

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
ESCOLA DE ENGENHARIA DE SÃO CARLOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA DE PRODUÇÃO

RENATO MARTINS CHAVEZ

**Incerteza política econômica e decisões de investimento: Evidências para o
Brasil**

São Carlos

2022

RENATO MARTINS CHAVEZ

**Incerteza política econômica e decisões de investimento: Evidências para o
Brasil**

Versão Corrigida

Dissertação apresentada ao departamento de Engenharia de Produção da Escola de Engenharia de São Carlos da Universidade de São Paulo como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Ciências.

Área de concentração: Economia, Finanças Corporativas e Econometria

Orientador: Prof. Dr. Aquiles Elie Guimarães Kalatzis

São Carlos

2022

AUTORIZO A REPRODUÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTE TRABALHO, POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Prof. Dr. Sérgio Rodrigues Fontes da EESC/USP com os dados inseridos pelo(a) autor(a).

C512i Chavez, Renato Martins
Incerteza política econômica e decisões de investimento: Evidências para o Brasil / Renato Martins Chavez; orientador Aquiles Elie Guimarães Kalatzis. São Carlos, 2022.

Dissertação (Mestrado) - Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção e Área de Concentração em Economia, Organizações e Gestão do Conhecimento -- Escola de Engenharia de São Carlos da Universidade de São Paulo, 2022.

1. Decisões de investimento. 2. Incerteza política econômica. 3. Restrição Financeira. I. Título.

FOLHA DE JULGAMENTO

Candidato: Engenheiro **RENATO MARTINS CHAVEZ**.

Título da dissertação: "Incerteza política econômica e decisões de investimento: evidências para o Brasil".

Data da defesa: 03/06/2022.

Comissão Julgadora

Resultado

Prof. Associado **Aquiles Elie Guimarães Kalatzis**

Aprovado

(Orientador)

(Escola de Engenharia de São Carlos/EESC-USP)

Prof. Associado **Fabiano Guasti Lima**

Aprovado

(Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto/ FEA-RP/USP)

Prof. Dr. **Elton Eustáquio Casagrande**

Aprovado

(Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho"/UNESP-Araraquara)

Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção:

Profa. Dra. **Janaina Mascarenhas Hornos da Costa**

Presidente da Comissão de Pós-Graduação:

Prof. Titular **Murilo Araujo Romero**

Para minha mãe, Kathia Chavez.

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha mãe, Kathia, pela minha formação e pelo apoio durante toda a minha vida. Sempre serei grato por tudo e todos os meus trabalhos são a ela dedicados. Também agradeço todo o carinho recebido da minha família e do meu tio, Flávio, que me apoiou em toda ocasião em que lhe pedi ajuda.

Agradeço à Universidade de São Paulo, por toda estrutura que me foi fornecida durante todo o ciclo do Mestrado, ao departamento de Produção e à Jessyca, que me auxiliou em todas as dúvidas e processos burocráticos necessários.

Agradeço ao professor Aquiles Kalatzis, pela oportunidade de cursar o Mestrado sob sua orientação. Também agradeço aos professores da FEA-RP, em especial ao Fabiano Guasti, ao Gustavo Pereira do departamento de estatística da UFSCAR, e ao professor Osvaldo Novaes do departamento de Física, pelos conselhos, incentivos e todo o conhecimento transmitido em aulas.

Um agradecimento especial à professora Aline Pellicani, que me auxiliou de coração durante grande parte deste trabalho. Sempre serei grato pela disposição demonstrada e pelos conselhos recebidos.

Agradeço a todos os amigos presentes no laboratório que alegraram as tardes com risadas e histórias contadas sobre incontáveis xícaras de café. Em particular à Karine, que estudou comigo nas matérias mais difíceis do curso e à Danika, a maior amizade que o Mestrado me proporcionou.

Agradeço ao Richard, um grande amigo que sempre me incentivou, tanto na vida pessoal quanto na profissional. Sem seu incentivo eu não teria começado o Mestrado.

Por fim, agradeço especialmente à minha companheira, Maria Antonia Valério. Seu apoio durante os momentos mais difíceis desta jornada e sua risada sempre alegre durante os dias felizes foram em grande parte minha motivação para continuar, obrigado por sempre acreditar em mim.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

Resumo

CHAVEZ, R. M. **Incerteza política econômica e decisões de investimento: Evidências para o Brasil**. 2022. Dissertação (Mestrado) - Escola de Engenharia de São Carlos. Universidade de São Paulo, São Carlos, 2022.

Este trabalho investigou a relação entre incerteza política econômica e decisões de investimentos de empresas brasileiras com diferentes características de restrições financeiras. A amostra contou com dados financeiros de 210 firmas de capital aberto entre o período de 2010 a 2019. As empresas foram classificadas como financeiramente restritas e não restritas através dos índices KZ, WW e SA. Os dados foram analisados através de estatísticas descritivas e de estimativas realizadas com o método generalizado de momentos (GMM-sys). Os resultados indicaram que a incerteza política econômica tem um efeito negativo na taxa de investimento das empresas brasileiras. Além disso, o grupo de empresas não restritas financeiramente não apresentou sensibilidade de investimento à incerteza política econômica, enquanto o grupo de empresas restritas demonstrou uma relação negativa. Este estudo traz evidências de que problemas no cenário político brasileiro desestimulam o investimento, principalmente o de empresas com alta dependência de recursos internos.

Palavras-chaves: Decisões de Investimento. Incerteza Política Econômica. Restrição Financeira.

Abstract

CHAVEZ, R. M. **Economic policy uncertainty and investment decisions: Evidence from Brazil**. 2022. Dissertation (Master's) - Escola de Engenharia de São Carlos. Universidade de São Paulo, São Carlos, 2022.

This paper investigated the relation between economical political uncertainty and investment decisions of Brazilian firms with different financial constraints characteristics. The sample took financial data from 210 open capital firms between the years 2010 and 2019. The companies were classified as financially constrained and not financially constrained through the KZ, WW and SA indexes. The data was analyzed through descriptive statistics and estimates made with the generalized method of moments (GMM-sys). The results pointed out that economical political uncertainty has a negative effect on Brazilian companies investment rate. Furthermore, the non financial constrained company group didn't showcase investment sensibility to economical political uncertainty, while the financial constrained group demonstrated a negative relationship to it. This study brings evidence that issues in the Brazilian political side discourages investments, mainly in companies with high reliance on internal resources.

Keywords: Investment Decisions. Economic Policy Uncertainty. Financial Constraints.

Lista de figuras

Figura 1 – Evolução do índice de incerteza política no Brasil	38
Figura 2 – Evolução anual da taxa de investimento média e incerteza política econômica	45
Figura 3 – Evolução anual da taxa de investimento média e incerteza econômica geral	46
Figura 4 – Evolução anual da taxa de investimento média para grupos de restrições financeiras	48

Lista de tabelas

Tabela 1 – Distribuição da amostra por setor industrial	37
Tabela 2 – Descrição das variáveis financeiras	38
Tabela 3 – Estatística descritiva para a amostra completa	45
Tabela 4 – Estatística descritiva por índice de restrição financeira	47
Tabela 5 – Estimação do modelo em (3.1) pelo método GMM- <i>sys</i> para a amostra completa.	50
Tabela 6 – Estimação do modelo em (3.1) pelo método GMM- <i>sys</i> para firmas classificadas de acordo com o índice KZ.	52
Tabela 7 – Estimação do modelo em (3.1) pelo método GMM- <i>sys</i> para firmas classificadas de acordo com o índice WW.	54
Tabela 8 – Estimação do modelo em (3.1) pelo método GMM- <i>sys</i> para firmas classificadas de acordo com o índice SA.	55
Tabela 9 – Correlação entre as variáveis financeiras	65

Sumário

1	INTRODUÇÃO	19
2	REVISÃO DA LITERATURA	22
2.1	<i>Incerteza Política Econômica</i>	22
2.2	<i>Modelos de Investimento</i>	25
2.3	<i>Assimetria de Informação</i>	27
2.4	<i>Restrição Financeira</i>	29
2.5	<i>Incerteza Política e Decisões de Investimento</i>	34
3	BASE DE DADOS E MODELO ECONOMETRICO	36
3.1	<i>Base de Dados</i>	36
3.2	<i>Modelo Econométrico</i>	39
3.3	<i>Variáveis de Restrição Financeira</i>	40
3.4	<i>Método de Estimação</i>	42
4	RESULTADOS	44
4.1	<i>Estatísticas Descritivas</i>	44
4.2	<i>Resultados Principais</i>	49
4.3	<i>Resultados Adicionais: Demais Formas de Classificação</i>	53
5	CONCLUSÕES	57
	Referências	59
	Apêndice A – CORRELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS	65

1 INTRODUÇÃO

Políticos e instituições regulatórias alteram o meio no qual as empresas operam através de mudanças em políticas monetárias, fiscais, e de gastos públicos. A incerteza associada ao momento e impacto que essas mudanças podem causar na economia é conhecida como incerteza política econômica, um tema de estudo que vem recebendo maior atenção desde a crise financeira de 2007-2009. A incerteza foi uma das principais causas para o atraso da recuperação econômica pós crise, tendo em vista que as empresas foram desestimuladas a investir enquanto permaneciam dúvidas sobre como as políticas macroeconômicas seriam ajustadas. (Stock e Watson, 2012).

Gulen e Ion (2016) comentam que um grande desafio deste tema de estudo é o de encontrar uma variável que representa o nível de incerteza política. A literatura propõe diversas variáveis para medir o nível geral de incerteza da economia, tal como a produtividade total de fatores, desvio padrão do retorno de ações ou a volatilidade dos preços de ações.¹ Porém, medir o componente específico da incerteza política contido nesta incerteza global não é um trabalho simples. Alguns estudos buscam atingir este objetivo isolando a incerteza associada a um tipo específico de política pública, no entanto pouco se foi estudado em relação ao nível geral de incerteza política.²

O índice de incerteza política econômica (EPU) construído por Baker, Bloom e Davis (2016) preencheu essa brecha na literatura e facilitou a investigação da relação entre incerteza política e economia. O EPU é baseado na frequência em que termos relacionados às preocupações políticas de curto e longo prazo aparecem nos jornais, e está disponível para diversos países. Apesar da abordagem de Baker, Bloom e Davis (2016) gerar preocupações sobre possíveis vieses na construção do EPU, os autores aplicam diversas ações para validar e trazer robustez ao índice. Estas ações são discutidas em maiores detalhes na revisão de literatura.

Um campo de estudo fundamentado na literatura teórica de opções reais busca entender como decisões políticas influenciam o investimento corporativo, devido a importância do mesmo para o crescimento econômico.³ Neste contexto, Julio e Yook (2012)

¹ Veja, por exemplo Bo e Lensin (2005), Bloom, Bond e Reenen (2007), Bloom et al. (2018)

² Por exemplo Drazen e Helpman (1986), Hermes e Lensink (2001), Boutchkova et al. (2012)

³ A literatura de opções reais destaca que quando firmas enfrentam choques de incerteza e possuem projetos de investimento total ou parcialmente irreversíveis, o valor de esperar até que parte da incerteza se resolva aumenta e o investimento é desestimulado, provocando um retrocesso na economia (Bernanke, 1983; Dixit e Pindyck, 1994).

encontram evidências empíricas de uma relação negativa entre investimento e incerteza política usando eleições nacionais como experimento natural. Os autores obtêm indícios de que as empresas diminuem o nível de investimento em anos eleitorais e concluem que a incerteza política é um dos canais que afetam o crescimento econômico. Complementando o trabalho de Julio e Yook (2012), Gulen e Ion (2016) e Drobetz et al. (2018) utilizam o EPU e também apontam uma relação negativa entre investimento corporativo e incerteza política. Embora a literatura tenha encontrado indícios do efeito da incerteza para amostras globais e países desenvolvidos, pouca atenção tem sido oferecida a um tipo específico de economia: a de países emergentes.

Rodrik (1991) demonstra através de um modelo teórico que economias em desenvolvimento são particularmente sensíveis a incerteza, onde o investimento pode ser intensamente desestimulado se exposto até mesmo a níveis moderados de incerteza política. Swallow-Carrière e Céspedes (2013) encontram evidências empíricas deste tipo de relação, apontando uma queda média quatro vezes maior no nível de investimento de economias emergentes quando comparadas à de países desenvolvidos. Os autores apresentam evidências de que até metade dessa diferença pode ser atribuída à presença de restrições financeiras.

Neste cenário, se faz relevante entender de qual forma a incerteza política pode afetar as decisões de investimento em economias emergentes como a do Brasil, onde grande parte das firmas depende de recursos internos devido a um elevado nível de restrições de crédito. De acordo com Dixit e Pindyck (1994) o atraso nos projetos de investimento das empresas em consequência da incerteza política provoca um retrocesso na economia, e por isso é fundamental que existam evidências de que perturbações no cenário político podem desestimular o crescimento econômico.

O objetivo principal deste estudo é o de explorar o efeito que a incerteza política exerce sobre a decisão de investimento das firmas brasileiras e observar sua variação na presença de restrições financeiras. O Brasil oferece um cenário ideal para este estudo por dois motivos principais: Primeiro, a economia do país é constantemente perturbada por crises políticas. Em especial ao longo da última década, essa instabilidade no governo brasileiro vem elevando a incerteza política a níveis nunca antes vistos, e apesar disto, pouco se sabe sobre seu impacto na atividade econômica (Barboza e Zilberman, 2018). Segundo, apesar de dispor de uma estrutura financeira desenvolvida, o país apresenta um

baixo nível de atividade e oferta de crédito, características típicas de economias emergentes que evidenciam a presença de restrições financeiras (Castro, Kalatzis e Martins-filho, 2015).

A análise é realizada com dados financeiros anuais em painel não balanceado de 210 firmas brasileiras de capital aberto, entre 2010 a 2019. Semelhante a estudos recentes, a incerteza política econômica é capturada utilizando o EPU como *proxy*. Estes dados são utilizados para estimar uma versão modificada do modelo acelerador de investimento através do método GMM-*sys*. Este método é utilizado pela sua característica de atenuar o problema de endogeneidade presente no modelo dinâmico que tem a variável dependente defasada como regressora. O agrupamento de firmas entre financeiramente restritas e não restritas foi realizado através dos índices KZ, WW e SA.

Os resultados das estimativas para a amostra completa apontam que a incerteza política econômica tem um efeito negativo na taxa de investimento das empresas. Este efeito negativo se mantém significativo mesmo após controlar por oportunidades de investimento, condições macroeconômicas e pela incerteza geral da economia. Quando as restrições financeiras são consideradas, o grupo de firmas restritas apresenta o mesmo efeito negativo entre incerteza política e a taxa de investimento, enquanto o grupo de firmas não restritas não apresenta significância estatística deste efeito. Estes resultados são robustos para os três índices de restrições financeiras.

Estes resultados trazem duas implicações importantes. Primeiro, a previsibilidade do ambiente político é importante para o investimento corporativo, e como este investimento é um agente importante para o crescimento econômico, políticos e governantes devem prezar por um ambiente mais estável e transparente para amenizar o impacto que mudanças políticas causam no investimento das empresas. Segundo, firmas com características financeiras diferentes de acesso a crédito têm seus projetos de investimento afetados de maneiras distintas devido à incerteza política econômica. Esta é uma característica que deve ser levada em consideração ao avaliar o impacto que o ambiente político causa no investimento corporativo.

