

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISAS EM CONTROLADORIA E
CONTABILIDADE

OCTÁVIO VALENTE CAMPOS

MARKET TIMING E OS EFEITOS DAS POLÍTICAS MONETÁRIAS SOBRE AS
ESTRUTURAS DE CAPITAL E INVESTIMENTOS CORPORATIVOS: uma análise à luz
das teorias neokeynesianas e dos ciclos econômicos da escola austríaca.

BELO HORIZONTE
2021

OCTÁVIO VALENTE CAMPOS

MARKET TIMING E OS EFEITOS DAS POLÍTICAS MONETÁRIAS SOBRE AS
ESTRUTURAS DE CAPITAL E INVESTIMENTOS CORPORATIVOS: uma análise à luz
das teorias neokeynesianas e dos ciclos econômicos da escola austríaca.

Versão Final

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Controladoria e Contabilidade, do departamento de Ciências Contábeis, da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Controladoria e Contabilidade.

Área de concentração: Controladoria e Finanças.

Orientador: Dr. Wagner Moura Lamounier

BELO HORIZONTE
2021

Ficha Catalográfica

C198m
2021 Campos, Octávio Valente.
Market timing e os efeitos das políticas monetárias sobre as estruturas de capital e investimentos corporativos [manuscrito] : uma análise à luz das teorias nekeynesianas e dos ciclos econômicos da escola austríaca / Octávio Valente Campos. – 2021. 194 f.: il. e tabs.

Orientador: Wagner Moura Lamounier.
Tese (doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Controladoria e Contabilidade.

Inclui bibliografia (f. 138-151) e apêndices.

1. Política monetária – Teses. 2. Ciclos econômicos – Teses.
3. Economia keynesiana – Teses. 4. Mercado financeiro – Teses.
I. Lamounier, Wagner Moura. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Controladoria e Contabilidade. III. Título.

CDD: 657

Elaborado por Leonardo Vasconcelos Renault CRB-6/2211
Biblioteca da FACE/UFMG – LVR/081/2021



UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CONTROLADORIA E CONTABILIDADE

ATA DE DEFESA DE TESE

Ata da Sessão Pública da Defesa de Tese de OCTÁVIO VALENTE CAMPOS, de registro Nº 2017713770, aluno do curso de Doutorado em Controladoria e Contabilidade da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais. No dia vinte e nove de março do ano de dois mil e vinte e um, às quatorze horas, por meio de videoconferência, o Presidente da Banca Examinadora, Prof. Dr. Wagner Moura Lamounier, abriu a Sessão Pública da Defesa de Nº 1/2021 da Tese de OCTÁVIO VALENTE CAMPOS, intitulada *"MARKET TIMING E OS EFEITOS DAS POLÍTICAS MONETÁRIAS SOBRE AS ESTRUTURAS DE CAPITAL E INVESTIMENTOS CORPORATIVOS: uma análise feita por meio das teorias nekeynesianas de rigidez de preço e dos ciclos econômicos da escola austríaca"*. A Banca Examinadora indicada pelo Colegiado do curso, em fevereiro de 2021, contou com a participação dos professores doutores: Wagner Moura Lamounier (Orientador/UFMG), Valéria Gama Fully Bressan (UFMG), Mauro Sayar Ferreira (UFMG), Rafael Morais de Souza (UFJF) e Antony Peter Mueller (UFS). A defesa constou da apresentação de seminário versando sobre o assunto da Tese, seguida de arguição do candidato pelos membros da Banca. Posteriormente, a Banca Examinadora reuniu-se sem a participação do doutorando no ambiente virtual para o julgamento final, tendo sido considerada APROVADA a Tese de OCTÁVIO VALENTE CAMPOS. O resultado foi comunicado aos participantes pelo Prof. Dr. Wagner Moura Lamounier que, em seguida, declarou encerrada a sessão. Nada mais havendo a tratar, lavrou-se a presente Ata que será assinada eletronicamente pelos membros da Banca Examinadora.

Belo Horizonte, 29 de março de 2021.



Documento assinado eletronicamente por **Wagner Moura Lamounier, Professor do Magistério Superior**, em 17/04/2021, às 20:15, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Valeria Gama Fully Bressan, Professora do Magistério Superior**, em 19/04/2021, às 11:04, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Mauro Sayar Ferreira, Professor do Magistério Superior**, em 19/04/2021, às 21:01, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Rafael Morais de Souza, Usuário Externo**, em 04/05/2021, às 17:28, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Anton Peter Muller, Usuário Externo**, em 14/05/2021, às 09:14, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).

A palavra “cão” não morde.

Aristóteles

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelo dom da vida e da capacidade de apreender a verdade.

À minha família e amigos, por proporcionarem aos meus dias um prefácio do paraíso.

À Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), ao departamento de Ciências Contábeis e ao Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Controladoria e Contabilidade (CEPCON), pela realização do Doutorado.

Ao professor Wagner Lamounier, por me orientar de forma primorosa em mais uma etapa de ascensão acadêmica.

Aos professores Antony Mueller e Mauro Sayar, pelas contribuições valiosas e imprescindíveis para a realização da Tese.

Aos professores Rafael Morais e Valéria Bressan, por todo o conhecimento repassado durante as disciplinas e etapas da Tese.

Aos demais professores e funcionários do Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Controladoria e Contabilidade (CEPCON), por todo o profissionalismo e comprometimento com o programa e com os alunos.

E, por fim, ao Vinícius Maciel, ao Fernando Ulrich e ao Richard Rytenband, pelo exemplo de honestidade intelectual na busca de conhecimento e por despertarem em mim o interesse pelas políticas monetárias.

RESUMO

Ao se observar a situação macroeconômica brasileira sob a ótica da teoria de *market timing*, verifica-se que as firmas podem optar por contrair dívidas quando o custo do capital de terceiros fique mais barato devido às influências das políticas monetárias. Por sua vez, os modelos de rigidez de preços explicam que essa expansão monetária deve impactar, de forma agregada, as produções das firmas e suas estruturas de capital. Nesse cenário macroeconômico, a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca complementa descrevendo que as políticas monetárias influenciam as empresas de formas distintas, a depender do setor, uma vez que as variações nos juros derivadas das políticas monetárias impactam de forma significativa os projetos de longo prazo em relação aos projetos de curto prazo. Desta forma, esta tese tem como objetivo geral analisar a influência que as políticas monetárias exercem sobre as decisões de financiamento e investimento das empresas listadas na B3. Desse objetivo derivam seis hipóteses, que foram testadas com base nas teorias mencionadas, no intuito de se responder ao problema de pesquisa. A amostra do estudo é composta por 220 empresas: 84 de bens de consumo, 89 de bens de capital e 47 de utilidade pública. Os dados coletados referem-se aos anos de 2009 a 2019. A metodologia empregada para a análise dos dados se dá por meio dos modelos de dados em painel, pela abordagem GMM. Segundo a análise dos resultados, pode-se concluir que: i) as políticas monetárias tiveram influência significativa sobre a estrutura de capital do agregado das empresas listadas na B3; ii) as políticas monetárias não afetaram o endividamento de longo prazo mais significativamente do que o de curto prazo das empresas; iii) as políticas monetárias influenciaram o endividamento das empresas de formas distintas, a depender do seu setor produtivo; iv) as políticas monetárias do período estudado impactaram o investimento produtivo do agregado das firmas; v) as políticas monetárias não tiveram maior influência sobre os investimentos de longo prazo; e vi) as políticas monetárias influenciaram os investimentos produtivos das firmas de formas distintas, a depender do seu setor produtivo. Isto posto, em resposta ao problema de pesquisa, esta tese defende que, à luz da teoria de *market timing*, os investimentos corporativos e as estruturas de capital das firmas podem ser determinados pelos momentos de mercado definidos pelas políticas monetárias, de modo que tal influência é distinta, a depender do setor da cadeia produtiva no qual as empresas se situam.

Palavras-Chaves: Teoria de *market timing*; Modelos neokeynesianos; Teoria austríaca dos ciclos econômicos.

ABSTRACT

When observing the Brazilian macroeconomic situation from the perspective of market timing theory, it appears that firms can choose to contract debts when the cost of third party capital becomes cheaper due to the influences of monetary policies. The price rigidity models, in turn, explain that this monetary expansion should impact, in aggregate form, the firms' production and capital structures. In this macroeconomic scenario, the Austrian school's theory of business cycles adds that monetary policies have a different influence on companies depending on their industry, since variations in interest rates derived from monetary policies significantly impact long-term projects in relation to short-term projects. Thus, the general objective of this thesis is to analyse the influence of monetary policies on the financing and investment decisions of companies listed in B3. From this objective six hypotheses were derived. The study sample consists of 220 companies: 84 consumer goods companies, 89 capital goods companies and 47 public utility companies. The data collected refer to the years 2009 to 2019. The methodology used for data analysis is the panel data models, using the GMM approach. According to the analysis of the results, it can be concluded that: i) monetary policies had a significant influence on the capital structure of the aggregate of companies listed on B3; ii) monetary policies did not affect companies' long-term debt more significantly than short-term debt; iii) monetary policies influenced companies' indebtedness differently depending on their industry; iv) the monetary policies in the studied time period impacted the productive investment of the aggregate of the firms; v) monetary policies did not have a greater influence on long-term investments; and vi) monetary policies influenced firms' productive investments differently depending on their industry. Therefore, in response to the research problem, this thesis argues that, in light of the market timing theory, corporate investments and capital structures of firms can be determined by the market moments defined by monetary policies, so that such influence differs depending on the companies' industry within the production chain.

