulação de uma empresa diminui.

Estimou-se a regressão para o Modelo 4 com uma variação em relação ao Modelo 1 incluímos uma *dummy* para os anos de 2015 e 2016, anos com a maiores valores para o ICRG. O resultado que apresenta um coeficiente negativo e estatisticamente significativa a 1%, indicando que, mantido o nível de risco político, o retorno médio foi menor no período quando o risco político alcançou seu pico. Além disso, o coeficiente negativo para a SELIC denota que um aumento na taxa de juros há uma redução no mercado acionário. Esse resultado indica que a taxa de juros é vista como um custo de oportunidade ao investidor, que pode escolher onde alocar seu capital em títulos do mercado acionário ou em títulos de renda fixa, atrelados direta ou indiretamente a taxa de juros, como apontado por Bekaert *et al.* (2014), Bekaert *et al.* (2013). Portanto, concluímos que os resultados do modelo são bastante sensíveis a períodos de turbulências políticas e essa influência pode ser capturada por variáveis *dummy* de anos.

4.3 Testes de Robustez

De acordo com Lu e White (2014) é comum que os pesquisadores testem a validade estrutural de seus modelos adicionando ou removendo regressores. Inicialmente, controlou-se se os resultados da regressão com o ICRG como componente principal, diferem dos resultados das combinações do EPU (*Economic Policy Uncertainty*) e as variáveis de controle usadas para mensurar o impacto do risco político no desempenho das ações.

Os testes de F de Chow e Lagrangian Multiplier Breusch-Pagan e Hausman, utilizados para especificação do modelo econométrico indicam o modelo POOLED com Erros-Padrão Robustos Clusterizados por empresa para a regressão com o Retorno do fechamento médio anual das ações (RIBOV) e o modelo de Efeitos Fixos com Erros-Padrão Robustos Clusterizados para a regressão com as variáveis dependentes Dividend yield (DIVY) e Preço/Lucro (PL). Corroborando com as indicações realizadas para o ICRG. O resultado obtido com as regressões é apresentado na Tabela 5.

Tabela 5 - Regressões com EPU

Variáveis Dependentes	(1) RIBOV	(2) DIVY	(3) PL
Especificações	POLS Robustos	Efeitos Fixos Robustos	Efeitos Fixos Robustos
EPU	0.0650852***	0.0009365	-0.0158187

	[0.020803]	[0.001866]	[0.0112085]
PIB	0.0092201** [0.0045331]	-0.000518* [0.000299]	0.002601 [0.001903]
SELIC	298.8368*** [89.06165]	-8.816625 [7.789557]	-15.87928 [43.02142]
IPCA	-793.3834*** [100.7505]	22.38415** [9.521362]	-10.08322 [46.40596]
CAPITALIZAÇÃO	-0.00000 [0.000000]	-0.00000* [0.00000]	0.00006*** [0.0000002]
Nº de obs.	524	461	522
R-quadrado	0.185	0.086	0.024
Prob(F)	0.000	0.000	0.001

Nota: *, ** e *** estatisticamente significativo aos níveis de 10, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: Dados do estudo, 2019

Verificou-se que as estimativas da regressão se assemelham em termos do sinal dos coeficientes e seus valores absolutos, com exceção do Modelo 3 que apresenta coeficiente negativo para a relação do IPCA, alterando o que foi achado para o ICRG, ou seja, o coeficiente negativo para a INFLAÇÃO denota que os investidores tendem a pagar menos por uma ação quando a situação econômica é desfavorável.

Para concluir, a regressão com o retorno do fechamento médio apresenta os sinais de validade estrutural, com significância ao nível de 1%, demonstrando que o modelo reage intensamente ao EPU como variável independente, o que pode ser explicada pela composição do Índice, que leva em conta a quantidade de notícias relacionadas ao tema avaliado, certamente a movimentação na imprensa ocorrida pelo *impeachment* da então Presidenta Dilma Rousseff, bem como as notícias da operação “carne fraca” causaram um aumento considerável nos artigos jornalísticos, impactando assim, o EPU.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi avaliar o desempenho do mercado de ações em relação a medidas de risco político e indicadores macroeconômicos, identificando como as ações se comportam em um determinado período com diferentes níveis de risco política. Por meio da investigação da literatura existente, percebeu-se que muitos estudos anteriores exploraram a influência do risco político em um conjunto de países aproximados por determinadas características, como o estudo dos emergentes, e não apenas em único país, como o Brasil, considerando o risco político e suas variáveis macroeconômicas.