Este trabalho está organizado em cinco capítulos, sendo esta introdução o primeiro. Em seguida é realizada uma revisão da literatura sobre incerteza política e decisões de investimento. O terceiro capítulo descreve a base de dados e os métodos econométricos aplicados. No capítulo quatro são apresentados e discutidos os resultados encontrados. Por fim, no capítulo cinco apresentam-se as conclusões dos resultados obtidos, suas limitações e algumas considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 *Incerteza Política Econômica*

A percepção de que existe uma relação entre o governo e a economia de um país é de certa forma intuitiva, pois o ambiente no qual o setor privado opera é influenciado pelas políticas macroeconômicas, regulatórias e de incentivos ao crescimento econômico. Uma vez que este conjunto de ações pode ser alterado de acordo com as preferências do governo atual, perspectivas de modificações na política econômica provocam certo nível de insegurança. Esta insegurança é conhecida na literatura como incerteza política econômica, e em geral é mais acentuada em períodos de crises governamentais e de recessão, períodos nos quais mudanças na política econômica são mais prováveis de ocorrer. (Friedman, 1968; Julio e Yook, 2012; Pástor e Veronesi, 2012).

Uma das dificuldades de se trabalhar com incerteza política é a de encontrar uma medida que a represente. Embora a literatura proponha diversas medidas para captar a incerteza geral na economia, desemaranhar apenas a parcela referente a incerteza política é um grande desafio.⁴ As principais estratégias para lidar com este desafio são: Explorar o período de eleições como experimento ou utilizar o índice de incerteza política econômica (EPU).

O uso do período de eleições presidenciais como experimento para capturar a incerteza política foi proposto por Julio e Yook (2012). Os autores apresentam dois motivos para a proposta: Primeiro, os modelos tradicionais assumem um único agente que planeja as políticas econômicas, enquanto na realidade ocorrem trocas no governo de pessoas com diferentes inclinações políticas. Segundo, períodos de recessão econômica podem gerar maior incerteza política, desta forma é plausível que haja um grau de endogeneidade entre incerteza e crescimento econômico. As eleições podem minimizar esse problema por serem um experimento natural, uma vez que o período eleitoral é um evento exógeno determinado pela constituição e está fora do controle de qualquer firma. Desta forma, se a incerteza política for maior durante períodos de eleição, esse evento irá ajudar a isolar o efeito da incerteza de outros fatores não observáveis.

⁴ As medidas de incerteza mais utilizadas na literatura são a produtividade total de fatores, o desvio padrão do retorno de ações ou a volatilidade dos preços de ações. (Bo e Lensin, 2005; Bloom, Bond e Reenen, 2007; Bloom et al., 2018)

O estudo de Julio e Yook (2012) encontra evidências de que o investimento diminui cerca de 4,8% globalmente em anos eleitorais, comparado com anos sem eleições. A magnitude desse efeito varia entre países e entre diferentes sistemas eleitorais, mas todos evidenciam um efeito negativo entre eleições e investimento, levando a conclusão que as firmas diminuem os investimentos até que parte da incerteza política seja resolvida. Também são encontradas evidências empíricas de uma relação negativa entre incerteza política e oferecimento de *IPO's* (Çolak, Durnev e Qian, 2017), e uma relação positiva com fluxo de caixa (Jence, 2017).

Já o EPU proposto por Baker, Bloom e Davis (2016) é atualmente a medida mais aceita na literatura para captar o efeito da incerteza política na economia. O índice captura preocupações de curto e longo prazo sobre quem é o responsável por uma decisão política econômica, quais ações políticas econômicas serão realizadas e quando essas mudanças ocorrerão. É construído a partir de pesquisas automatizadas em dez grandes jornais dos Estados Unidos, onde são contados o número de artigos que contém pelo menos um termo relacionado a cada categoria de incerteza, economia e política.⁵ Esta contagem é então normalizada para cada jornal e para cada mês pelo número total de artigos naquele jornal. Cada uma destas dez séries mensais é então convertida para unidades de desvio padrão, onde finalmente é calculada a média destas séries que resultam no EPU mensal.

De acordo com Gulen e Ion (2016) o *EPU* tem uma correlação negativa com o *PIB* e uma correlação positiva com índices de incerteza sobre futuros retornos de ativos. Essas correlações evidenciam dois grandes desafios econométricos: o índice pode estar captando baixas oportunidades de investimento ou incerteza econômica não relacionada com a política. As providências adotadas por Baker, Bloom e Davis (2016) para minimizar estas preocupações são discutidas abaixo.

Uma primeira preocupação é a de que a metodologia de construção do EPU não seja confiável para produzir um índice de incerteza. Como prova de conceito, Baker, Bloom e Davis (2016) reconstroem o EPU com a mesma metodologia de pesquisa automatizada, porém substituem o termo político por termos do mercado de ações. Este índice reconstruído

⁵ Para o Brasil, o índice é construído com a contagem de artigos do jornal Folha de São Paulo desde 1991. Os termos pesquisados para as categorias de incerteza e economia são: incerto ou incerteza, econômico ou economia. Já para a categoria política são pesquisados os seguintes termos: Regulação, déficit, orçamento, imposto, banco central, alvorada, planalto, congresso, senado, câmara dos deputados, legislação, lei, tarifa.

tem uma correlação de 0,73 com o *Chicago Board Options Exchange Volatility Index (VIX)*, uma medida altamente aceita como incerteza sobre futuros retornos de ativos.

Uma segunda possibilidade é se os termos utilizados para o *EPU* são os melhores possíveis para capturar a incerteza política. Nesse sentido, Baker, Bloom e Davis (2016) lideram uma equipe de estudantes que fazem um processo de auditoria em 10.463 artigos durante 18 meses, com o objetivo de identificar o melhor conjunto de palavras que aparecem em artigos que discutem incerteza política. Essas auditorias encontram a informação de que apenas 1,8% dos artigos discutem uma redução na incerteza política, indicando que a maior parte da contagem se refere ao aumento da incerteza. Adicionalmente, é calculada a diferença entre o índice construído por pesquisa automatizada e o índice construído pela equipe de auditores. Esta diferença não está correlacionada com o PIB ou com o índice da equipe humana, indicando que o *EPU* não deve introduzir um viés na análise.

Uma última preocupação é sobre a possibilidade de viés causado por jornais com inclinações políticas diferentes. Por exemplo, jornais com posicionamento de esquerda poderiam exagerar as notícias de incerteza política quando o governo atual fosse de direita. Para investigar esta possibilidade, Baker, Bloom e Davis (2016) usam o índice de inclinação política desenvolvido por Gentzkow e Shapiro (2010) para dividir os jornais entre diferentes posicionamentos. Os autores então categorizam os jornais entre esquerda e direita e refazem o índice separadamente para as duas inclinações políticas. Os dois *EPU* resultantes são praticamente idênticos, indicando que a inclinação política não enviesava o índice.

Embora diversos trabalhos usem o trabalho de Baker, Bloom e Davis (2016) para analisar os efeitos da incerteza política na economia, o *EPU* não é livre de críticas quanto a sua interpretação. Jence (2017) argumenta que embora o índice capte eventos relacionados a incerteza política, ele também é correlacionado com eventos que elevam a incerteza econômica geral, e separar o componente ligado estritamente a incerteza política destes eventos vai além da capacidade do *EPU*. Com o objetivo de lidar com estas preocupações, Gulen e Ion (2016) propõem controlar por expectativas de futuras condições econômicas. Este trabalho irá adotar esta abordagem, controlando o modelo por variáveis de oportunidade de investimento, condições macroeconômicas e a incerteza econômica geral.

2.2 Modelos de Investimento

O modelo acelerador de investimento é o modelo mais antigo ainda em uso na literatura, teve sua base formulado por Clark (1917) com o princípio acelerador. A ideia central do princípio de Clark é de que bens de capital possuem uma demanda variável, e quando essa variação na demanda é positiva ocorre um incentivo ao investimento no capital social da firma, a fim de suprir este aumento de demanda. Assim o princípio acelerador é de que o estoque ótimo de capital é proporcional apenas a quantidade produzida, e isso faz com que o investimento, I , em determinado período dependa apenas do crescimento da quantidade produzida, Y : (Eklund, 2013)

$$I = \alpha Y \tag{2.1}$$

Com α sendo a constante de elasticidade de Cobb-Douglas.

Este princípio foi aplicado por Samuelson (1939a) e Samuelson (1939b) que usou a suposição de preços fixos ⁶ da abordagem keynesiana para criar o modelo acelerador de investimento, e assim analisar o efeito dos ciclos econômicos sobre os investimentos. O modelo ganhou popularidade na década de 50 com o estudo de Chenery (1952) que verificou que a capacidade de produção tem poder preditivo nos investimentos e reformulou o princípio acelerador para incluir seu resultado.

O modelo neoclássico surgiu utilizando o teorema de irrelevância de Modigliani e Miller (1958) e a teoria de investimento de Fisher, de ajuste a um estado ótimo de equilíbrio. O teorema proposto foi de que a estrutura financeira da firma é irrelevante para seu valor de mercado em um mundo de mercados perfeitos, deste teorema interpreta-se que a estrutura de capital da firma não tem efeito sobre suas decisões de investimento. Utilizando esta interpretação, Jorgenson (1963) propôs que em um mundo de mercados perfeitos - sem fricções financeiras - o problema de otimização da firma poderia ser resolvido utilizando o custo de capital como único determinante do investimento. Em outras palavras, a decisão de investimento da firma dependeria apenas se o projeto atual tem um valor presente positivo, e este projeto poderia ser financiado com qualquer combinação de caixa interno ou débito externo.

⁶ O modelo Keynesiano de preços fixos assume que as firmas fornecem a quantidade necessária de um produto de forma a atender toda a demanda por um preço fixo. Isso significa que no modelo de preços fixos, o fator da elasticidade de substituição é igual a 0.

Usando a função de produção Cobb-Douglas com a elasticidade produto em relação ao capital, γ , o nível ótimo de estoque é igual a:

$$K^* = \gamma \frac{\rho Q}{c} \quad (2.2)$$

Observa-se dessa função que o nível ótimo de capital K^* depende apenas da quantidade do produto Q , do preço do produto ρ e do custo de capital do usuário, c . Então o investimento se torna a mudança de capital entre dois períodos:

$$I = \gamma \frac{\rho Q}{c} - K^*(t - \tau) \quad (2.3)$$

Já o modelo “Q” de Tobin foi proposto por Brainard e Tobin (1968) e Tobin (1969) em resposta aos problemas de ajuste do estoque de capital e a ausência de expectativas nos modelos neoclássico e acelerador. A solução oferecida pelos autores foi de que investimentos são feitos até que o valor de mercado dos ativos da empresa seja igual ao seu custo de reposição. Assim o investimento, I , é uma função do coeficiente marginal “q”:

$$I = f(q_m) \quad (2.4)$$

Ou seja, no modelo “Q” de Tobin o investimento pode ser completamente explicado pelo coeficiente marginal “q”, que é dado pela equação:

$$q_m = \lambda/s \quad (2.5)$$

Em que λ é custo de oportunidade de capital e s é o custo de uma unidade adicional de capital, logo o coeficiente “ q_m ” é interpretado como o retorno marginal de capital relativo ao custo de oportunidade de capital.⁷ Dessa forma, investimentos devem ser feitos pelas empresas enquanto o “ q_m ” for maior do que um, do contrário o custo de substituição da firma é maior do que seu valor de capital instalado e ocorre um processo de desinvestimento.

Estes modelos foram a base para a pesquisa sobre os determinantes do investimento das firmas, principalmente o modelo neoclássico que elevou a discussão sobre o problema de estrutura de capital previamente levantado por Meyer e Kuh (1957).

Porém este modelo assume uma simplificação da realidade ⁸ que desconsidera os problemas de assimetria de informação e os custos de transação de mercados de

⁷ Empiricamente é desafiador calcular o coeficiente q_m , por isso a literatura costuma usar como proxy o “q” médio. Entretanto o mesmo não é livre de críticas sobre sua utilidade, por exemplo Hayashi (1982) demonstra que o “q” médio só é um proxy eficiente para o q_m sobre suposições restritivas que dificilmente são observadas na realidade.

⁸ Modigliani comentou em sua conclusão que foram feitas suposições fortes de competição perfeita e facilidade de acesso aos mercados de capitais com o objetivo de realizar uma aproximação inicial do problema, e que trabalhos futuros devem começar a relaxar essas suposições para se aproximar da realidade.

créditos, que por sua vez caracterizam os mercados imperfeitos e levam a problemas de restrição financeira. Segundo Stein (2003) e Castro (2011) os problemas de assimetria de informação e a restrição financeira das firmas exercem um papel fundamental na determinação do investimento empresarial, pois as firmas dependem de uma combinação de recursos internos e externos para financiar seus investimentos, onde esses recursos não são substitutos perfeitos conforme assumido por Modigliani e Miller (1958) e Jorgenson (1963) no modelo neoclássico.

2.3 Assimetria de Informação

A assimetria de informação ocorre nos mercados imperfeitos onde uma das partes de uma negociação tem acesso a mais informação do que a outra, na literatura diz-se que essa parte com mais informação têm acesso a *informação privada* ou *informação assimétrica*. Esta assimetria de informação gera uma ineficiência no mercado já que as partes menos informadas passam a ter uma incerteza sobre qual é a decisão ótima, e quando essa ineficiência é observada nos mercados de créditos ocorrem situações de restrição de crédito. (Stiglitz e Weiss, 1981; Bester e Hellwig, 1987; Bebczuk, 2003; Nicholson e Snyder, 2007)

O estudo de como a assimetria de informação afeta o financiamento de investimentos teve sua origem com o trabalho de Akerlof (1970). Akerlof estudou o mercado automobilístico dos Estados Unidos e verificou que os compradores não tinham como distinguir entre carros bons ou ruins (chamados pelo autor de “limões”), devido a isso o preço oferecido por um carro bom era o mesmo que o oferecido por um “limão”. Já os vendedores com acesso à informação privada sobre a qualidade do carro eram desincentivados a vender seus produtos de boa qualidade pelo mesmo preço que o oferecido por um “limão”, pois seria mais vantajoso vender um “limão” e depois comprar um carro bom pelo mesmo preço. Assim o mercado ficou inundado de produtos de baixa qualidade e escasso de produtos de alta qualidade, fenômeno causado pela assimetria de informação entre vendedores e compradores.

Aplicando o problema dos “limões” ao mercado financeiro, os *shareholders* não tem como distinguir a qualidade das empresas, assim ao comprar uma ação é demandado um

prêmio até mesmo de boas firmas para balancear as perdas de comprar ações de “limões”. (Fazzari, Hubbard e Petersen, 1988)

Esta ineficiência causada pela assimetria de informação leva a dois problemas nos mercados de créditos: O de seleção adversa, que ocorre quando um credor não é capaz de distinguir projetos com diferentes riscos de crédito e o risco moral, que é caracterizado pela falta de informação do credor sobre como o tomador do empréstimo vai usar esse financiamento, pois o mesmo pode usá-lo para fins que divergem do interesse do credor. (Bebczuk, 2003; Nicholson e Snyder, 2007)

Stiglitz e Weiss (1981) estudaram o problema de seleção adversa nos mercados de crédito. Os autores propuseram um modelo de racionamento de crédito em que se chega a um equilíbrio com excesso de demanda, onde apenas uma parte de tomadores de crédito com características observáveis idênticas recebem empréstimos. O argumento usado é de que em um problema de seleção adversa - onde não é possível distinguir os riscos de crédito - um aumento nas taxas de juros para lidar com essa incerteza teria um efeito contrário, pois em um ambiente de juros altos as empresas de baixo risco evitariam usar fundos externos enquanto apenas as empresas de maior risco buscariam esses fundos. Como consequência desse efeito, o banco atrairia um maior número de tomadores de crédito de alto risco e seu lucro poderia diminuir pela maior probabilidade de não receber o pagamento. Dessa forma o banco se limita a uma taxa de juros que restringe o número de empréstimos que podem ser concedidos e o crédito passa a ser racionado, onde até mesmo empresas de baixo risco podem sofrer restrições de crédito.