Keywords: Market timing theory; Neokeynesian models; Austrian theory of business cycles.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1-Série Histórica - M1 e PIB.....	20
Figura 2 - Crescimento da fronteira de possibilidade de produção	53
Figura 3-Fronteira de possibilidades de produção e o mercado de crédito.	54
Figura 4 -Triângulo de Hayek	55
Figura 5-Expansão da fronteira de possibilidades de produção e o Triângulo de Hayek.	56
Figura 6 - Efeitos da poupança sobre a FPP, o mercado de crédito e o Triângulo de Hayek. .	57
Figura 7-Efeitos da poupança sobre a FPP e o Triângulo de Hayek (segunda etapa).....	58
Figura 8 - Efeitos da expansão de crédito sobre o mercado de crédito.	59
Figura 9 - Efeitos da expansão de crédito sobre a fronteira de possibilidades de produção. ...	60
Figura 10 - Efeitos da expansão de crédito sobre a FPP e sobre o Triângulo de Hayek.	61
Figura 11 - Estrutura da Tese.	75
Figura 12 - Série histórica do M1, de 2002 a 2019.	80
Figura 13 - Série histórica do M2, de 2002 a 2019.	80
Figura 14 - Selic suavizada pelo filtro HP.....	82
Figura 15 - Gráfico de linhas para as variáveis dependentes.	101
Figura 16 - Gráfico de linhas para as variáveis de interesse da pesquisa.....	102
Figura 17 - Gráfico de linhas para as variáveis utilizadas como controle.	103
Figura 18 - Gráficos boxplot das variáveis dependentes utilizadas na pesquisa.	106
Figura 19 - Gráficos boxplot das variáveis de controle utilizadas na pesquisa.	108

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -Estatísticas descritivas das variáveis da pesquisa.....	105
Tabela 2- Teste de raiz unitária de Phillips-Perron para os regressores.....	109
Tabela 3 - Resultados para as hipóteses 1, 2 e 3: variável ALC1 e <i>proxies</i> $\Delta M1$ e $\Delta M2$	110
Tabela 4 - Resultados para as hipóteses 1, 2 e 3: variável ALC1 e <i>proxies</i> $\Delta SELIC$, SELICHP e $\Delta TJLP$	112
Tabela 5 - Resultados para as hipóteses 1, 2 e 3: variável ALC2 e <i>proxies</i> $\Delta M1$ e $\Delta M2$	113
Tabela 6 - Resultados para as hipóteses 1, 2 e 3: variável ALC2 e <i>proxies</i> $\Delta SELIC$, SELICHP e $\Delta TJLP$	115
Tabela 7 -Resultados para as hipóteses 1, 2 e 3: variável CE e <i>proxies</i> $\Delta M1$ e $\Delta M2$	117
Tabela 8 - Resultados para as hipóteses 1, 2 e 3: variável CE e <i>proxies</i> $\Delta SELIC$, SELICHP e $\Delta TJLP$	119
Tabela 9 - Resultados para as hipóteses 4, 5 e 6: variável IP1 e <i>proxies</i> $\Delta M1$ e $\Delta M2$	122
Tabela 10 - Resultados para as hipóteses 4, 5 e 6: variável IP1 e <i>proxies</i> $\Delta SELIC$, SELICHP e $\Delta TJLP$	124
Tabela 11 - Resultados para as hipóteses 4, 5 e 6: variável IP2 e <i>proxies</i> $\Delta M1$ e $\Delta M2$	126
Tabela 12 - Resultados para as hipóteses 4, 5 e 6: variável IP2 e <i>proxies</i> $\Delta SELIC$, SELICHP e $\Delta TJLP$	127

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Resumo das principais pesquisas sobre o tema.....	69
Quadro 2 - Setores econômicos da B3.....	76
Quadro 3 - Descrição das variáveis utilizadas para testar as hipóteses 1, 2 e 3.	90
Quadro 4 - Descrição das variáveis utilizadas para testar as hipóteses 4, 5 e 6.	91
Quadro 5 - Resultados das hipóteses.	130
Quadro 6 - Composição da amostra	151

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AC: Ativo Circulante
AL: Alavancagem
B3: Brasil, Bolsa, Balcão
BACEN: Banco Central do Brasil
CE: Composição do Endividamento
COPOM: Comitê de Política Monetária
ERP: *Equity Risk Premium*
FCO: Fluxo de Caixa Operacional
FPP: Fronteira de Possibilidades de Produção
GMM: *Generalized Method of Moments*
HP: Filtro Hodrick-Prescott
IP: Investimento Produtivo
Liq: Liquidez
LL: Lucro Líquido
Ln: Logaritmo Natural
Mn: Agregados monetários
M/B: *Market-to-Book*
MQO: Mínimos Quadrados Ordinários
PIB: Produto Interno Bruto
PM: Política Monetária
PL: Patrimônio Líquido
PO: Passivo Oneroso
Rent: Rentabilidade
RM: Retorno de Mercado
ROA: Retorno do Ativo
Selic: Sistema Especial de Liquidação e Custódia
Tam: Tamanho
Tang: Tangibilidade