Foi utilizado um indicador de mercado e três fatores macroeconômicos, que representam a opinião do público sobre o valor de uma empresa, o desempenho geral do país e o nível de preços da economia. Este último foi utilizado para controlar as mudanças no ambiente macroeconômico. Os resultados das regressões demonstraram que o risco político é um fator significativo na explicação das variações dos rendimentos de dividendos do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente positivo para rendimento de dividendos sugere que o risco político geralmente estimula as políticas de pagamento de dividendos em relação ao preço de cada ativo. Já o coeficiente negativo para o índice preço/lucro mostra que os investidores estão dispostos a pagar menos por uma unidade de lucro de uma determinada empresa quando o mercado enfrenta condições desfavoráveis e passa por um alto nível de risco político.

Além disso, as conclusões do estudo foram fortalecidas por meio da verificação da robustez dos resultados. Primeiramente, descobriu-se que os resultados foram sensíveis às

mudanças na dimensão do período, uma vez que durante a crise política vivenciada em 2015 e 2016 a relação entre risco e retorno médio anual se inverteu, tornando-se significativa ao nível de 1%. Em segundo lugar, testou-se se a entrada do EPU como medida de risco político não se distanciaria das estimativas encontradas com o ICRG. Os resultados indicam que o coeficiente das variáveis explicativas variou de forma que o EPU deve ser mais bem avaliado em estudos futuros.

No geral, os resultados encontrados atendem parcialmente estudos anteriores. Entretanto, nem todos os coeficientes obtidos foram estatisticamente significativos. O coeficiente de R^2 mostra que existem outros fatores não observados neste trabalho, que podem explicar significativamente o desempenho do mercado de ações. Os resultados obtidos em relação à influência do risco político nos retornos são semelhantes aos de Ramcharran (2003), Bekaert *et al.* (2014), Bekaert *et al.* (2013), Basu (1977), Erb, Harvey e Viskanta (1995, 1996).

Por fim, os resultados desta pesquisa estão limitados à amostragem, bem como as técnicas econométricas aplicadas. Assim, considerando os trabalhos anteriores e as limitações deste estudo, pesquisas futuras podem ser realizadas para complementar os resultados encontrados, como, a aplicação de dados do mercado brasileiro de ações com maior período, e a incorporação de outros indicadores, uma vez que é improvável que todos os componentes do risco político estejam totalmente ligados aos retornos do mercado de ações.

REFERÊNCIAS

- Al-Mahmoud, A. I. (2014). Country Risk Ratings and Stock Market Movements: Evidence from Emerging Economy. *International Journal of Business and Finance*, 6.
- Arbatli, Elif C. *et al.* (2017). Policy uncertainty in Japan. *National Bureau of Economic Research*, [s.n.].
- Baker, S. R.; Bloom, N.; Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1593-1636.
- Ball, R. J.; Brown, P. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 6, 159-178.
- Banco Central Do Brasil. *Sobre o SELIC*. BACEN, [s.n.], 2019. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/taxaselic>> Acesso em: 20 abr. 2019.
- Basu, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *The journal of Finance*, 32(3), p. 663-682.
- Batista, Alexandre Ricardo de Aragão; Maia, Uxi; Romero, Alécio. (2018). Stock market under the 2016 Brazilian presidential impeachment: a test in the semi-strong form of the efficient market hypothesis. *Revista Contabilidade & Finanças*, 29(78), 405-417.
- Bekaert, Geert; Harvey, Campbell R. (2002). Research in emerging markets finance: looking to the future. *Emerging markets review*, 3(4), 429-448.
- _____. (1995). Time-varying world market integration. *The Journal of Finance*, 50(2), 403-444.
- Bekaert, Geert *et al.* (2014). Political risk spreads. *Journal of International Business Studies*, 45(4), p. 471-493.
- _____. (2016). Political risk and international valuation. *Journal of Corporate Finance*, 37, 1-23.
- Berkman, Henk; Jacobsen, Ben; Lee, John B. (2011). Time-varying rare disaster risk and stock returns. *Journal of Financial Economics*, 101(2), 313-332.
- Bernardelli, L. V.; Bernardelli, A. G.; De Castro, G. H. L. (2017). A Influência das Variáveis Macroeconômicas e do Índice de Expectativas no Mercado Acionário Brasileiro: Uma