Já o problema de risco moral consiste no risco de o tomador de crédito usar os fundos obtidos para fins que estão em conflito com o interesse do credor. Assumindo que um tomador tem dois projetos disponíveis: Projeto *a* com menor risco e menor retorno e o projeto *b* com maior risco e maior retorno, seria do interesse do credor que o tomador optasse pelo projeto *a* com maior probabilidade de sucesso. Porém em uma situação de assimetria de informação o credor não possui os meios para distinguir por qual projeto o tomador vai optar, e como um aumento na taxa de juros apenas reduz o incentivo do tomador de evitar o projeto com maior probabilidade de falência, isso leva o credor a racionar o crédito disponível. (Bester e Hellwig, 1987)

Após considerar a existência do problema de assimetria de informação nos mercados de créditos e como esse problema pode levar ao racionamento de crédito (Jaffee e Russell, 1976; Stiglitz e Weiss, 1981), o avanço dos estudos neste tema verificou que em mercados

imperfeitos a hipótese de que os fundos internos têm o mesmo custo que os externos não se sustenta. (Townsend, 1979; Greenwald, Stiglitz e Weiss, 1984; Gertler, 1992)

Neste contexto, Myers (1984) apresenta a teoria da hierarquia financeira ou “*pecking order*”. A teoria da hierarquia financeira defende que as firmas que procuram financiar seus investimentos recorrem primeiramente aos seus fundos internos - por serem menos custosos do que fundos externos - e apenas caso estes se esgotem procuram financiamento em fontes externas de baixo custo ou em último caso com a emissão de ações. Mayer (1990) demonstra evidências da existência dessa hierarquia ao analisar oito países desenvolvidos, com os fundos próprios sendo as principais fontes de financiamento seguidos por fontes externas como empréstimos e emissões de ações.

Nessas circunstâncias de mercados imperfeitos com a presença de assimetria de informação, custos de transação e restrições de crédito se apresenta o problema de restrição financeira das firmas, e como a presença dessas restrições influenciam o investimento corporativo.

2.4 Restrição Financeira

As firmas são classificadas como financeiramente restritas caso seus investimentos sejam limitados pela disponibilidade de recursos internos. Em outras palavras, caso a firma escolha por não realizar um investimento - que seria realizado se houvessem fundos internos suficientes - devido a indisponibilidade ou elevados custos de fundos externos, é classificada como financeiramente restrita pela literatura econômica. (Kaplan e Zingales, 1997)

Infelizmente, a restrição financeira das firmas não é uma característica observável e depende de uma série de hipóteses e suposições para ser classificada. Uma hipótese testável para medir indiretamente a restrição financeira é a de que existe uma relação positiva entre medidas de liquidez (geralmente fluxo de caixa) e investimento corporativo. Caso o mercado seja perfeito e fundos internos e externos sejam substitutos perfeitos, não deve haver uma associação entre a variação de fundos internos e investimento corporativo quando se controla para oportunidades de investimento no modelo econométrico, caso contrário - onde existem imperfeições de mercado - e o custo de fundos externos é maior do que o dos fundos internos, as empresas optariam por investir prioritariamente com seus

fundos internos conforme a teoria da hierarquia financeira, e isso causaria uma associação entre a variação de liquidez da firma e seus investimentos.

Utilizando essas premissas, o artigo de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) intensifica as discussões sobre as variáveis financeiras nas decisões de investimento. Utilizando a política de pagamento de dividendos de 422 firmas americanas no período de 1970 a 1984, os autores argumentaram que caso a diferença de custos dos fundos internos e externos fosse pequena, as firmas usariam recursos externos para financiar seus investimentos quando suas finanças internas variassem. Caso contrário - se o custo dos fundos externos fosse significativamente maior que o custo dos fundos internos - às firmas que pagam menos dividendos reteriam os lucros para financiar seus investimentos, neste caso existiria uma associação positiva entre os investimentos e o fluxo de caixa das firmas. A partir desta hipótese as firmas foram classificadas em três grupos distintos conforme suas políticas de pagamento de dividendos, o fluxo de caixa foi usado como *proxy* para a liquidez das firmas resultando no seguinte modelo de investimento, representado em sua forma reduzida:

$$(I/K)_{it} = f(X/K)_{it} + g(CF/K)_{it} + u_{it} \quad (2.7)$$

Com I representando investimentos, X sendo um vetor de variáveis importantes para explicar investimento, CF o fluxo de caixa, K o estoque de capital no início de cada período e u_{it} o termo de erro. Os resultados indicaram que a variável fluxo de caixa se mostrou significativa em todos os modelos, incluindo o modelo que usa o q de Tobin⁹ para controlar as oportunidades de investimento. O destaque do trabalho foi que o grupo de firmas classificadas como baixas em pagamentos de dividendos - vistas a priori como mais financeiramente restritas - tiveram a maior sensibilidade do investimento a variável de fluxo de caixa, levando a conclusão de que uma maior sensibilidade do investimento-fluxo de caixa estaria associado a maiores restrições financeiras.

Diversos estudos comprovaram os resultados obtidos por Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) de que existe uma correlação do investimento corporativo com seu fluxo de caixa, e que essa correlação é maior para firmas pequenas e com baixo pagamento de dividendos. (Devereux e Schiantarelli, 1990; Hoshi, Kashyap e Scharfstein, 1991; Whited, 1992; Bond, 1994; Carpenter et al., 1994; Hubbard, Kashyap e Whited, 1995)

⁹ O modelo Q de Tobin proposto por Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) é representado pela equação:

$$(I/K)_{it} = \mu_i + \mu_1 Q_{it} + u_{it} \quad (2.8)$$

Onde μ_i é o valor normal de $(I/K)_{it}$, Q é o q de Tobin e u_{it} é o termo de erro.

Uma crítica importante ao trabalho de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) foi feita por Kaplan e Zingales (1997). Os autores argumentaram que não existe uma teoria sólida o suficiente para justificar a suposição de que a restrição financeira aumente monotonicamente com a sensibilidade do investimento-fluxo de caixa e testaram empiricamente a validade do uso dessa sensibilidade como critério do grau de restrição financeira. Ao analisar uma sub-amostra de 49 empresas do trabalho de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) os autores evidenciaram que uma grande parcela das firmas classificadas como financeiramente restritas não poderiam ser classificadas desta forma. Além disso, encontraram evidências de que firmas classificadas como menos restritas exibiam maior sensibilidade dos seus investimentos ao fluxo de caixa do que as mais restritas, indo em direção contrária aos resultados obtidos por Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) e levantando o questionamento sobre a validade do uso da sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa como indicador de intensidade de restrição financeira.

Confirmando a crítica feita por Kaplan e Zingales (1997), Cleary (1999) analisou uma amostra de 1.337 firmas americanas no período de 1987 a 1994, e encontrou evidências de que as firmas menos restritas - com maior credibilidade - exibiam uma maior sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa.

Essa contradição foi aliviada por Cleary, Povel e Raith (2007). Os autores teorizaram e demonstraram empiricamente que os investimentos corporativos são uma função de seus fundos internos em forma de U, em que o equilíbrio entre os custos e receitas de investimentos depende do nível de fundos internos disponíveis, e essa variação influencia a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa. Usando um modelo baseado nesta teoria, Cleary, Povel e Raith (2007) demonstraram que as evidências encontradas por Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), Kaplan e Zingales (1997) e Cleary (1999) não são conflitantes, mas são causadas pelos diferentes métodos de classificação de restrição financeira. Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) classificaram as firmas utilizando uma medida de assimetria de informação, que leva ao resultado de maiores sensibilidades investimento-fluxo de caixa para firmas mais restritas. Já Kaplan e Zingales (1997) e Cleary (1999) utilizaram medidas de saúde financeira que possivelmente são correlacionadas com seus fundos internos, causando uma variação na sensibilidade investimento-fluxo de caixa que pode levar aos resultados contrários a Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) encontrados pelos autores.

Desta forma, um desafio na literatura de investimentos corporativos aparece em quais critérios utilizar para classificar o grau de restrição financeira das firmas. Definir

quais firmas são de fato financeiramente restritas é uma tarefa desafiadora, na prática o limite das abordagens utilizadas está em comparar intensidades diferentes de restrições financeiras, e diferentes critérios para a classificação podem levar a diferentes resultados. (Kaplan e Zingales, 1997; Cleary, Povel e Raith, 2007)

Diversos índices para classificar a restrição financeira das firmas foram criados desde as críticas levantadas por Kaplan e Zingales (1997), destes destacaram-se o índices KZ (Lamont, Polk e Saa-requejo, 2001), WW (Whited e Wu, 2006) e SA (Hadlock e Pierce, 2010).

O índice KZ - proposto por Lamont, Polk e Saa-Requejo (2001) com base nas regressões do trabalho de Kaplan e Zingales (1997) - foi um dos primeiros índices elaborados com o objetivo de classificar o grau de restrição financeira das firmas. Construído como uma combinação linear de cinco razões contábeis, é utilizado com frequência nos trabalhos que procuram analisar o comportamento de investimentos de firmas restritas e não restritas. (Chen e Wang, 2012; Castro, Kalatzis e Martins-filho, 2015; Lambrinoudakis, Skiadopoulos e Gkionis, 2019)

Embora o índice KZ seja utilizado empiricamente, seu uso não carece de críticas. Os principais pontos de atenção são os possíveis erros de mensuração da variável q de Tobin¹⁰ e a dificuldade do índice de caracterizar as restrições financeiras em análises *cross-section*. (Almeida, Campello e Weisbach, 2004; Whited e Wu, 2006; Hadlock e Pierce, 2010)

Whited e Wu (2006) construíram o índice WW com o objetivo de evitar o viés de mensuração do q de Tobin presente no índice KZ. Os autores utilizaram uma abordagem da equação de Euler em um modelo estrutural de investimento, essa abordagem tem a vantagem de não utilizar a variável q de Tobin, evitando o problema de mensuração por completo. O índice WW foi amplamente adotado na literatura econômica, com diversos estudos utilizando-o para analisar a diferença de comportamento das firmas em múltiplas dimensões, como: Investimento em P&D e retorno de ações (Li, 2011), empréstimos bancários (Behr, Norden e Noth, 2013), financiamento em economias emergentes (Castro, Kalatzis e Martins-filho, 2015), *cash holding* e maturidade de dívidas (Brick e Liao, 2017).

Hadlock e Pierce (2010) usaram informações qualitativas para categorizar com precisão a restrição financeira das firmas e usaram esses resultados como *baseline* para avaliar os índices KZ e WW. As análises resultantes questionaram a validade do índice KZ

¹⁰ Evidências do erro de mensuração do q de Tobin são elaboradas nos trabalhos de Erickson e Whited (2001), Bond e Cummins (2001), Cooper e Ejarque (2001).

e encontram suporte fraco para o índice WW. Como alternativa a estes índices, os autores propuseram o índice SA que é construído com duas variáveis que se mostraram fortes preditoras de restrições financeiras - idade e tamanho da firma. O trabalho de Hadlock e Pierce (2010) foi bem aceito na literatura de finanças corporativas, com diversos trabalhos empíricos utilizando o índice SA para categorizar o grau de restrição financeira das firmas. (Fernandes e Ferreira, 2017; Guo et al., 2018)

Farre-Mensa e Ljungqvist (2016) criticam os índices KZ, WW e SA, e argumentam que os mesmos não são capazes de identificar eficientemente a restrição financeira das firmas. Explorando um choque exógeno na demanda de débitos e o comportamento das firmas de reciclar *equity*, os resultado do trabalho indicaram que as firmas classificadas como restritas - embora se diferenciam das firmas não restritas em outras dimensões - não se comportam como firmas restritas e não tem dificuldades em levantar fundos externos. Os autores concluem argumentando que os índices dependem de características endógenas que podem estar captando diferenças não observáveis das firmas, e que as descobertas atribuídas às restrições financeiras podem estar na realidade refletindo diferenças de crescimento e políticas monetárias.

Após a crítica de Farre-Mensa e Ljungqvist (2016), dois índices de destaque foram elaborados na literatura de finanças corporativas: O índice ASCL de Mullier, Schoors e Merlevede (2016) e o índice FCP de Schauer, Elsas e Breilkopf (2019).

Mullier, Schoors e Merlevede (2016) desenvolveram um índice para as firmas Europeias que inclui - além do tamanho e idade proposto por Hadlock e Pierce (2010) - o fluxo de caixa como proxy para capacidade de pagamento da firma e a taxa de alavancagem como proxy para o risco de solvência. Os autores verificaram a integridade do índice usando a taxa de juros, um choque exógeno na oferta de crédito que ocorreu no país e a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa. Consistente com a hipóteses dos autores, as firmas classificadas como mais restritas tiveram uma maior taxa de juros, menor crescimento durante o período de choque na oferta de crédito e maior sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa - evidenciando que o índice ASCL capta a restrição financeira das firmas.

Já o índice mais recente foi proposto por Schauer, Elsas e Breilkopf (2019), usando dados de uma pesquisa que ocorreu entre 1989-2012 em empresas alemãs para classificar o estado financeiro das empresas. Comparando a classificação de restrições da pesquisa com a resultante dos índices KZ, WW e SA, foi evidenciado que os três índices não são eficientes em classificar a restrição financeira. Os autores propuseram um novo índice

que usa o tamanho da firma, retenção de caixa, taxa de cobertura de juros e retorno das ações. Este índice foi mais preciso na classificação de firmas privadas europeias e em firmas listadas americanas, e se mostrou robusto a estabilidade dos parâmetros para diferentes períodos de tempos e sub-amostras.

A literatura interpreta a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa como indicador de restrição financeira, porém não se sabe se essa sensibilidade reflete outros fatores financeiros ou se o investimento e o fluxo de caixa são correlacionados com alguma variável omitida. Uma metodologia de identificação de restrição financeira perfeita parece não existir, os critérios de classificação utilizados devem ser pensados para o contexto dos dados que serão analisados. (Mullier, Schoors e Merlevede, 2016; Schauer, Elsas e Breitkopf, 2019)

2.5 Incerteza Política e Decisões de Investimento

A literatura empírica que busca examinar o efeito da incerteza política nas decisões de investimento se baseia na literatura teórica de opções reais. A ideia é a de que incerteza sobre futuras condições econômicas gera uma incerteza sobre a lucratividade do investimento. Dessa forma, se parte dos investimentos são irreversíveis, as firmas são incentivadas a adiar os investimentos até que as condições econômicas estejam mais estáveis, gerando temporariamente um efeito negativo no nível de investimentos do país. (Bernanke, 1983; Pyndick, 1988)

Uma das primeiras evidências empíricas dessa relação foi documentada por Julio e Yook (2012), que analisou o efeito da incerteza política no nível de investimento global. Os autores demonstraram que o nível de investimento diminui em média 4,8% em períodos de eleições nacionais. Estendendo esta linha de pesquisa, Kang, Lee e Ratti (2014), Gulen e Ion (2016), Jence (2017) analisam a relação do investimento corporativo nos Estados Unidos com diferentes *proxies* para a incerteza política, e todos encontram uma relação negativa que leva até três anos para voltar aos níveis anteriores.

Embora a literatura tenha encontrado indícios do efeito da incerteza para amostras globais e países desenvolvidos, pouca atenção tem sido oferecida a um tipo específico de economia: a de países emergentes. Rodrik (1991) demonstra através de um modelo teórico que economias em desenvolvimento são particularmente sensíveis a incerteza,

onde o investimento pode ser intensamente desestimulado se exposto até mesmo a níveis moderados de incerteza política. Swallow-Carrière e Céspedes (2013) encontram evidências empíricas deste tipo de relação, apontando uma queda média quatro vezes maior no nível de investimento de economias emergentes quando comparadas à de países desenvolvidos. Os autores apresentam indícios de que até metade dessa diferença pode ser atribuída à presença de restrições financeiras.

Entender a magnitude dessa relação é particularmente importante para o cenário brasileiro desta década, que vem sendo palco de níveis de incerteza nunca antes vistos, provocados por diversas crises políticas (Barboza e Zilberman, 2018). Além disto, apesar de dispor de uma estrutura financeira desenvolvida, o país apresenta um baixo nível de atividade e oferta de crédito, características típicas de economias emergentes que evidenciam a presença de restrições financeiras (Castro, Kalatzis e Martins-filho, 2015). Desta forma, justifica-se a importância de analisar o impacto que o incerto cenário político brasileiro causou nas decisões de investimentos corporativos, principalmente levando em consideração o elevado nível de restrições financeiras observadas no país.