SUMÁRIO

1 – INTRODUÇÃO	13
1.1 Problema de pesquisa	19
1.2 Objetivo geral	21
1.3 Objetivos específicos	21
1.4 Lacunas e Justificativas	22
2 REFERENCIAL TEÓRICO	26
2.1 Estrutura de capital	26
2.1.1 Teoria de <i>market timing</i>	30
2.1.1.1 Antecedentes	30
2.1.1.2 Desenvolvimento da teoria de <i>market timing</i>	33
2.2 Não neutralidade da moeda e os modelos neokeynesianos de rigidez de preços	36
2.2.1 Investimentos produtivos das firmas	43
2.2.2 Instrumentos das políticas monetárias no Brasil	44
2.3 Teoria austríaca sobre os ciclos econômicos	47
2.3.1 A macroeconomia do capital	52
2.3.2 Setor de atividade e estrutura de capital	61
2.4 Evidências empíricas	63
2.6 Hipóteses da pesquisa	71
3 MÉTODOS	74
3.1 Amostra	76
3.2 Variáveis do estudo	77
3.2.1 Variáveis dependentes	77
3.2.2 Variáveis explicativas	79
3.2.3 Variáveis de controle	83
3.3 - Procedimentos estatísticos e especificação dos modelos de análise	92
3.3.1. Detecção de <i>outliers</i>	92
3.3.2 Método dos Momentos Generalizados (<i>Generalized Method of Moments – GMM</i>)	93
3.3.2.1 Testes de validação dos modelos	97
4 – RESULTADOS E DISCUSSÃO	100
4.1 Resultados da análise das estatísticas descritivas	100
4.1.1 Comportamento temporal das variáveis analisadas	100
4.1.2 Estatísticas de resumo e variabilidade das variáveis estudadas	104
4.2 Detecção dos <i>outliers</i>	105

4.3 Estimação dos parâmetros de interesse.	108
4.3.1 Estatísticas de validação dos modelos	108
4.3.2 - Estimação dos parâmetros para responder às hipóteses 1, 2 e 3.	110
4.3.2.1 - Estimação dos parâmetros (hipóteses 1, 2 e 3: Alavancagem 1).....	110
4.3.2.2 - Estimação dos parâmetros (hipóteses 1, 2 e 3: Alavancagem 2).....	112
4.3.2.3 - Estimação dos parâmetros (hipóteses 1, 2 e 3: Composição do Endividamento).....	116
4.3.2.4 – Síntese das respostas observadas às hipóteses 1, 2 e 3.	120
4.3.3 - Estimação dos parâmetros para responder às hipóteses 4, 5 e 6.	122
4.3.3.1 – Estimação dos parâmetros (hipóteses 4, 5 e 6: Investimento Produtivo 1)	122
4.3.3.2 - Estimação dos parâmetros (hipóteses 4, 5 e 6: Investimento Produtivo 2)	125
4.3.3.3 – Síntese dos resultados dos testes das hipóteses 4, 5 e 6.....	128
4.4 - Resposta ao problema de pesquisa.	130
5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS.	132
REFERÊNCIAS	138
APÊNDICE A – Composição da amostra	151
APÊNDICE B – Resultado do software Stata - Hipóteses 1, 2 e 3	154
APÊNDICE C – Resultado do software Stata - Hipóteses 4, 5 e 6.....	171
APÊNDICE D – Comandos da modelagem em painel.....	183

1 – INTRODUÇÃO

No meio corporativo, a avaliação e realização de investimentos em ativos imobilizados e intangíveis pode determinar a continuidade de uma entidade. A avaliação de investimentos é um processo no qual são estimadas as projeções dos fluxos de caixa em conjunto com o custo do capital necessário para a realização do projeto, para assim mensurar a viabilidade ou não do investimento. Por isso, entender os fatores que influenciam as escolhas da estrutura de capital das firmas é um assunto tratado em profundidade por pesquisas acadêmicas, sendo tema de interesse também de proprietários, gestores e credores, uma vez que o custo do capital pode determinar a viabilidade de certos investimentos e, assim, a continuidade das firmas.

Trabalhos como o de Durand (1952) concluía, à época, que o aumento do nível de endividamento resulta em maior risco operacional, gerando maior custo de capital e, por consequência, menor valor para as empresas no longo prazo. Por outro lado, considerando um mercado perfeito e ausência de impostos, Modigliani e Miller (1958) apontavam que a estrutura de capital seria irrelevante para maximizar o valor das empresas, concluindo que apenas as decisões de investimentos exerciam influência sobre o valor da firma.