- Análise Empírica para os Anos de 1995 a 2015. *Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade*, 7(1), 78-96.
- Brooks, Chris. (2019). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge university press.
- Cermeño, Rodolfo; Suleman, Muhammad Tahir. (2014). Country Risk and Volatility of Stock Returns: *Panel-GARCH Evidence for Latin America*. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2482038>. Acesso em 10 de outubro de 2018.
- Diamonte, Robin L.; Liew, John M.; Stevens, Ross L. (1996). Political risk in emerging and developed markets. *Financial Analysts Journal*, 52(3), 71-76.
- Dimic, Nebojsa; Orlov, Vitaly; Piljak, Vanja. (2015). The political risk factor in emerging, frontier, and developed stock markets. *Finance Research Letters*, 15, 239-245.
- Duarte, P. C., Duarte Lamounier, W.M. and Takamatsu, R.T. (2005). *Modelos Econométricos para Dados em Painel: Aspectos Teóricos e Exemplos de Aplicação à Pesquisa em Contabilidade e Finanças*.
- Erb, Claude B.; Harvey, Campbell R.; Viskanta, Tadas E. (1996). Political risk, economic risk, and financial risk. *Financial Analysts Journal*, 52(6), 29-46.
- Erb, Claude B.; Harvey, Campbell R.; Viskanta, Tadas E. (1995). Country risk and global equity selection. *Journal of Portfolio Management*, 21(2), 74-83.
- Estrin, Saul; Uvalic, Milica. (2013). Foreign direct investment into transition economies: Are the Balkans different? *London Economics/European Institute*.
- Fägersten, Björn. (2015). Political risk and the commercial sector—Aligning theory and practice. *Risk Management*, 17(1), 23-39.
- Favero, L. P. (2014). *Métodos Quantitativos com Stata*. Rio de Janeiro, Elsevier.
- Grôppo, Gustavo de Souza. (2006). Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. *Revista de Administração de Empresas*, 46(SPE), 72-85.
- Hammoudeh, S. M. et al. (2013). The dynamics of BRICS's country risk ratings and domestic stock markets, US stock market and oil price. *Mathematics and Computers in Simulation*, 94, 277-294.
- Helmy, Ashraf; Wagdi, Osama. (2016). Political Risks and Their Economic Effects: Evidence from Egypt. *International Journal of Economics and Finance*, 8(7), 94-122.
- Heyrani, Forough et al. (2013). The impact of high earnings on the informational content of cash flows in the listed companies on Tehran stock exchange. *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, 3(4), 215-223.
- Hoti, Suhejla. (2003). *The International Country Risk Guide, An Empirical Evaluation*. Department of Economics, University of Western Australia.
- Howell, Llewellyn D. (2014). Evaluating political risk forecasting models: What works?. *Thunderbird International Business Review*, 56(4), 305-316.
- Howell, Llewellyn D.; Chaddick, Brad. (1994). Models of political risk for foreign investment and trade: An assessment of three approaches. *The Columbia Journal of World Business*, 29(3), 70-91.
- Huang, T., et al. (2015). International political risk and government bond pricing. *Journal of Banking & Finance*, 55, 393-405.
- Kabiru, James Ndungu; Ochieng, Duncan Elly; Kinyua, Hellen Wairimu. (2015). The effect of general elections on stock returns at the nairobi securities exchange. *European Scientific Journal*, ESJ, 11(28).
- Lee, Meng-Horng; Hooy, Chee-Wooi. (2013). Country versus industry diversification in ASEAN-5. *Emerging Markets Finance and trade*, 49(2), 44-63.
- Lehkonen, Heikki; Heimonen, Kari. (2015). Democracy, political risks, and stock market performance. *Journal of International Money and Finance*, 59, 77-99.

- Liu, L. X.; Shu, H.; Wei, K.C. J. (2017). The impacts of political uncertainty on asset prices: Evidence from the Bo scandal in China. *Journal of financial economics*, 125(2), 286-310.
- Marques, L. D. (2000). *Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura*. Série *Working Papers* do Centro de estudos Macroeconómicos e Previsão (CEMPRE) da Faculdade de Economia do Porto, Portugal, 100.
- Moussa, Fatma Ben et al. (2019). Stock Market Reaction to Terrorist Attacks and Political Uncertainty: Empirical Evidence from the Tunisian Stock Exchange. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 9(3), 48-64.
- Nasr, Adnen Ben et al. (2018). Country Risk Ratings and Stock Market Returns in Brazil, Russia, India, and China (BRICS) countries: A Nonlinear Dynamic Approach. *Risks*, 6(3), 1-22.
- Pastor, Lubos; Veronesi, Pietro. (2013). Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, 110(3), 520-545.
- Ramcharran, Harri. (2003). Estimating the impact of risks on emerging equity market performance: Further evidence on data from rating agencies. *Multinational Business Review*, 11(3), 77-90.
- Satyanand, Premila Nazareth. (2011). How BRIC MNEs deal with international political risk. *FDI Perspectives*, 36.
- Sottiolotta, Cecilia Emma. (2015). Political risk assessment and the Arab Spring: What can we learn? *Thunderbird International Business Review*, 57(5), 379-390.
- Suleman, Muhammad Tahir; Randal, John. (2019). *Dynamics of Political Risk Rating and Stock Market Volatility*. Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2315645 >. Acessos em 02 de junho de 2019.
- Wisniewski, Tomasz Piotr. (2016). Is there a link between politics and stock returns? A literature survey. *International Review of Financial Analysis*, 47, 15-23.