Apesar das contribuições únicas que estudos no Brasil podem oferecer para a literatura de decisões de investimento e incerteza política, encontram-se poucos trabalhos neste tema. Um dos principais estudos foi o de Silva (2020), que encontrou um efeito negativo no nível de investimento em períodos de eleições nacionais. Desta forma, este estudo tem como objetivo investigar como o investimento corporativo é afetado por variações no nível de incerteza política.

3 BASE DE DADOS E MODELO ECONOMÉTRICO

O objetivo deste capítulo é o de apresentar e explicar a construção da base de dados utilizada, assim como o de expor a metodologia aplicada para analisar a relação entre incerteza política econômica, investimento corporativo e restrições financeiras.

A seção 3.1 apresenta como a base de dados foi construída. A seção 3.2 enuncia o modelo econométrico utilizado no estudo e suas variáveis. A seção 3.3 detalha a construção dos índices de restrição financeira. Por fim a seção 3.4 explica os métodos de estimação utilizados.

3.1 Base de Dados

A realização deste trabalho requer a coleta de dados financeiros, do índice de incerteza política econômica para o Brasil, construído por Baker, Bloom e Davis (2016) e de dados macroeconômicos.

As informações financeiras coletadas contém informações anuais de firmas brasileiras de capital aberto negociadas na BM&FBovespa no período 2010 a 2019, provenientes da base de dados da Economatica. Para ser incluída no estudo, a firma deve ter todas as informações contábeis para a construção das principais variáveis do modelo descrito na seção (3.2) por pelo menos 4 anos consecutivos. As firmas do setor financeiro e de fundos de investimento são excluídas da base de dados por terem particularidades operacionais e de investimentos que diferem dos outros setores. Observações com receita líquida operacional e patrimônio líquido negativos também são excluídas da amostra. Todos os dados financeiros foram deflacionados pelo Índice de Preço ao Consumidor (IPCA) calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), usando a data de 14 de julho de 2020 como referência. O impacto causado por *outliers* nas observações é reduzido com o uso da metodologia de tratamento de valores discrepantes conhecida como winsorização. Adotou-se o limite de 5% e 95% para cada variável financeira. Dessa forma a amostra final resulta em um painel não balanceado composto por 210 firmas, totalizando 1682 observações firmas-ano. A tabela 1 demonstra a distribuição da amostra por setor industrial.

As principais variáveis financeiras adotadas no estudo são o estoque de capital, para a construção da taxa de investimento; o ativo total, como medida de tamanho das firmas; o lucro líquido, depreciação e amortização para calcular o fluxo de caixa, as dívidas

Tabela 1: Distribuição da amostra por setor industrial

Setor Industrial	Observações	Percentual(%)	Percentual Acumulado
Agro e Pesca	25	1,49	1,49
Alimentos e Bebidas	83	4,93	6,42
Comercio	110	6,54	12,96
Construção	164	9,75	22,71
Eletroeletrônicos	29	1,72	24,44
Energia Elétrica	232	13,79	38,23
Maquinas Industriais	36	2,14	40,37
Mineração	23	1,37	41,74
Minerais não Metálicos	24	1,43	43,16
Outros	308	18,31	61,48
Papel e Celulose	42	2,50	63,97
Petróleo e Gás	46	2,73	66,71
Química	60	3,57	70,27
Siderúrgica e Metalúrgica	115	6,84	77,11
Software e Dados	19	1,13	78,24
Telecomunicações	27	1,61	79,85
Têxtil	139	8,26	88,11
Transporte e Serviços	92	5,47	93,58
Veículos e Peças	108	6,42	100,00

Esta tabela detalha a distribuição da amostra por setor industrial.

de longo e curto prazo e a receita operacional líquida para captar o crescimento de vendas. A tabela 2 apresenta a descrição e construção de todas as variáveis financeiras utilizadas no estudo, e suas correlações são apresentadas na tabela 9 do apêndice A.

O índice de incerteza política econômica foi coletado através do Economic Policy Uncertainty ¹¹, um site mantido pelos autores Baker, Bloom e Davis (2016) que construíram o EPU para diversos outros países. Esta variável que representa a incerteza política foi construída inicialmente para os Estados Unidos usando a metodologia de pesquisas textuais nos 10 jornais principais do país, em que são procurados artigos que cumpram o critério de ter termos relacionados a incerteza, economia e política. A contagem de artigos relacionados a incerteza política de cada jornal é escalada pelo total de artigos do jornal no mês (X_{it}), em seguida o X_{it} é padronizado pela sua variância no intervalo de 1985 a 2009 (Y_{it}), é retirado a média de Y_{it} dos 10 jornais para obter a série (Z_t) que então é normalizada por ($100/M$) em que M é o valor médio de Z_t , que resulta no índice EPU .

A figura 3.1 apresenta graficamente o EPU para o Brasil, onde observam-se picos evidentes em períodos de escândalos políticos. O índice parece captar a incerteza associada a diversos episódios da política brasileira, como as fases da operação lava jato, o impeachment da presidente Dilma Rousseff ou a instabilidade do governo Temer. A variação temporal

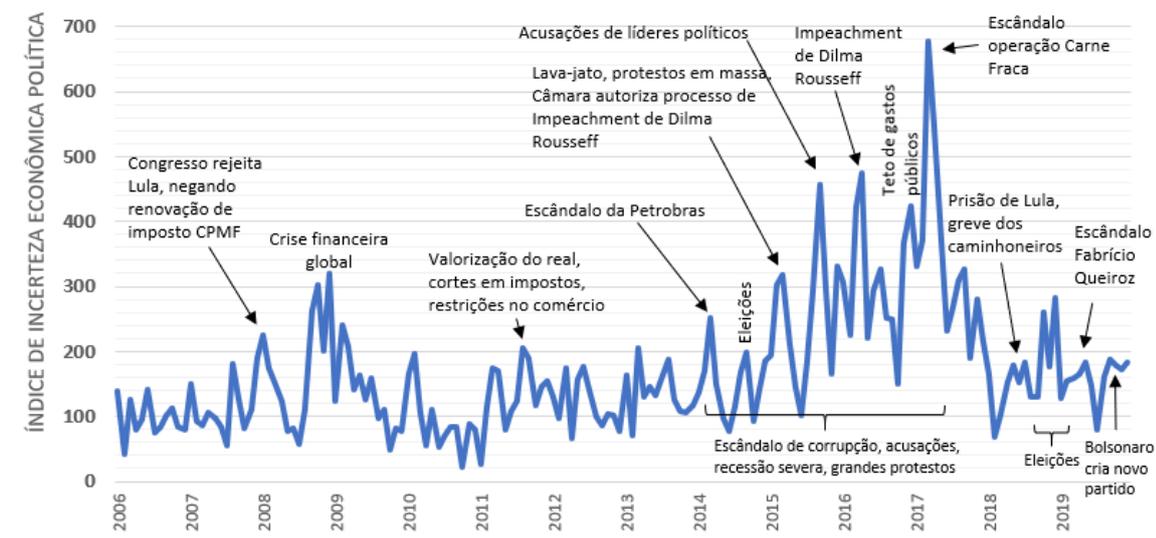
¹¹ <https://www.policyuncertainty.com/index.html>

Tabela 2: Descrição das variáveis financeiras

Abreviatura	Definição
EPU	Log do Índice de Incerteza Política Econômica
AT	Ativo Total
K	Estoque de Capital, medido pelo Imobilizado
LL	Lucro Líquido
D_CP	Dívida de curto prazo, medida pelo passivo circulante
D_LP	Dívida de longo prazo, medida pelo passivo exigível em longo prazo
V	Vendas, medida pela receita operacional líquida
DEP	Depreciação e amortização
CX	Caixa disponível e equivalentes de caixa
PL	Patrimônio Líquido
E	Estoque
DESP_FIN	Despesas financeiras
EBIT	EBIT (lucro antes de juros e impostos)
V_MERC	Valor de mercado
QTD_ACOES	Quantidade de ações
DIVIDENDOS	Dividendos pagos
INV	Investimento, medido como: $K_{it} - K_{i,t-1}$
FC	Fluxo de caixa, medido como: $LL_{it} + DEP_{it}$
DIV	Dívida total, medida como: $D_CP_{i,t} + D_LP_{i,t}$
CV	Crescimento de vendas, medido como: $V_{i,t} - V_{i,t-1}$
TAM	Tamanho da firma, medido como: logaritmo de AT
ALAVANC	Alavancagem, medida como: $((D_CP_{i,t} + D_LP_{i,t}) / (D_CP_{i,t} + D_LP_{i,t} + PL_{i,t}))$
CT	Capital total, medido como: $D_CP + D_LP + PL$
Q	Q de tobin, medido como: $((V_MERC_{i,t} + D_CP_{i,t} + D_LP_{i,t}) / AT_{i,t})$
COB_JUROS	Cobertura de juros, medido como: $EBIT_{i,t} / DESP_FIN_{i,t}$
ROA	Retorno sobre ativo, medido como: $LL_{i,t} / AT_{i,t}$
ROE	Retorno sobre patrimônio líquido, medido como: $LL_{i,t} / PL_{i,t}$
ROK	Retorno sobre a defasada do estoque de capital, medido como: $LL_{i,t} / K_{i,t-1}$

Esta tabela detalha a construção das variáveis utilizadas neste estudo.

parece estar adequada com o esperado para o cenário político, porém não se pode afirmar que o EPU é capaz de captar todos os eventos ligados à incerteza política, dessa forma um evento em particular não necessariamente é captado e representado pelo índice.

Figura 1: Evolução do índice de incerteza política no Brasil

Adaptado de: <https://www.policyuncertainty.com>

Quanto às variáveis macroeconômicas, foram coletados o Índice de Incerteza da Economia - Brasil (IIE-BR) que é mantido pelo Instituto Brasileiro de Economia (FGV IBRE) e está disponível no portal FGV Dados, e também os dados de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) real a preços de mercado do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

A variável de incerteza geral da economia é construída e mantida pela FGV IBRE, através da construção de outros dois índices. O primeiro é o IIE Br-Mídia, que coleta a frequência em que termos relacionados à incerteza aparecem nos principais jornais do país. O segundo é o IIE Br-expectativa, que é baseado na dispersão de previsões de especialistas para três variáveis macroeconômicas: a taxa de câmbio, a SELIC e o IPCA. O IIE Br-Mídia tem um peso de 80% no índice de incerteza geral, enquanto o IIE Br-expectativa tem um peso de 20%. Este índice foi escolhido por se assemelhar à construção do EPU, utilizando a pesquisa em jornais para captar a incerteza e por sua confiabilidade, já que o mesmo é adotado como medida de incerteza por analistas macroeconômicos no Brasil.

3.2 Modelo Econométrico

De acordo com a literatura de decisões de investimento, o modelo proposto no estudo é uma versão modificada do modelo acelerador de investimentos:

$$\begin{aligned} \left(\frac{INV}{K_{t-1}}\right)_{it} &= \gamma_1 \left(\frac{INV}{K_{t-1}}\right)_{i,t-1} + \beta_1 \log EPU_t + \beta_2 \left(\frac{FC}{K_{t-1}}\right)_{it} \\ &+ \beta_3 \left(\log EPU_t \times \frac{FC}{K_{t-1}}\right)_{it} + \beta_4 \left(\frac{D}{K_{t-1}}\right)_{it} + \beta_5 \left(\frac{CV}{V_{t-1}}\right)_{it} \\ &+ \beta_6 Tamanho_{it} + \beta_7 Q_{i,t} + \beta_8 PIB_t + \beta_9 IIE_t + \alpha_i + \phi_t + v_j + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3.1)$$

onde i representa a firma e $i = 1, \dots, N$; t representa o ano e $t = 1, \dots, T$; α_i é o efeito específico da firma; ϕ_t é o efeito específico do tempo; v_j representa o efeito específico da indústria; a variável dependente é a taxa de investimento, medida pela variação do imobilizado entre o ano $t-1$, t e normalizada pelo imobilizado do período passado $K_{i,t-1}$; EPU representa a incerteza política, medida como o log da média anual do índice EPU, criado por (Baker, Bloom e Davis, 2016); FC representa o fluxo de caixa normalizado pelo imobilizado do ano anterior; D é a dívida total normalizada pelo imobilizado do ano anterior; CV representa o crescimento de vendas, medido pela variação de vendas normalizada pelas vendas do ano anterior; $Tamanho$ captura o tamanho da firma através

do *log* do ativo total; Q representa o q de Tobin; PIB representa o crescimento do PIB em relação ao ano anterior; IIE é a média anual do Índice de Incerteza da Economia; e ϵ_{it} é o erro do modelo.

O parâmetro β_1 associado a variável *EPU* é o interesse central do estudo, que busca observar qual efeito a incerteza política econômica exerce sobre a taxa de investimento das firmas. O parâmetro β_2 é o fluxo de caixa (FC), que capta a dependência de fundos internos nas decisões de investimento, conforme Fazzari, Hubbard e Petersen (1988). Complementarmente, o parâmetro β_3 é um interesse adicional do estudo, pois a interação entre o *FC* e o *EPU* capta o impacto de aumentar o fluxo de caixa em um ambiente de incerteza na taxa de investimento.

Além das variáveis principais, as variáveis explicativas adicionais foram escolhidas de acordo com a literatura de teoria do investimento. A introdução da variável dependente defasada tem o objetivo de captar o comportamento dinâmico do investimento corporativo, que sofre um processo de ajustamento pelo estoque de capital (Bloom, Bond e Reenen, 2007; Pellicani e Kalatzis, 2019). A variável da dívida total considera os benefícios tributários da dívida total, e é indicativo de maiores níveis de alavancagem (Pellicani e Kalatzis, 2019). As variáveis de crescimento de vendas, tamanho e Q de Tobin captam oportunidades de investimento, enquanto as variáveis de crescimento do PIB e incerteza geral da economia controlam por condições macroeconômicas e mitigam possíveis efeitos de variáveis omitidas na interpretação do parâmetro de incerteza política econômica (Gulen e Ion, 2016).

3.3 Variáveis de Restrição Financeira

As variáveis de restrição financeiras são *dummies* que não estão incluídas no modelo, pois variam pouco ao longo dos anos. A estratégia utilizada foi a de estimar o modelo para a amostra separada entre firmas financeiramente restritas e não restritas, por cada índice utilizado. Os índices de restrição financeira empregados neste trabalho foram o índice KZ, WW e SA.

O índice KZ foi proposto por Lamont, Polk e Saa-Requejo (2001), inspirado no trabalho de Kaplan e Zingales (1997). Visto como uma medida de dependência de financiamento interno, quanto maior o valor calculado do índice para a empresa, maior é o

seu grau de restrição financeira. O índice é calculado por empresa e por ano, segundo a fórmula abaixo:

$$KZ_{it} = - \left(1,001909 \cdot \frac{FC}{K_{t-1}} \right)_{it} + (0,2826389 \cdot Q)_{it} + \left(3,139193 \cdot \frac{D}{CT} \right)_{it} - \left(39,3678 \cdot \frac{DIV_PAGOS}{K_{t-1}} \right)_{it} - \left(1,314759 \cdot \frac{CX}{K_{t-1}} \right)_{it} \quad (3.2)$$

onde i representa a firma e $i = 1, \dots, N$; t representa o ano e $t = 1, \dots, T$; K_{it} é o imobilizado total; FC_{it} é o fluxo de caixa; Q_{it} é o q de Tobin; D_{it} é a dívida total; CT_{it} é o capital total; DIV_PAGOS_{it} representa os dividendos pagos e CX_{it} é o caixa disponível e equivalentes de caixa.