Na sequência, Modigliani e Miller (1963) explicaram os benefícios fiscais da contratação de dívidas como um meio para gerar aumento no valor das empresas, já que as despesas financeiras são dedutíveis da base de cálculo do Imposto de Renda, o que afetaria diretamente o valor da firma por aumentar o valor dos fluxos de caixa futuros descontados a valor presente. Em decorrência desses trabalhos e considerando-se a presença de imperfeições de mercado, Albanez (2012) descreve a construção de teorias que buscavam explicar quais são os determinantes das estruturas de financiamento das firmas, dentre as quais se destacam as teorias de *trade-off*, *pecking order* e *market timing*.

A teoria de *trade-off* propõe uma estrutura de capital ótima para se obter a maximização do valor da empresa, buscando, assim, um equilíbrio das fontes de capital ao ponderar os custos das dívidas e seus benefícios fiscais (Myers, 1984). Por outro lado, Myers e Majluf (1984), baseando-se na presença de assimetria de informações no mercado de capitais, desenvolveram a teoria de *pecking order*, em que sugerem a existência de uma hierarquia segundo a qual as entidades, ao adquirirem recursos, prefeririam os recursos internos (retenção de lucros), seguidos da captação de dívida e, por fim, a emissão de novas ações. Baker e Wugler (2002),

partindo de trabalhos como os de Taggart (1977), Jalilvand e Harris (1984), Asquith e Mullins (1986), Rajan e Zingales (1995), desenvolveram a teoria de *market timing*, segundo a qual a estrutura de capital de uma firma é resultante do acúmulo passado das tentativas de aproveitar condições favoráveis do mercado de ações pelos seus gestores. Portanto, eles emitem novas ações quando percebem que estas estão sobreavaliadas no mercado, recomprando-as quando avaliam estarem subavaliadas. Esses autores apontam o índice *market-to-book* como a principal variável para a verificação do efeito da teoria de *market timing*. Apontam também que a persistência desses efeitos por vários anos define, assim, a estrutura de capital das firmas.

Somando-se ao trabalho de Baker e Wugler (2002), Huang e Ritter (2009) observaram as decisões de financiamento externo das firmas por meio de um prêmio de risco de mercado do capital próprio (*Equity Risk Premium – ERP*). Os autores apontaram que as empresas garantem significativa parte de suas necessidades de investimento com a utilização de dívida quando o prêmio de risco de mercado é alto, resultando em um alto endividamento por períodos consecutivos. Foi verificado também que o ERP tem efeitos persistentes de longo prazo na estrutura de capital e que, portanto, esses resultados também contribuem para a teoria de *market timing*.

Explorada por Albanez e Lima (2014) e Albanez (2015), uma lacuna na teoria de *market timing* se deve aos momentos de mercado nos quais os custos de capitais de terceiros variem favoravelmente em benefício da contração de dívidas pelas firmas. Assim, em sua análise empírica, os autores trabalharam com duas métricas para o custo de capital de terceiros, sendo uma delas baseada no *rating* de crédito das companhias e a outra, no custo médio do passivo oneroso. Os resultados revelaram que quanto maior o custo de capital de terceiros, menor a utilização de dívida como fonte de financiamento. Portanto, as métricas utilizadas para o custo de capital de terceiros se mostraram significativas, gerando decisivas consequências sobre a estrutura de capital das firmas.

Nesse sentido, uma explicação das variações nos custos dos capitais de terceiros pode ser encontrada na teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca – conforme apresentado por Mises e Batson (1953), Mises (1998), Garrison (2001), Hayek (2008), Soto (2009) e Greaves (2010). Segundo os autores, a expansão monetária realizada pelos Bancos Centrais tem como consequência um maior nível de investimentos e endividamentos em firmas cujos projetos

produtivos demandam maior tempo para a sua realização, frente a empresas cujos projetos demandam menor prazo.

Dada uma sociedade sem mudanças políticas e econômicas estruturais, esse comportamento é explicado segundo a premissa de que a taxa de juros de uma economia é determinada pela demanda por moeda e pela quantidade de poupança realizada pela sociedade. Desta forma, *ceteris paribus*, nas sociedades com maior poupança, os juros tendem a ser menores, de modo a tornar mais viáveis investimentos de longo prazo. Já em sociedades com menor poupança, os juros são maiores, o que afasta investimentos de longo prazo e seus consequentes incentivos para o desenvolvimento da economia e da sociedade (Mises, 1998).