Whited e Wu (2006) propuseram um novo índice, que considera o tamanho da firma além das variáveis financeiras. Este índice ficou conhecido na literatura como índice WW, e é calculado conforme a equação abaixo:

$$WW_{it} = - \left(0,091 \cdot \frac{FC}{AT} \right)_{it} - 0,062 Dividendos + \left(0,021 \cdot \frac{Dívida LP}{AT} \right)_{it} - 0,044 Tamanho_{it} + 0,102 Vendas S_{it} - 0,035 Vendas_{it} \quad (3.3)$$

onde i representa a firma e $i = 1, \dots, N$; t representa o ano e $t = 1, \dots, T$; FC_{it} é o fluxo de caixa; AT_{it} é o total de ativos; *Dividendos* é uma *dummy* que representa se dividendos foram pagos; *Dívida LP* é a dívida de longo prazo; *Tamanho* é o logaritmo do total de ativos; *Vendas S* representa o crescimento de vendas do setor e *Vendas* o crescimento de vendas da empresa.

E por fim o índice SA, proposto por Hadlock e Pierce (2010). Os autores argumentam que as variáveis financeiras dos índices KZ e WW são apenas *proxies* para a idade e tamanho da firma, devido a isso construíram o índice SA para medir restrições financeiras com base apenas nestas duas variáveis, conforme a equação abaixo:

$$SA_{it} = - 0,737 Tamanho + 0,044 Tamanho_{it}^2 - 0,040 Idade_{it} \quad (3.4)$$

onde i representa a firma e $i = 1, \dots, N$; t representa o ano e $t = 1, \dots, T$.

Farre-Mensa e Ljungqvist (2016) sugerem que ao calcular o índice SA, a idade das empresas seja limitada a 37 anos e o tamanho a um ativo total de 4,5 bilhões de dólares. Desta forma, para toda empresa com idade e ativo total maiores que estes valores, lhe foram atribuídas o limite superior de 37 anos e 4,5 bilhões ao calcular o índice.

O ponto de corte para classificação das firmas entre restritas e não restritas financeiramente foi definido como o 3º quintil dos índices. Firmas com valores calculados pelo

índice entre o 4^o e 5^o quintil foram definidas como financeiramente restritas, e firmas com valores entre o 1^o e 2^o quintil foram classificadas como não restritas financeiramente. As observações com valor no 3^o quintil não foram utilizadas, pois não é possível determinar a qual grupo pertencem. As firmas definidas como financeiramente restritas assumiram o valor 1 na *dummy* de restrição, enquanto as não restritas financeiramente assumiram valor 0, constituindo a variável binária de classificação de restrição financeira para as firmas.

3.4 Método de Estimação

Este estudo aplicou o Método dos Momentos Generalizados em dois estágios (*GMM-sys*). Este método aplicado a dados em painel tem a vantagem de instrumentalizar as variáveis endógenas e pré-determinadas a partir de seus próprios valores defasados, sem a necessidade de criar instrumentos a partir de fatores externos exógenos, pois os mesmos podem não estar disponíveis (Arellano e Bond, 1991; Blundell e Bond, 1998).

Modelos de investimento costumam se beneficiar de estimações realizadas pelo *GMM-sys* por dois motivos. Primeiro, como o investimento pode ser parcialmente explicado por seu valor defasado, é aconselhado utilizar a variável dependente defasada como variável explicativa (Bloom, Bond e Reenen, 2007; Pellicani e Kalatzis, 2019). Segundo, as variáveis explicativas tipicamente utilizadas em modelos de investimento são endógenas ou pré-determinadas. Esta endogeneidade deriva de erros de medida, heterogeneidade não observada das firmas e devido ao fato que o valor presente destas variáveis pode ser influenciado por decisões de investimento de períodos passados (Rocha, 2018). Devido a estes problemas de endogeneidade, estimações pelo método do efeitos-fixos levariam a resultados viesados, pois um de seus pressupostos é a de que valores correntes das variáveis explicativas sejam independentes de realizações passadas da variável explicativa. O método *GMM-sys* busca amenizar este problema de endogeneidade e trazer estimativas consistentes para estes modelos (Arellano e Bond, 1991; Blundell e Bond, 1998).

Observadas as propriedades desejáveis do método *GMM-sys*, é importante ressaltar que o mesmo não é livre de limitações. Um dos problemas do método é o de proliferação de instrumentos, que acontece devido a um elevado número de instrumentos gerados a partir dos valores defasados das variáveis explicativas. Quanto maior o número de instrumentos, mais fracos os mesmos se tornam. Devido a isso, é importante controlar

o número de instrumentos utilizados (Roodman, 2009b). Outra limitação é a de que as variáveis definidas como exógenas podem não ser estritamente exógenas, levando a estimações imprecisas. As variáveis de incerteza política, incerteza econômica e as dummies de setor e ano são tratadas como exógenas. Desta forma, assume-se que estes fatores macroeconômicos explicam o investimento, mas que o inverso não ocorre.

Observadas todas as propriedades desejáveis do método *GMM-sys* e suas ressalvas, o presente estudo utiliza desta metodologia em *two-step* na estimação do modelo de investimentos (3.1) e a correção de Windmeijer (2005) para erros robustos. A variável dependente defasada, o fluxo de caixa e a interação entre incerteza política com o fluxo de caixa são consideradas como endógenas, enquanto as variáveis de dívida, tamanho, crescimento de vendas e Q de Tobin são consideradas como pré-determinadas, de forma semelhante ao trabalho de Castro, Kalatzis e Pellicani (2021).

Como forma de evitar o problema de excesso de instrumentos discutidos por Roodman (2009a), Roodman (2009b) a instrumentalização das variáveis endógenas são limitadas as defasagens do período de t_{-2} a t_{-4} e a primeira defasagem para as pré-determinadas. A limitação dos instrumentos é validada pelo teste de Sargan-Hansen e pelo teste de autocorrelação de Arellano e Bond (1991) como forma de validar a especificação do modelo.

4 RESULTADOS

Este capítulo tem como objetivo apresentar a análise descritiva da amostra e os resultados das estimativas, observando qual efeito a incerteza política exerce sobre as decisões de investimento das firmas brasileiras. O capítulo está dividido em três sessões. Na seção 4.1 são apresentadas e interpretadas as estatísticas descritivas. Na seção 4.2 apresentam-se as estimativas do modelo de investimento da equação 3.1 para a amostra completa e para a amostra agrupada pelo índice KZ, utilizando o método do *GMM-sys*. Por fim, na seção 4.3 são apresentadas as estimativas com a amostra agrupada pelos índices WW e SA.

4.1 Estatísticas Descritivas

A tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das principais variáveis financeiras do estudo para a amostra completa, assim como outros indicadores financeiros importantes para as análises. Estão presentes o número de observações da amostra, a mediana, média e desvio padrão. Vale destacar que a taxa de investimento, fluxo de caixa, fluxo de caixa livre, dívida, dividendos e caixa e equivalentes são apresentados em razão do estoque de capital, o crescimento de vendas em razão das vendas e o tamanho como o logaritmo natural do ativo total.

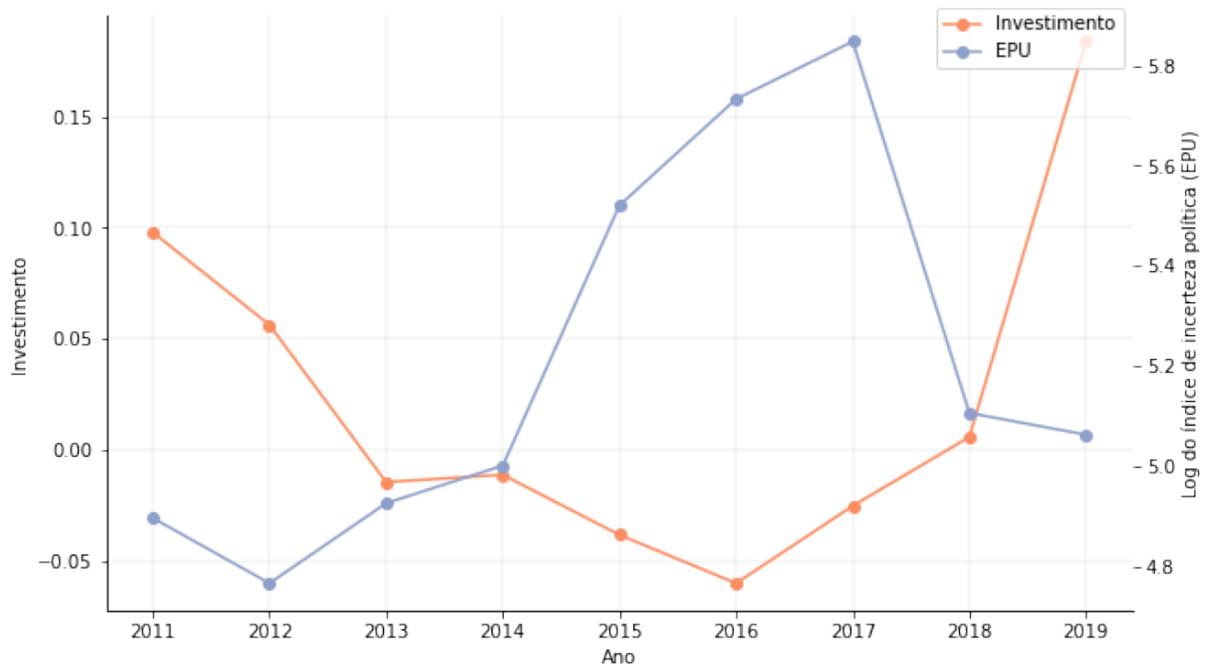
Na tabela 4 são apresentadas a mediana e desvio-padrão para a amostra agrupada entre diferentes índices de restrições financeiras. Nas primeiras colunas do painel as firmas da amostra são agrupadas pelo índice KZ proposto por Lamont, Polk e Saa-Requejo (2001), que considera apenas variáveis financeiras para medir a dependência de recursos internos. Logo em sequência o agrupamento é feito pelo índice WW, proposto por Whited e Wu (2006), que inclui o tamanho da empresa como variável para identificar restrições financeiras. Por fim as firmas são agrupadas de acordo com o índice SA, desenvolvido no trabalho Hadlock e Pierce (2010), que considera apenas o tamanho e a idade da firma como fatores relevantes para medir restrições financeiras.

A tabela 3 apresenta uma mediana negativa para a taxa de investimento no período analisado, indicando uma época de dificuldade econômica. Este resultado pode ser melhor observado através das figuras 2 e 3, que apresentam a evolução da taxa de investimento em relação a incerteza política e incerteza econômica, respectivamente.

Tabela 3: Estatística descritiva para a amostra completa

Variáveis	N	Mediana	Média	Desvio Padrão
Incerteza Política	1.682	158,0807	199,1177	79,8048
Taxa de Investimento	1.682	-0,0232	0,0176	0,2265
Fluxo de Caixa	1.682	0,4184	2,3938	4,8259
Fluxo de Caixa Livre	1.682	0,2185	1,4294	3,0322
Dívida	1.682	3,0210	13,2203	21,6721
Crescimento de Vendas	1.682	0,0132	0,0100	0,1896
Caixa e equivalentes	1.682	0,2768	1,3484	2,4991
Dividendos	1.682	0,0330	0,2950	0,6359
Tamanho	1.682	22,1708	22,1272	1,5285
Q de Tobin	1.682	1,1425	1,3391	0,6119
Cobertura de Juros	1.682	1,4096	2,1540	2,1254
ROA	1.682	0,0485	0,0692	0,0664
ROE	1.682	0,1299	0,2320	0,3063
ROK	1.682	0,2532	1,7647	3,8141

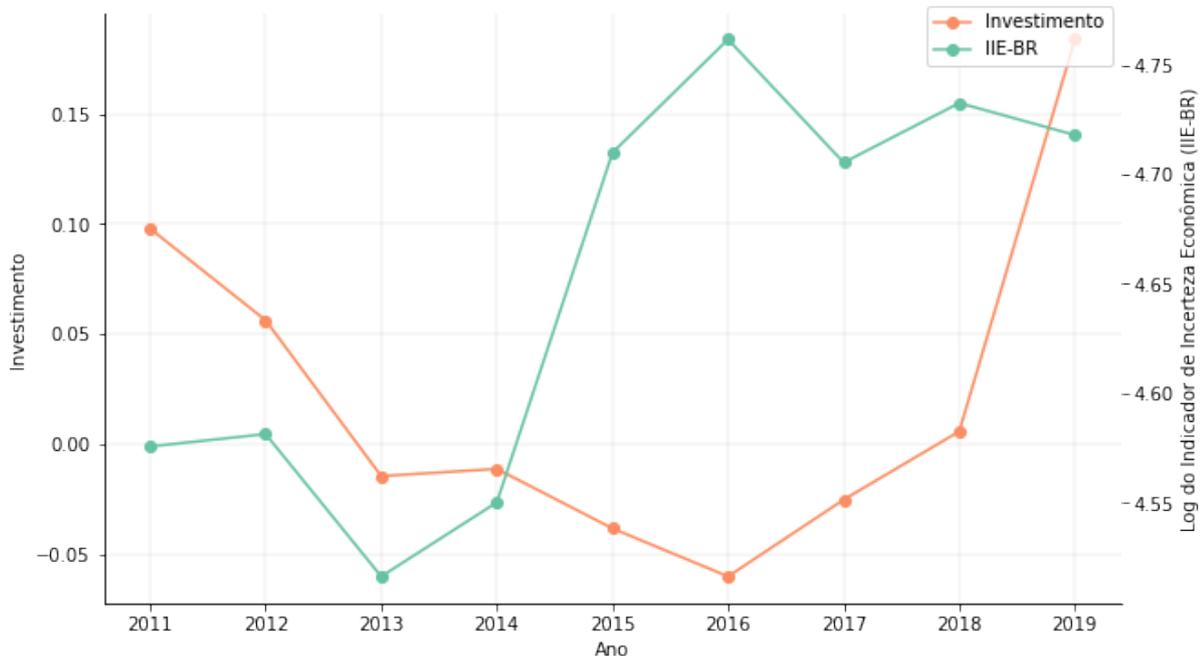
Esta tabela apresenta a média, desvio padrão e mediana das principais variáveis financeiras para toda a amostra.

Figura 2: Evolução anual da taxa de investimento média e incerteza política econômica

Fonte: Próprio autor.

Analisando as figuras 2 e 3, observa-se um declínio constante na taxa de investimentos de 2011 a 2016, com a retomada a partir de 2017.

Na figura 2 é possível observar uma relação inversa entre a taxa de investimento e o EPU. As duas variáveis caminham em direções opostas, indicando que a incerteza

Figura 3: Evolução anual da taxa de investimento média e incerteza econômica geral

Fonte: Próprio autor.

política pode apresentar um efeito negativo no investimento corporativo. Já na figura 3, não observa-se uma relação negativa evidente entre a incerteza econômica e a taxa de investimento, pois o IIE-Br se manteve alto entre 2016 e 2019, período no qual o investimento recuperou fôlego no país. Desta forma, é esperado que o EPU tenha um efeito negativo na taxa de investimento das firmas brasileiras no período analisado, porém não necessariamente com a incerteza econômica.

Na tabela 4, observa-se que a mediana da incerteza política não varia entre os grupos de restrições ou entre índices. Este resultado está de acordo com o esperado, pois a variável de incerteza política varia ao longo do tempo, mas não entre firmas.

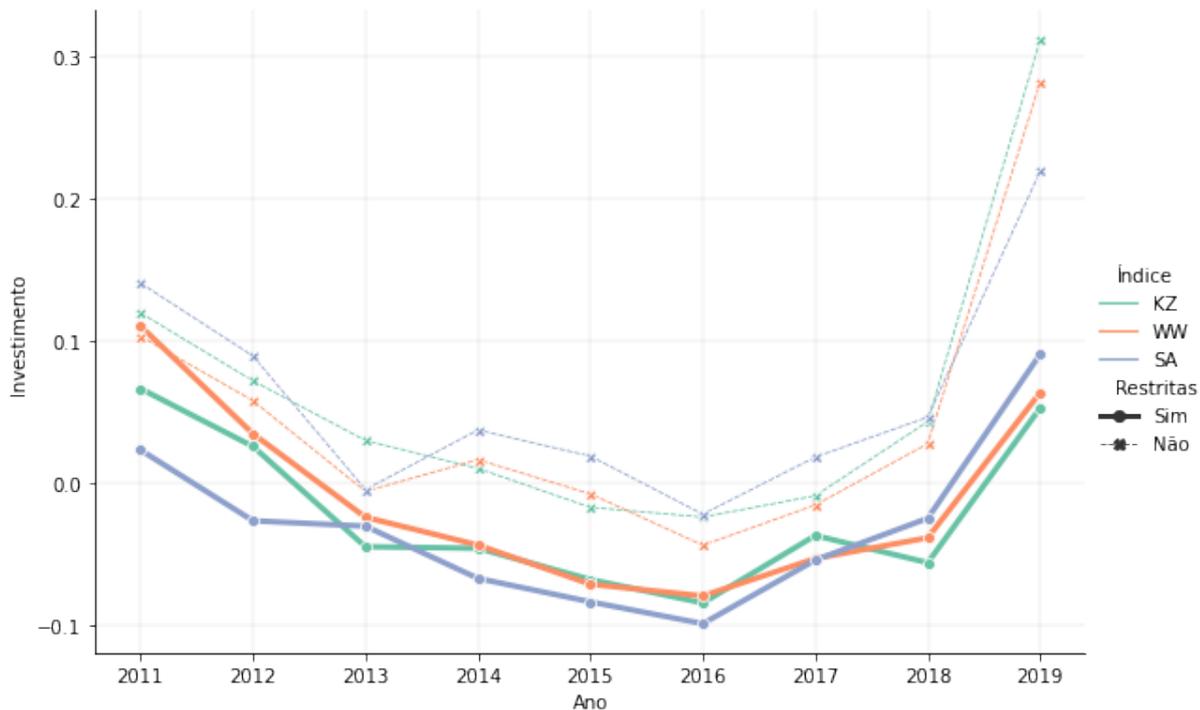
Quanto à taxa de investimento, nota-se que a mesma é negativa para as firmas financeiramente restritas e é menor do que a mediana das firmas não restritas financeiramente. Este resultado está de acordo com o esperado pela teoria, pois as firmas financeiramente restritas têm menor acesso a crédito, e conseqüentemente maior dificuldade em financiar seus projetos de investimento.

A diferença na taxa de investimento dos grupos pode ser observada com maior clareza na figura 4, em que a evolução anual da taxa de investimento é apresentada para as empresas restritas e não restritas financeiramente, classificadas pelos índices KZ, WW e SA. Analisando a figura, percebe-se que as empresas financeiramente restritas têm menores taxas de investimento médias durante todo o período da amostra.

Tabela 4: Estatística descritiva por índice de restrição financeira

Variáveis	Índice KZ				Índice WW				Índice SA			
	Restrito		Não Restrito		Restrito		Não Restrito		Restrito		Não Restrito	
	Mediana	DP	Mediana	DP	Mediana	DP	Mediana	DP	Mediana	DP	Mediana	DP
Incerteza Política	158,0807	82,0001	158,0807	78,0635	158,0807	80,0841	158,0807	79,4942	158,0807	80,8295	158,0807	77,5048
Taxa de Investimento	-0,0531	0,1824	0,0108	0,2630	-0,0539	0,1966	0,0002	0,2604	-0,0581	0,1909	0,0114	0,2364
Fluxo de Caixa	0,2043	0,3548	1,8312	6,5510	0,2435	0,2982	2,0063	6,5742	0,3723	3,6944	0,4000	5,2788
Fluxo de Caixa Livre	0,0992	0,5168	0,9579	4,1785	0,1310	0,7420	0,8684	4,1875	0,1684	2,0337	0,2256	3,5629
Dívida	1,9214	6,2807	13,1117	27,7062	2,0785	6,3900	12,4087	27,8190	2,7453	15,1869	3,0195	24,5401
Crescimento de Vendas	-0,0003	0,1966	0,0227	0,1940	-0,0076	0,1916	0,0227	0,1949	-0,0114	0,2039	0,0344	0,1664
Caixa e equivalentes	0,1002	0,2486	1,3469	3,3303	0,1091	0,9052	0,9797	3,3529	0,1543	1,5248	0,4256	2,8858
Dividendos	0,0001	0,0120	0,2757	0,8549	0,0000	0,1321	0,1423	0,8814	0,0010	0,2790	0,0626	0,7746
Tamanho	21,5326	1,6760	22,3943	1,2927	20,9188	1,0203	23,2222	1,3565	20,7613	0,8590	23,4868	0,8195
Q de Tobin	1,0541	0,4905	1,2466	0,7028	1,0644	0,5409	1,1602	0,6667	1,1147	0,6297	1,1572	0,5328
Cobertura de Juros	0,8282	1,4953	2,2440	2,3444	0,9081	1,8154	1,8402	2,2414	1,1647	2,1872	1,4880	1,9330
ROA	0,0350	0,0709	0,0648	0,0652	0,0458	0,0665	0,0534	0,0686	0,0606	0,0779	0,0415	0,0444
ROE	0,1130	0,3755	0,1490	0,2444	0,1147	0,3482	0,1436	0,2777	0,1420	0,3699	0,1203	0,2323
ROK	0,1001	0,3305	1,2170	5,2587	0,1374	0,2703	1,3363	5,2759	0,2529	3,0875	0,2027	4,1172

Esta tabela apresenta a mediana e desvio padrão das variáveis financeiras da amostra agrupada entre restrições financeiras pelos índice KZ, WW e SA.

Figura 4: Evolução anual da taxa de investimento média para grupos de restrições financeiras

Fonte: Próprio autor.

O fluxo de caixa, fluxo de caixa livre, e caixa e equivalentes apresentam menores medianas para os grupos de firmas financeiramente restritas para os três índices. Estas firmas também apresentam menores medianas para o crescimento de venda e a *proxy* Q de Tobin, indicando que as firmas não restritas apresentam maiores oportunidades de investimento.

O indicador de alavancagem, representado pela variável dívida, é maior para as firmas não restritas financeiramente. Este grupo também apresenta empresas com medianas maiores para o tamanho. Este maior grau de alavancagem pode estar associado ao tamanho das firmas, que por serem firmas de maior porte, podem ter maior disponibilidade de garantias para adquirir recursos externos. As empresas não restritas também apresentam maiores medianas para a cobertura de juros e pagamento de dividendos.

Quanto aos indicadores de rentabilidade, representados pelo ROA (*Return on assets*), ROE (*Return on equity*) e ROK (lucro líquido sobre o estoque de capital), observa-se medianas maiores para os grupos de empresas não restritas. Estes resultados podem indicar que estas empresas têm maior rentabilidade devido a uma maior capacidade de captação de recursos externos, e conseqüentemente da capacidade de realizar mais projetos de investimentos.

4.2 Resultados Principais

Com o objetivo de analisar o efeito que a incerteza política econômica exerce sobre o investimento das firmas brasileiras, o modelo da equação 3.1 foi estimado através do método GMM-*sys*, com a correção robusta de erros de Windmeijer (2005).

A tabela 5 apresenta os resultados da regressão pelo método GMM-*sys* para a amostra completa. Foram estimados quatro modelos: O primeiro (1) apenas com controles de oportunidades de investimento, o segundo (2) adiciona uma variável de controle de incerteza econômica geral, o terceiro (3) com um controle adicional por condições macroeconômicas e por fim, o quarto (4) com a inclusão do termo de interação entre fluxo de caixa e incerteza política. Ao se considerar estes modelos, é possível analisar se existe diferença do efeito da incerteza política sobre a taxa de investimento ao não utilizar os controles propostos por Gulen e Ion (2016).

Observando os parâmetros estimados, verifica-se pela tabela 5 que a incerteza política tem uma relação negativa e significativa a 5% em todos os modelos. Este resultado indica que a incerteza no cenário político brasileiro diminui o investimento corporativo. Nota-se também que a intensidade desta relação negativa é três vezes menor para o modelo (2) em comparação com o modelo (1), devido ao controle pela incerteza econômica. A adição do controle pelas condições macroeconômicas ao modelo, dado pelo crescimento do PIB, não parece ter influenciado no coeficiente do EPU.

O fluxo de caixa não apresentou significância estatística em nenhum dos modelos, indicando que a taxa de investimento das firmas no período analisado não apresentou sensibilidade a variações em seus recursos internos. Já as variáveis de crescimento de vendas e Q de Tobin, indicadores de oportunidades de investimento, apareceram como positivas e significativas, sinalizando que o aumento de oportunidades de investimento eleva a taxa de investimento.

As variáveis de dívida e tamanho apresentaram-se como positivas e significativas em todas as especificações, indicando que firmas maiores e maiores níveis de alavancagem têm um efeito positivo na taxa de investimento. A variável de incerteza econômica apareceu como positiva e estatisticamente significativa, mostrando que um aumento na incerteza econômica aumentou a taxa de investimentos no período analisado. Este resultado está de

Tabela 5: Estimação do modelo em (3.1) pelo método *GMM-sys* para a amostra completa.

Variável dependente: $I_{i,t}$	Amostra completa			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$I_{i,t-1}$	0,185** (0,0760)	0,168** (0,0825)	0,168** (0,0825)	0,145* (0,0756)
Incerteza Política (EPU)	-0,313** (0,1527)	-0,094** (0,0454)	-0,098** (0,0480)	-0,084* (0,0483)
Fluxo de Caixa (FC)	-0,005 (0,0063)	-0,005 (0,0066)	-0,005 (0,0066)	0,021 (0,0219)
EPU * FC				-0,005 (0,0043)
Crescimento de Vendas	0,248*** (0,0634)	0,244*** (0,0642)	0,244*** (0,0642)	0,259*** (0,0603)
Dívida	0,005** (0,0018)	0,004** (0,0020)	0,004** (0,0020)	0,003* (0,0015)
Tamanho	0,109*** (0,0228)	0,111*** (0,0223)	0,111*** (0,0223)	0,098*** (0,0237)
Q de Tobin	0,071** (0,0280)	0,079*** (0,0263)	0,079*** (0,0263)	0,080*** (0,0284)
Incerteza Econômica (IIE-Br)		0,601** (0,2685)	0,674** (0,3244)	0,663** (0,3146)
Crescimento do PIB			0,005 (0,0050)	0,005 (0,0050)
Constante	-0,952 (0,7934)	-4,809*** (1,2663)	-5,132*** (1,4831)	-4,892*** (1,4452)
<i>Dummy</i> Setor	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummy</i> Ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	1.472	1.472	1.472	1.472
AR(1)	-4,91***	-4,67***	-4,67***	-4,77***
AR(2)	0,23	0,15	0,15	-0,03
Teste de Hansen J	104,21(96)	96,62(91)	96,62(91)	100,37(97)

Esta tabela apresenta as estimativas para a amostra completa pelo método *GMM-sys*. O erro-padrão é apresentado entre parênteses, abaixo dos coeficientes. AR(i) é a estatística Z do teste de autocorrelação de ordem i de Arellano e Bond (1991) e o Teste de Hansen J é a estatística qui-quadrado que verifica a sobre identificação do modelo. A significância estatística dos coeficientes a 1%, 5% e 10% são representadas por ***, ** e *, respectivamente.

acordo com Bloom, Bond e Reenen (2007), que apontam que a relação entre a incerteza geral e o investimento é ambígua, com a possibilidade de relações positivas ou negativas.

Analisando o modelo (4), a variável de interação entre o fluxo de caixa e incerteza política apareceu como negativa e não significativa. Embora o sinal negativo seja o esperado, que indicaria que a taxa de investimento diminui ao se aumentar o fluxo de caixa em um ambiente de incerteza política, a não significância do parâmetro sugere que esta relação não existiu no período analisado. Por fim, a significância da variável dependente defasada é positiva e mostra que o investimento no período passado ajuda a explicar o investimento no período atual.

Para analisar o efeito que a incerteza política exerce sobre o investimento das firmas com a presença de restrições financeiras, o modelo da equação 3.1 foi estimado para a

amostra agrupada entre firmas restritas e não restritas financeiramente, com a classificação de restrições financeiras feita pelo índice KZ.

A tabela 6 mostra os resultados da regressão pelo método GMM-*sys* para as firmas da amostra agrupadas entre restrições financeiras pelo índice KZ. Foram estimados quatro modelos para cada grupo: O primeiro modelo apenas com controles de oportunidades de investimento, o segundo com um controle adicional de incerteza econômica geral, o terceiro incrementa mais uma variável de controle para condições macroeconômicas e por fim o último modelo de cada grupo inclui o termo de interação entre fluxo de caixa e incerteza política.

Observando as estimações para os dois grupos, percebe-se que a variável EPU se mostrou negativa e significativa em todos os modelos apenas para o grupo de empresas financeiramente restritas. Estes resultados sugerem que a taxa de investimento de empresas com menor acesso a crédito diminui frente à incerteza política. Já as empresas com maior capacidade de captar recursos externos não apresentam indícios de diminuir sua taxa de investimento devido à incerteza política.

O parâmetro do fluxo de caixa não apresentou significância estatística para o grupo de empresas restritas, enquanto o grupo de empresas restritas teve uma relação negativa. Embora seja esperado que as firmas restritas apresentem uma relação positiva entre investimento e fluxo de caixa, o resultado desta amostra pode ser explicado pelo gradual desaparecimento da sensibilidade fluxo de caixa-investimento, devido a globalização das economias, conforme visto em Larkin, Ng e Zhu (2018). Quanto ao parâmetro negativo para as empresas não restritas, uma possível explicação é a de que uma maior disponibilidade de recursos internos destas firmas esteja indo para *cash accounts* ao invés de investimentos, como documentado em D'Espallier e Lopez-Iturriaga (2009).

De forma semelhante as estimações para a amostra completa, a variável de crescimento de vendas foi positiva e significativa para todos os modelos, porém o Q de Tobin só aparece como significativo para as empresas não restritas. Já a variável de dívida foi estatisticamente significativa e positiva para os dois grupos, indicando que maior alavancagem implica em um aumento na taxa de investimento.

O tamanho é positivo e significativo para o grupo de empresas restritas, enquanto as firmas não restritas apresentam um coeficiente significativo apenas para os dois últimos modelos. Este resultado aponta que firmas maiores têm maiores taxas de investimento principalmente em empresas com restrições de acesso a crédito.

Tabela 6: Estimação do modelo em (3.1) pelo método GMM-*sys* para firmas classificadas de acordo com o índice KZ.