Nesse contexto, uma forma encontrada pelos Bancos Centrais para mudar tal realidade se dá por meio das políticas monetárias, de modo a baixar as taxas de juros. Assim, com os juros em patamares mais baixos, os investimentos em grandes estruturas de produção se tornam mais viáveis – uma vez que esse tipo de investimento requer mais anos para a sua realização –, fazendo com que recursos antes destinados a firmas com projetos de menor prazo migrem para firmas com projetos mais longevos. No entanto, essas políticas monetárias não geram mais poupança na sociedade. Por isso, os gastos dos consumidores serão novamente direcionados para consumos de curto prazo, já que a sociedade não poupou o suficiente para comprar matérias-primas industriais e máquinas e equipamentos recém-produzidos, o que gerará uma depressão nas indústrias com grandes estruturas (Greaves, 2010).

Para exemplificar essa realidade, autores como Mises (1998) e Hayek (2008) se utilizam de indústrias de bens de capital para representar as firmas que se situam no início da estrutura produtiva (bens de última ordem), cujos projetos de investimento tendem a demandar maior prazo de realização. Utilizam-se também de empresas de bens de consumo para representar as firmas que se situam no fim da cadeia produtiva (bens de primeira ordem), cujos projetos de investimentos tendem a demandar menor prazo de realização. Ou seja, a depender do setor de atuação relacionado à atividade operacional da firma, os tempos dos ciclos produtivos são diferentes, de modo que as políticas monetárias vão impactar os setores de formas distintas.

Nesse sentido, alinhando-se com a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca, estudos empíricos sobre as estruturas de capitais das firmas – como os de Frank e Goyal (2009), Simerly e Li (2000), Eriotis et al. (2011), Akhtar (2014), Serrasqueiro (2011), Javed e Imad (2012) e

Schuh et al. (2017) – constataram que as firmas possuem estruturas de capitais distintas, a depender do tamanho, setor e tipo de atividade. Ou seja, firmas com características análogas às de bens de capital possuem estruturas de capital distintas das firmas com características análogas às de bens de consumo; e essas estruturas reagem de formas distintas às variáveis macroeconômicas. Somando-se a isso, de forma mais pontual, Huang et al. (2012) relatam que as políticas monetárias têm efeitos heterogêneos no comportamento dos investimentos corporativos, a depender da repartição de ativos e passivos, dos indicadores de liquidez e da quantidade de estoques das empresas.

No tocante às políticas monetárias e seus impactos na economia, discute-se a neutralidade da moeda, decorrente da teoria quantitativa da moeda, de Fisher (1922). Essa neutralidade implica que os aumentos nos agregados monetários deveriam afetar apenas o nível de preços na economia e não o nível de seu produto real. Segundo Mollo (2004), o fundamento da neutralidade da moeda baseia-se em um sistema de mercado eficiente, em que predominaria o seguinte princípio: quanto maior sua eficiência – concorrência perfeita, preços flexíveis e informação perfeita –, mais facilmente essa neutralidade é verificada.

Deste modo, a neutralidade da moeda e seus efeitos sobre a economia real, quando ocorrem, são transitórios e se devem a divergências entre as variáveis esperadas e as efetivas (Lucas, 1972; Friedman, 1989). Como os efeitos sobre a economia real ocorrem por meio de variações dos preços relativos, quanto mais eles forem eficientes e flexíveis, maior será a facilidade para que os ajustes ocorram, e, portanto, mais rapidamente o nível geral de preços sobe e a moeda se torna neutra. Assim, a moeda torna-se neutra no longo prazo, sendo a economia real afetada de forma permanente apenas por fatores reais.

Todavia, existem imperfeições de mercado que conduzem à rigidez de preços e salários, e essas dificuldades de ajuste levam à não neutralidade da moeda, como defendido pelos modelos neokeynesianos – Christoffel e Linzert (2010), Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), Del Negro et al. (2007), Smets e Wouters (2007), Altig et al. (2011), Gali (2015), Farhi e Werning (2016), Özcan (2020). Deste modo, a rigidez de preços faz com que choques monetários não afetem diretamente os preços, aumentando, em contrapartida, o produto real de uma economia. Assim, para os neokeynesianos, as políticas monetárias impactariam o sistema produtivo.

Observa-se, portanto, que ambas as teorias – a teoria austríaca dos ciclos econômicos e os modelos neokeynesianos – apontam que a moeda não é neutra e exerce influência nos setores produtivos, a depender das taxas de juros e da quantidade de moeda criada. Em termos econômicos, porém, elas se diferenciam, pois a teoria austríaca não faz a análise em termos agregados, explicando que as políticas monetárias influenciam os agentes de formas distintas, a depender da temporalidade dos investimentos e do estágio em que se encontra o ciclo econômico. Já a teoria neokeynesiana faz suas análises em termos agregados, indicando a não neutralidade da moeda sobre o produto agregado de uma economia. Em termos metodológicos, esta defende seu posicionamento por meio da abordagem positivista/quantitativa e aquela, por meio do sistema lógico axiomático praxeológico.