Variável dependente: $I_{i,t}$	KZ Restritas				KZ Não Restritas			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$I_{i,t-1}$	0,089 (0,1242)	0,089 (0,1242)	0,089 (0,1242)	0,135 (0,1083)	0,174* (0,1025)	0,174* (0,1025)	0,158 (0,1078)	0,112 (0,1041)
Incerteza Política (EPU)	-0,078** (0,0360)	-0,205** (0,0896)	-0,226** (0,0963)	-0,214** (0,0980)	0,036 (0,2418)	0,031 (0,0961)	0,028 (0,1148)	0,019 (0,1269)
Fluxo de Caixa (FC)	0,002 (0,0051)	0,002 (0,0051)	0,002 (0,0051)	0,105 (0,1065)	-0,014** (0,0068)	-0,014** (0,0068)	-0,014** (0,0066)	-0,015 (0,0273)
EPU * FC				-0,019 (0,0199)				0,000 (0,0051)
Crescimento de Vendas	0,237*** (0,0613)	0,237*** (0,0613)	0,237*** (0,0613)	0,213*** (0,0588)	0,219** (0,0890)	0,219** (0,0890)	0,230*** (0,0878)	0,239*** (0,0874)
Dívida	0,007** (0,0030)	0,007** (0,0030)	0,007** (0,0030)	0,004 (0,0031)	0,007** (0,0029)	0,007** (0,0029)	0,007** (0,0028)	0,006*** (0,0021)
Tamanho	0,094*** (0,0337)	0,094*** (0,0337)	0,094*** (0,0337)	0,074*** (0,0247)	0,047 (0,0289)	0,047 (0,0289)	0,052* (0,0299)	0,062** (0,0314)
Q de Tobin	0,058 (0,0501)	0,058 (0,0501)	0,058 (0,0501)	0,068* (0,0360)	0,108*** (0,0319)	0,108*** (0,0319)	0,108*** (0,0336)	0,109*** (0,0335)
Incerteza Econômica (IIE-Br)		0,681* (0,3489)	0,408 (0,3629)	0,340 (0,3296)		-0,012 (0,3762)	-0,091 (0,3372)	-0,094 (0,3481)
Crescimento do PIB			-0,013 (0,0148)	-0,015 (0,0131)			-0,005 (0,0191)	-0,006 (0,0197)
Constante	-1,753** (0,6825)	-4,268*** (1,4075)	-2,889 (1,8642)	-2,218 (1,5157)	-1,001 (1,3339)	-0,924 (1,4358)	-0,657 (1,6294)	-0,794 (1,6763)
<i>Dummy</i> Setor	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummy</i> Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	598	598	598	598	584	584	584	584
AR(1)	-2,65***	-2,65***	-2,65***	-2,93***	-3,49***	-3,49***	-3,39***	-3,21***
AR(2)	-0,83	-0,83	-0,83	-0,80	0,90	0,90	0,78	0,54
Teste de Hansen J	86,34(80)	86,34(80)	86,34(80)	86,55(86)	81,49(80)	81,49(80)	80,70(80)	84,89(86)

Esta tabela apresenta as estimativas pelo método GMM-*sys* para a amostra dividida entre firmas restritas e não restritas através do índice KZ. O erro-padrão é apresentado entre parênteses, abaixo dos coeficientes. AR(*i*) é a estatística Z do teste de autocorrelação de ordem *i* de Arellano e Bond (1991) e o Teste de Hansen J é a estatística qui-quadrado que verifica a sobre identificação do modelo. A significância estatística dos coeficientes a 1%, 5% e 10% são representadas por ***, ** e *, respectivamente.

Quanto à variável de incerteza econômica geral, os dois grupos não apresentaram indícios de que a taxa de investimento tenha sensibilidade a esta variável. O mesmo ocorre para o crescimento do PIB, que capta as condições macroeconômicas e não apresentou significância estatística para nenhum modelo.

Por fim, a variável de interação entre o fluxo de caixa e o EPU não apresentou significância estatística para nenhum dos dois grupos, corroborando o observado na estimação para a amostra completa.

4.3 Resultados Adicionais: Demais Formas de Classificação

Como forma de verificar a robustez dos resultados apresentados, os mesmos modelos apresentados na tabela 6 foram estimados para a amostra agrupada por dois índices diferentes de classificação de restrição financeira. A tabela 7 apresenta as estimações para o índice WW, e a tabela 8 para o índice SA.

Os resultados das estimações das tabelas 7 e 8 são semelhantes aos obtidos com o índice KZ. Observa-se o mesmo efeito negativo do EPU com o investimento de firmas restritas e coeficientes não significativos para as firmas não restritas. Estes resultados apontam que a relação negativa da incerteza política em empresas com limitações de acesso a crédito é robusta para diferentes formas de classificação de restrições financeiras.

Já a sensibilidade da taxa de investimento ao fluxo de caixa não apresenta significância estatística para as empresas restritas para os dois índices, de forma semelhante ao índice KZ. O grupo de empresas não restritas também não apresenta sensibilidade ao fluxo de caixa para o índice WW, enquanto o índice SA vai na mesma direção que o índice KZ e aponta uma relação negativa para as empresas não restritas.

A variável Q de Tobin, IIE-Br e crescimento do PIB seguiram as mesmas tendências das estimações para o índice KZ. A variável crescimento de vendas das estimações do índice SA também obteve resultados semelhantes ao do índice KZ, enquanto as estimações do índice WW não apresentaram significância estatística para o grupo de firmas restritas.

A variável da dívida obteve resultados semelhantes para o índice WW, com significância positiva e significativa para os dois grupos. Já o índice SA apresentou coeficientes significativos e positivos apenas para as empresas não restritas.

Tabela 7: Estimação do modelo em (3.1) pelo método GMM-*sys* para firmas classificadas de acordo com o índice WW.

Variável dependente: $I_{i,t}$	WW Restritas				WW Não Restritas			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$I_{i,t-1}$	-0,040 (0,1272)	-0,149 (0,1089)	-0,148 (0,1097)	-0,124 (0,1062)	0,087 (0,0838)	0,072 (0,0778)	0,070 (0,0781)	0,062 (0,0684)
Incerteza Política (EPU)	-0,069** (0,0287)	-0,139** (0,0658)	-0,143** (0,0715)	-0,139 (0,0909)	-0,151 (0,2485)	-0,041 (0,0906)	-0,071 (0,1032)	-0,080 (0,1085)
Fluxo de Caixa (FC)	0,006 (0,0068)	0,006 (0,0061)	0,054 (0,0058)	-0,011* (0,0859)	-0,011* (0,0052)	-0,010 (0,0058)	-0,097 (0,0066)	-0,013 (0,0238)
EPU * FC				-0,009 (0,0159)				0,001 (0,0042)
Crescimento de Vendas	0,101 (0,0697)	0,090 (0,0745)	0,090 (0,0718)	0,081 (0,0673)	0,247*** (0,0798)	0,253*** (0,0745)	0,244*** (0,0747)	0,245*** (0,0772)
Dívida	0,005** (0,0022)	0,005** (0,0023)	0,005** (0,0023)	0,003 (0,0023)	0,006*** (0,0021)	0,006*** (0,0021)	0,006*** (0,0021)	0,005*** (0,0017)
Tamanho	0,051 (0,0451)	0,065 (0,0488)	0,065 (0,0482)	0,060 (0,0381)	0,082*** (0,0312)	0,080** (0,0327)	0,073** (0,0304)	0,080** (0,0370)
Q de Tobin	0,020 (0,0292)	0,016 (0,0314)	0,015 (0,0312)	0,025 (0,0281)	0,100** (0,0493)	0,125*** (0,0426)	0,117** (0,0473)	0,121*** (0,0328)
Incerteza Econômica (IIE-Br)		0,295 (0,2456)	0,335 (0,2591)	0,339 (0,3262)		0,120 (0,3556)	0,075 (0,3908)	0,122 (0,3770)
Crescimento do PIB			0,001 (0,0103)	0,001 (0,0140)			-0,005 (0,0193)	-0,004 (0,0185)
Constante	-0,846 (0,9126)	-2,165* (1,2944)	-2,336 (1,4255)	-2,227 (1,5034)	-0,863 (1,5606)	-2,035* (1,2020)	-1,455 (1,8304)	-1,802 (1,7379)
<i>Dummy</i> Setor	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummy</i> Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	584	584	584	584	593	593	593	593
AR(1)	-2,50***	-2,30**	-2,31**	-2,53***	-3,51***	-3,59***	-3,62***	-3,66***
AR(2)	0,15	-0,50	-0,48	-0,35	-0,02	-0,14	-0,14	-0,20
Teste de Hansen J	77,96(79)	80,93(86)	80,96(86)	84,07(98)	85,04(95)	78,51(86)	81,38(86)	76,29(92)

Esta tabela apresenta as estimativas pelo método *GMM-sys* para a amostra dividida entre firmas restritas e não restritas através do índice WW. O erro-padrão é apresentado entre parênteses, abaixo dos coeficientes. AR(*i*) é a estatística Z do teste de autocorrelação de ordem *i* de Arellano e Bond (1991) e o Teste de Hansen J é a estatística qui-quadrado que verifica a sobre identificação do modelo. A significância estatística dos coeficientes a 1%, 5% e 10% são representadas por ***, ** e *, respectivamente.

Tabela 8: Estimação do modelo em (3.1) pelo método GMM-*sys* para firmas classificadas de acordo com o índice SA.

Variável dependente: $I_{i,t}$	SA Restritas				SA Não Restritas			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$I_{i,t-1}$	0,009 (0,0803)	0,037 (0,0772)	0,011 (0,0792)	0,012 (0,0710)	0,273** (0,1270)	0,273** (0,1270)	0,273** (0,1270)	0,233* (0,1368)
Incerteza Política (EPU)	-0,414* (0,2402)	-0,144* (0,0803)	-0,143* (0,0761)	-0,132* (0,0774)	0,030 (0,2194)	0,024 (0,0601)	0,024 (0,0641)	0,005 (0,0709)
Fluxo de Caixa (FC)	0,004 (0,0116)	0,003 (0,0121)	0,004 (0,0110)	0,052 (0,0466)	-0,027*** (0,0103)	-0,027*** (0,0103)	-0,027*** (0,0103)	-0,064* (0,0339)
EPU * FC				-0,009 (0,0081)				0,007 (0,0064)
Crescimento de Vendas	0,259*** (0,0959)	0,217** (0,1000)	0,260*** (0,0974)	0,236** (0,0931)	0,171** (0,0811)	0,171** (0,0811)	0,171** (0,0811)	0,162** (0,0679)
Dívida	0,002 (0,0030)	0,003 (0,0029)	0,002 (0,0029)	0,002 (0,0026)	0,012*** (0,0040)	0,012*** (0,0040)	0,012*** (0,0040)	0,010*** (0,0036)
Tamanho	0,102 (0,0738)	0,113 (0,0737)	0,099 (0,0735)	0,094 (0,0688)	0,043 (0,0280)	0,043 (0,0280)	0,043 (0,0280)	0,050 (0,0338)
Q de Tobin	0,114 (0,0828)	0,143 (0,0974)	0,116 (0,0821)	0,133 (0,0828)	0,084** (0,0404)	0,084** (0,0404)	0,084** (0,0404)	0,075** (0,0341)
Incerteza Econômica (IIE-Br)		0,666 (0,4499)	0,659 (0,5502)	0,734 (0,5607)		-0,014 (0,4029)	-0,005 (0,4931)	0,043 (0,5100)
Crescimento do PIB			0,002 (0,0121)	0,003 (0,0124)			0,001 (0,0078)	0,001 (0,0078)
Constante	-0,470 (2,1056)	-5,048** (2,0504)	-4,795** (2,3631)	-4,961** (2,4924)	-1,131 (1,3198)	-1,039 (1,5974)	-1,078 (1,9507)	-1,318 (1,9822)
<i>Dummy</i> Setor	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummy</i> Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	582	582	582	582	594	594	594	594
AR(1)	-3,49***	-3,58***	-3,51***	3,58***	-3,02***	-3,02***	-3,02***	-2,96***
AR(2)	-1,32	-1,11	-1,31	-1,36	1,15	1,15	1,15	1,07
Teste de Hansen J	74,15(84)	76,59(84)	73,48(84)	76,98(90)	78,01(74)	78,01(74)	78,01(74)	75,95(80)

Esta tabela apresenta as estimativas pelo método *GMM-sys* para a amostra dividida entre firmas restritas e não restritas através do índice SA. O erro-padrão é apresentado entre parênteses, abaixo dos coeficientes. AR(*i*) é a estatística Z do teste de autocorrelação de ordem *i* de Arellano e Bond (1991) e o Teste de Hansen J é a estatística qui-quadrado que verifica a sobre identificação do modelo. A significância estatística dos coeficientes a 1%, 5% e 10% são representadas por ***, ** e *, respectivamente.

A variável de tamanho também divergiu entre os índices, com as estimações pelo índice WW apresentando coeficientes significativos para o grupo de empresas não restritas e as estimações pelo índice SA não mostraram significância estatística para nenhum dos dois grupos.

Embora os resultados dos três índices caminhem em direções semelhantes, pequenas divergências de significância dos parâmetros estão presentes entre as estimações. Estes resultados são esperados, pois a construção dos três índices utilizam pesos diferentes para as variáveis financeiras, principalmente em relação ao índice KZ, que não utiliza o tamanho como indicador de dependência de recursos internos. Por fim, nenhum dos modelos apresentou significância estatística para a variável de interação entre o fluxo de caixa e o EPU.

5 CONCLUSÕES

Este estudo teve como objetivo verificar o efeito que a incerteza política econômica exerce sobre as decisões de investimento das firmas brasileiras e analisar a variação deste efeito na presença de restrições financeiras. Diversos estudos como o de Gulen e Ion (2016) e Drobetz et al. (2018) indicam uma relação negativa entre incerteza política e investimento, porém a literatura carece de evidências para o Brasil e de estudos que analisam a interação entre incerteza política e restrições financeiras.

Utilizando uma amostra de dados financeiros anuais de 210 firmas brasileiras de capital aberto entre o período de 2010 a 2019, utilizou-se o índice de incerteza política econômica desenvolvido por Baker, Bloom e Davis (2016) como *proxy* para o nível total de incerteza política presente na economia; este índice é construído a partir da contagem de termos chaves relacionados à incerteza política que aparecem nos jornais do país. As estimações foram realizadas com base no método econométrico GMM-*sys*, que é utilizado para amenizar o problema de endogeneidade presente no modelo dinâmico que tem a variável dependente defasada como regressora.

Os resultados das estimações para a amostra completa apontam que a incerteza política econômica tem um efeito negativo na taxa de investimento das empresas. Este efeito negativo se mantém significativo mesmo após controlar por oportunidades de investimento, condições macroeconômicas e pela incerteza geral da economia. Adicionalmente, os resultados indicaram que não houve significância estatística para a interação entre o fluxo de caixa com a incerteza política.

Com o intuito de verificar a variação do efeito da incerteza política sobre a taxa de investimento na presença de restrições financeiras, as estimações foram realizadas para a amostra agrupada entre firmas restritas e não restritas, utilizando os índices KZ, WW e SA. Os resultados revelaram que a incerteza política econômica tem um efeito negativo na taxa de investimento das firmas financeiramente restritas, e não tem efeito significativo nas empresas não restritas. Estes resultados foram robustos para os três índices utilizados.

Os resultados obtidos trazem duas implicações importantes. Primeiro, a previsibilidade do ambiente político é importante para o investimento corporativo, e como este investimento é um agente importante para o crescimento econômico, políticos e governantes devem prezar por um ambiente mais estável e transparente para amenizar o

impacto que mudanças políticas causam no investimento das empresas. Segundo, firmas com características financeiras diferentes de acesso a crédito têm seus projetos de investimento afetados de maneiras distintas devido à incerteza política econômica. Esta é uma característica que deve ser levada em consideração ao avaliar o impacto que o ambiente político causa no investimento corporativo.

Entre as limitações deste estudo, destaca-se que o período amostral é curto, e isso limita a generalização dos resultados. Adicionalmente, apenas empresas de capital aberto com pelo menos quatro anos consecutivos de informações financeiras disponíveis foram utilizadas, restringindo a amostra a um total de 210 firmas no período de 2010 a 2019. Uma última limitação é a de que os testes de robustez não contemplaram variáveis adicionais de incerteza econômica e de incerteza política.

Em resumo, este trabalho traz evidências de que a incerteza quanto ao cenário político brasileiro afeta negativamente as decisões de investimento das empresas. Além disso, empresas que dependem de recursos internos têm seus projetos de investimento afetados com maior intensidade do que o de empresas que não têm restrições financeiras. Por fim, para trabalhos futuros, sugere-se avaliar se este efeito negativo da incerteza política no investimento de empresas restritas é devido ao aumento nas restrições de acesso a crédito ou devido a projetos irreversíveis.

Referências

- AKERLOF, G. A. The market for lemons: quality uncertainty and the market mechanism. **Quarterly Journal of Economics**, v. 84, n. 3, p. 488–500, 1970.
- ALMEIDA, H.; CAMPELLO, M.; WEISBACH, M. S. The Cash Flow Sensitivity of Cash. **The Journal of Finance**, v. 59, n. 4, p. 1777–1804, 2004.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277–297, 1991.
- BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring economic policy uncertainty. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 131, n. 4, p. 0–52, 2016.
- BARBOZA, R. M.; ZILBERMAN, E. Os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, n. 2, p. 144–160, 2018.
- BEBCZUK, R. N. **Asymmetric Information in Financial Markets Introduction and Applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- BEHR, P.; NORDEN, L.; NOTH, F. Financial constraints of private firms and bank lending behavior. **The Review of Financial Studies**, v. 37, p. 3472–3485, 2013.
- BERNANKE, B. S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 98, n. 1, p. 85–106, 1983.
- BESTER, H.; HELLWIG, M. **Moral Hazard and Equilibrium Credit Rationing: An Overview of the Issues**. Heidelberg: Springer-Verlag, 1987.
- BLOOM, N.; BOND, S.; REENEN, J. V. Uncertainty and investment dynamics. **The Review of Economic Studies**, v. 74, n. 2, p. 391–415, 2007.
- BLOOM, N. et al. Really uncertain business cycles. **Econometrica**, v. 86, n. 3, p. 1031–1065, 2018.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115–143, 1998.
- BO, H.; LENSIN, R. Is the investment-uncertainty relationship nonlinear? an empirical analysis for the netherlands. **Economica**, v. 72, n. 286, p. 307–331, 2005.
- BOND, S. Dynamic Investment Models and the Firm’s Financial Policy. **Review of Economic Studies**, v. 61, n. 2, p. 197–222, 1994.
- BOND, S. D.; CUMMINS, J. G. **Noisy Share Prices and the q Model of Investment**. [S.l.], 2001. (Working Paper, 01/22).
- BOUTCHKOVA, M. et al. Precarious politics and return volatility. **Review of Financial Studies**, v. 25, n. 4, p. 1111–1154, 2012.
- BRAINARD, W. C.; TOBIN, J. Pitfalls in Financial Model Building. **The American Economic Review**, v. 58, n. 2, p. 99–122, 1968.

BRICK, I. E.; LIAO, R. C. The joint determinants of cash holdings and debt maturity: the case for financial constraints. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 48, p. 597–641, 2017.

CARPENTER, R. E. et al. Inventory Investment, Internal-Finance Fluctuations, and the Business Cycle. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1994, n. 2, p. 75–138, 1994.

CASTRO, F. **Desenvolvimento financeiro e restrição financeira nas decisões de investimento da firma: evidências para o Brasil**. Dissertação (Mestrado) — Universidade de São Paulo, São Carlos, 2011.

CASTRO, F.; KALATZIS, A. E.; MARTINS-FILHO, C. Financing in an emerging economy: Does financial development or financial structure matter? **Emerging Markets Review**, v. 23, p. 96–123, 2015.

CASTRO, L. R. K. de; KALATZIS, A. E. G.; PELLICANI, A. D. Do financial constraints in an unstable emerging economy mitigate the opportunistic behavior of entrenched family owners? **Emerging Markets Review**, p. 100838, 2021.

CHEN, S.-S.; WANG, Y. Financial Constraints and Share repurchases. **Journal of Financial Economics**, v. 105, p. 311–331, 2012.

CHENERY, H. B. A Synthesis of the Principle of Acceleration and the Multiplier. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 20, n. 1, p. 1–28, 1952.

CLARK, J. M. Business Acceleration and the Law of Demand: A Technical Factor in Economic Cycles. v. 25, n. 3, 1917.

CLEARY, S. The Relationship between Firm Investment and Financial Status. **The Journal of Finance**, v. 54, n. 2, p. 673–692, 1999.

CLEARY, S.; POVEL, P.; RAITH, M. The U-Shaped Investment Curve: Theory and Evidence. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 42, n. 1, p. 1–40, 2007.

ÇOLAK, G.; DURNEV, A.; QIAN, Y. Political uncertainty and ipo activity: Evidence from u.s. gubernatorial elections. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 52, n. 6, p. 2523–2564, 2017.

COOPER, R.; EJARQUE, J. **Exhuming Q: Market Power vs. Capital Market Imperfections**. [S.l.], 2001. (Working Paper, 8182).

D'ESPALLIER, B.; LOPEZ-ITURRIAGA, F. On the negative relation between investment-cash flow sensitivities and cash-cash flow sensitivities. **K.U.Leuven. Faculty of Economics and Applied Economics**, p. 294–322, 2009.

DEVEREUX, M.; SCHIANTARELLI, F. Investment, financial factors, and cash flow: evidence from u.k panel data. In: HUBBARD, R. G. (Ed.). **Asymmetric Information, Corporate Finance and Investment**. Chicago: Chicago University Press, 1990.

DIXIT, A. K.; PINDYCK, R. S. **Investment under uncertainty**. [S.l.]: Princeton university press, 1994.

- DRAZEN, A.; HELPMAN, E. **Inflationary Consequences of Anticipated Macroeconomic Policies**. [S.l.], 1986. (Working Paper, 2006).
- DROBETZ, W. et al. Policy uncertainty, investment, and the cost of capital. **Journal of Financial Stability**, v. 39, p. 28–45, 2018.
- EKLUND, J. E. **Theories of Investment: A Theoretical Review with Empirical Applications**. [S.l.], 2013. (Working Paper, 2013:22).
- ERICKSON, T.; WHITED, T. M. Measurement Error and the Relationship Between Investment and q . **Journal of Political Economy**, v. 108, p. 1027–1057, 2001.
- FARRE-MENSA, J.; LJUNGQVIST, A. Do Measures of Financial Constraints Measure Financial Constraints? **The Review of Financial Studies**, v. 29, n. 2, p. 271–308, 2016.
- FAZZARI, S. M.; HUBBARD, R. G.; PETERSEN, B. C. Financing constraints and corporate investment. **Brookings papers on economic activity**, v. 1, p. 141–195, 1988.
- FERNANDES, A. P.; FERREIRA, P. Financing constraints and fixed-term employment: Evidence from the 2008-9 financial crisis. **European Economic Review**, v. 92, p. 215–238, 2017.
- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **The American Economic Review**, v. 58, n. 1, p. 1–17, 1968.
- GENTZKOW, M.; SHAPIRO, J. M. What drives media slant? evidence from us daily newspapers. **Econometrica**, v. 78, p. 35–71, 2010.
- GERTLER, M. Financial capacity and output fluctuations in an economy with multi-period financial relationships. **The Review of Economic Studies**, v. 59, n. 3, p. 455–472, 1992.
- GREENWALD, B.; STIGLITZ, J. E.; WEISS, A. Informational Imperfections in the Capital Market and Macroeconomic Fluctuations. **The American Economic Review**, v. 74, n. 2, p. 194–199, 1984.
- GULEN, H.; ION, M. Policy uncertainty and corporate investment. **The Review of Financial Studies**, v. 29, n. 3, p. 523–564, 2016.
- GUO, J. M. et al. The role of investment bankers in M&As: New evidence on Acquirers' financial conditions. **Journal of Banking and Finance**, 2018.
- HADLOCK, C. J.; PIERCE, J. R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index. **The Review of Financial Studies**, v. 23, n. 5, p. 1909–1940, 2010.
- HAYASHI, F. Tobin's Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation. **Econometrica**, v. 50, n. 1, p. 213–224, 1982.
- HERMES, N.; LENSINK, R. Capital flight and the uncertainty of government policies. **Economics Letters**, v. 71, n. 3, p. 377–381, 2001.
- HOSHI, T.; KASHYAP, A.; SCHARFSTEIN, D. Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 1, p. 33–60, 1991.

- HUBBARD, R. G.; KASHYAP, A. K.; WHITED, T. M. Internal Finance and Firm Investment. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 27, n. 3, p. 683–701, 1995.
- JAFFEE, D. M.; RUSSELL, T. Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 90, n. 4, p. 651–666, 1976.
- JENCE, C. E. Political uncertainty and investment: Causal evidence from u.s. gubernatorial elections. **Journal of Financial Economics**, v. 124, n. 3, p. 563–579, 2017.
- JORGENSON, D. W. Capital Theory and Investment Behavior. **The American Economic Review**, v. 53, n. 2, p. 247–259, 1963.
- JULIO, B.; YOOK, Y. Political uncertainty and corporate investment cycles. **The Journal of Finance**, v. 67, n. 1, p. 45–83, 2012.
- KANG, W.; LEE, K.; RATTI, R. A. Policy uncertainty and corporate investment. **Journal of Macroeconomics**, v. 39, p. 42–53, 2014.
- KAPLAN, S. N.; ZINGALES, L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 112, n. 1, p. 169–215, 1997.
- LAMBRINOUDAKIS, C.; SKIADOPOULOS, G.; GKIONIS, K. Capital structure and financial flexibility: Expectations of future shocks. **Journal of Banking and Finance**, v. 104, p. 1–18, 2019.
- LAMONT, O.; POLK, C.; SAA-REQUEJO, J. Financial Constraints and Stock Returns. **The Review of Financial Studies**, v. 14, n. 2, p. 529–554, 2001.
- LARKIN, Y.; NG, L. K.; ZHU, J. The fading of investment-cash flow sensitivity and global development. **Journal of Corporate Finance**, v. 50, p. 294–322, 2018.
- LI, D. Financial Constraints, R&D Investment, and Stock Returns. **The Review of Financial Studies**, v. 24, n. 9, p. 2974–3007, 2011.
- MAYER, C. Financial systems, corporate finance, and economic development. In: HUBBARD, R. G. (Ed.). **Asymmetric Information, Corporate Finance and Investment**. Chicago: Chicago University Press, 1990.
- MEYER, J. R.; KUH, E. **The Investment Decision: an Empirical Study**. Cambridge: Harvard University Press, 1957.
- MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. **The American Economic Review**, v. 48, n. 3, p. 261–297, 1958.
- MULLIER, K.; SCHOORS, K.; MERLEVEDE, B. Investment-cash flow sensitivity and financial constraints: Evidence from unquoted European SMEs. **Journal of Banking and Finance**, v. 73, p. 182–197, 2016.
- MYERS, S. C. The Capital Structure Puzzle. **The Journal of Finance**, v. 39, n. 3, p. 574–592, 1984.
- NICHOLSON, W.; SNYDER, C. **Microeconomic theory: Basic principles and extensions**. United States: Thomson South-Western, 2007.

- PÁSTOR, L.; VERONESI, P. Uncertainty about government policy and stock prices. **The Journal of Finance**, v. 67, n. 4, p. 1219–1264, 2012.
- PELLICANI, A. D.; KALATZIS, A. E. G. Ownership structure, overinvestment and underinvestment: evidence from brazil. **Research in International Business and Finance**, v. 48, p. 475–482, 2019.
- PYNDICK, R. Irreversible investment, capacity choice, and the value of the firm. **American Economic Review**, v. 78, n. 5, p. 969–985, 1988.
- ROCHA, D. R. O. **Estudo sobre o comportamento do investimento: evidências de firmas brasileiras e dados cross-country**. Tese (Doutorado) — Universidade de São Paulo, São Paulo, 2018.
- RODRIK, D. Policy uncertainty and investment in developing countries. **Journal of Development Economics**, v. 36, p. 229–242, 1991.
- ROODMAN, D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system gmm in stata. **The Stata Journal**, v. 9, n. 1, p. 86–136, 2009.
- ROODMAN, D. A note on the theme of too many instruments. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 71, n. 1, p. 135–158, 2009.
- SAMUELSON, P. A. A Synthesis of the Principle of Acceleration and the Multiplier. **Journal of Political Economy**, v. 47, n. 6, p. 786–797, 1939.
- SAMUELSON, P. A. Interaction between the Multiplier Analysis and the Principle of Acceleration. **Journal of Political Economy**, v. 21, n. 2, p. 75–78, 1939.
- SCHAUER, C.; ELSAS, R.; BREITKOPF, N. A new measure of financial constraints applicable to private and public firms. **Journal of Banking and Finance**, v. 101, p. 270–295, 2019.
- SILVA, U. R. **Influência da incerteza política e das conexões políticas nas decisões de investimento corporativo**. Tese (Doutorado) — Universidade de São Paulo, São Paulo, 2020.
- STEIN, J. C. Agency, information and corporate investment. **Handbook of the Economics of Finance**, v. 1, p. 111–165, 2003.
- STIGLITZ, J.; WEISS, A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. **American Economic Review**, v. 71, p. 393–410, 1981.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession**. [S.l.], 2012.
- SWALLOW-CARRIÈRE, Y.; CÉSPÉDES, L. F. The impact of uncertainty shocks in emerging economies. **Journal of International Economics**, v. 90, n. 2, p. 316–325, 2013.
- TOBIN, J. A General Equilibrium Approach To Monetary Theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 1, n. 1, p. 15–29, 1969.
- TOWNSEND, R. M. Optimal contracts and competitive markets with costly state verification. **Journal of Economic Theory**, v. 21, n. 2, p. 265–293, 1979.

WHITED, T. M. Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data. **Journal of Finance**, v. 47, n. 4, p. 1425–1460, 1992.

WHITED, T. M.; WU, G. Financial Constraints Risk. **The Review of Financial Studies**, v. 19, n. 2, p. 531–559, 2006.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step gmm estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, n. 1, p. 25–51, 2005.

Apêndice A – CORRELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS

Tabela 9: Correlação entre as variáveis financeiras

	EPU	INV	FC	FCL	DIV	CV	CX	TAM	Q	ROA	ROE	ROK	ROK
EPU	1												
INV	-0.18	1											
FC	0.02	0	1										
FCL	-0.01	0.05	0.8	1									
DIV	0	0.02	0.85	0.81	1								
CV	-0.16	0.37	-0.07	-0.04	-0.06	1							
CX	-0.03	0.11	0.66	0.72	0.76	0.01	1						
TAM	-0.05	0.17	0.08	0.09	0.12	0.13	0.14	1					
Q	-0.04	0.19	0.01	-0.05	-0.09	0.13	-0.09	-0.06	1				
ROA	0.03	-0.15	0.26	0.09	0.07	-0.14	-0.05	-0.28	0.43	1			
ROE	0.02	-0.16	0.16	0.04	0.05	-0.15	-0.08	-0.19	0.09	0.62	1		
ROK	0.01	-0.02	0.98	0.78	0.83	-0.08	0.61	0.04	0.02	0.31	0.2	1	

Esta tabela apresenta as correlações entre as variáveis. *EPU*, média anual do índice de incerteza política econômica de Baker, Bloom e Davis (2016); *INV*: taxa de investimento, medida como a variação no estoque de capital do ano $t-1$ ao ano t e normalizada pelo estoque de capital no começo do período; *FC*: fluxo de caixa, soma do lucro líquido com a depreciação e normalizado pelo estoque de capital do começo do período; *FCL*: fluxo de caixa livre, extraído dos demonstrativos disponíveis no Economatica; *DIV*: dívida, soma da dívida de curto e longo prazo e normalizada pelo estoque de capital do começo do período; *CV*: crescimento de vendas, variação da receita operacional líquida do ano $t-1$ ao ano t e normalizada pela receita operacional líquida do começo do período; *CX*: caixa e equivalentes de caixa, extraído dos demonstrativos disponíveis no Economatica; *TAM*: tamanho, logaritmo natural do ativo total; *Q*: Q de Tobin, soma do valor de mercado com as dívidas de curto e longo prazo, normalizado pelo ativo total; *ROA*: *return on assets*, lucro líquido sobre o ativo total; *ROE*: *return on equity*, lucro líquido sobre o patrimônio líquido, *ROK*: razão entre o lucro líquido e a defasada do estoque de capital.