Como o controle das bases monetárias é feito pelos Bancos Centrais junto ao setor financeiro, os aumentos dos agregados monetários escoam para a economia por meio das dívidas obtidas pelo setor produtivo junto a essas instituições financeiras, influenciando também suas estruturas de capital, a depender do momento da queda no custo do capital de terceiros.

Nesse sentido, pesquisas empíricas como a de Fu e Liu (2015), ao investigarem os efeitos da política monetária sobre o investimento corporativo de empresas chinesas, constataram que os agregados monetários M1 e M2 têm um efeito significativo sobre o investimento corporativo (obtido pelo somatório dos ativos imobilizados e ativos intangíveis), isto é, uma mudança na taxa de crescimento desses agregados tem efeito significativamente maior no ajuste do investimento corporativo durante políticas monetárias restritivas (períodos de menor expansão das bases monetárias frente ao PIB – produto interno bruto). Segundo o Banco Central do Brasil (BACEN), M1 é igual ao papel-moeda em poder do público, mais depósitos à vista; e M2 é igual a M1, mais depósitos especiais remunerados, mais depósitos de poupança, mais títulos emitidos por instituições depositárias (BACEN, 2017).

Contribuindo para as teorias de estrutura de capital, Fu e Liu (2015) também identificaram que a alavancagem é um fator importante para se analisar o efeito das políticas monetárias sobre o investimento corporativo, uma vez que quanto maior o endividamento de uma firma, menor será o efeito da expansão da base monetária sobre os investimentos corporativos realizados. Também para o mercado chinês, Yang et al. (2017) investigaram os efeitos da política monetária sobre o investimento corporativo. Como resultados, os autores identificaram que a menor expansão da base monetária reduz o investimento corporativo, o que se alinha com o

modelo de rigidez de preços.

Ampliando para aspectos macroeconômicos, Brierley e Bunn (2005) verificaram os impactos da estabilidade monetária sobre as estruturas de capital das firmas no Reino Unido, identificando que os baixos níveis das taxas de juros elevaram o grau de endividamento. No mercado norte-americano, Frank e Goyal (2003) observaram que, em momentos de políticas monetárias expansionistas, maiores serão os montantes de dívidas adquiridos pelas empresas.

No mercado latino, Fernández (2005), ao analisar as estruturas de capitais das firmas do Chile, verificou empiricamente que as empresas preferem, a depender das políticas monetárias e fiscais, emitir ações do que contrair dívidas. Já no mercado brasileiro, por sua vez, observam-se pesquisas como a de Lima et al. (2011), que, abarcando o período da crise financeira de 2008, estudaram a relação entre os indicadores macroeconômicos e os índices de endividamento. Como resultados, encontraram relação entre a estrutura de capital e as taxas de juros.

Em um estudo mais recente, Alter e Elekdag (2020) investigaram a relação entre a política monetária dos EUA (Estados Unidos da América) e o crescimento da alavancagem das empresas em países emergentes. Os autores constataram que a política monetária dos EUA está associada a um crescimento mais rápido da alavancagem das firmas, sugerindo que as condições financeiras globais afetam o crescimento da alavancagem das empresas de países emergentes, influenciando suas taxas de juros.

Ainda no ambiente macroeconômico, segundo Aguinis et al. (2011), as políticas monetárias influenciam também as decisões de investimento corporativo, sendo a base monetária uma importante variável macroeconômica que afeta as decisões de investimento das empresas. Nesse contexto, Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017) observaram as relações entre a política monetária dos Bancos Centrais e o comportamento do investimento de empresas da Alemanha, Suíça e Tailândia. Os resultados demonstraram que a política monetária na Alemanha e na Tailândia influencia a taxa de juros dos empréstimos realizados pelos bancos comerciais, impactando assim os investimentos produtivos das firmas desses países.

No mesmo sentido, Xue, Yilmazkuday e Taylor (2020) exploraram os efeitos das políticas monetárias sobre a produção e os investimentos das firmas chinesas. Os autores concluíram que o aumento da base monetária contribuiu para o crescimento da produção e do investimento nas

firmas analisadas. Os resultados também indicaram que a política monetária teve maiores impactos no investimento das grandes empresas, em comparação às menores.

Logo, pode-se observar que em mercados distintos há pesquisas buscando identificar a situação monetária de um país e seus efeitos sobre as estruturas de capital das firmas, o que comprova a relevância do tema.

1.1 Problema de pesquisa

No mercado brasileiro, antes do Plano Real, a moeda passou por momentos de hiperinflação gerada por políticas monetárias altamente expansionistas que produziram ciclos econômicos politicamente induzidos. Havia uma tendência cíclica da economia em anos de eleições, expressa no maior crescimento do produto interno bruto e dos meios de pagamento (M1) (Fialho, 1996).

Segundo Campos (2010), após a implantação do Plano Real em 1994, observa-se um maior controle para a expansão da base monetária M1 e M4 (restrita e expandida). A partir de 1999, houve o estabelecimento do regime de metas de inflação no Brasil, sob administração do Conselho Monetário Nacional, no qual o BACEN, por meio de sua atividade no mercado aberto, tem como função trabalhar pela manutenção da taxa de juros próxima à meta definida pelo COPOM (Comitê de Política Monetária). Assim, por meio da manipulação dos agregados monetários, o BACEN persegue metas de inflação e taxa de juros predefinidas.

No entanto, mesmo após a implantação do Plano Real e do regime de metas para a inflação, observa-se a relevante expansão da base monetária na economia brasileira. Conforme os boletins anuais do BACEN, verifica-se que o M1 aumentou em torno de 21 vezes no período transcorrido entre julho de 1994 e fevereiro de 2017, comprovando assim a inflação (definição etimológica) da base monetária. Observa-se também que o somatório de todos os agregados monetários (M4) aumentou de R\$ 1,3 trilhão em 2005 para R\$ 6,7 trilhões em 2018, gerando um aumento médio anual de 33% nos agregados monetários totais da economia brasileira.

Nesse cenário, Fu e Liu (2015) classificam as políticas monetárias como expansionistas quando as taxas de crescimento da base monetária são maiores do que as taxas de crescimento do PIB.

Assim, mesmo após a implantação do Plano Real, observa-se, conforme a Figura 1, o predomínio de políticas monetárias expansionistas na economia brasileira.

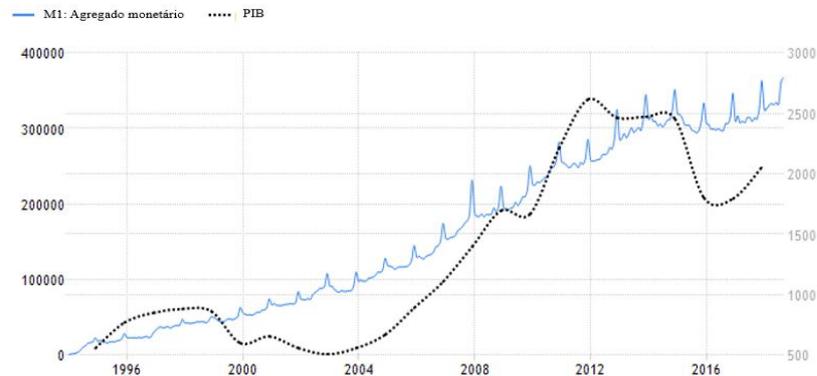


Figura 1-Série Histórica - M1 e PIB

Fonte: <https://tradingeconomics.com/brazil/money-supply-m1>

Ao se observar tal situação macroeconômica brasileira sob a ótica da teoria de *market timing*, aventa-se a possibilidade de que os gestores podem estar emitindo títulos de dívidas em momentos de mercado considerados favoráveis, nos quais o custo de captação do capital de terceiros fique mais barato devido às influências das políticas monetárias.

Sob a ótica dos modelos de rigidez de preços, essa expansão monetária pode impactar a produção das firmas de forma agregada. Como os aumentos das bases monetárias fluem para o setor produtivo por meio das dívidas obtidas junto às instituições financeiras, os níveis de alavancagem das firmas também poderão estar sendo impactados.

Nesse cenário macroeconômico, a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca descreve que as políticas monetárias podem influenciar de formas diferentes as empresas de bens de capital (bens de última ordem) frente às de bens de consumo (bens de primeira ordem). Isso se dá porque variações nas taxas de juros derivadas das políticas monetárias impactam de forma mais significativa projetos de longo prazo em relação a projetos de curto prazo.

Portanto, à luz das teorias mencionadas e considerando-se os resultados empíricos de trabalhos como os de Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Albanez e Lima (2014), Albanez (2015), Fu e Liu (2015), Vithessonth et al. (2017), Yang et al. (2017), Alter e Elekdag (2020) e Xue et al. (2020), tem-se o presente problema de pesquisa: **Quais são os impactos das políticas monetárias sobre os investimentos corporativos e sobre as estruturas de capital das empresas dos diferentes setores listadas na B3 na última década?**

1.2 Objetivo geral

Por meio da convergência entre as teorias de *market timing*, modelos neokeynesianos e ciclos econômicos da escola austríaca, o objetivo geral deste estudo é analisar a influência que as políticas monetárias exercem sobre as decisões de financiamento e investimento das corporações brasileiras, durante os anos de 2009 a 2019. Isso se justifica porque as firmas, a depender da longevidade de seus projetos de investimento e financiamento, aproveitariam de formas distintas as janelas de oportunidades para a captação de recursos junto ao mercado de crédito.

1.3 Objetivos específicos

1. Avaliar se as políticas monetárias influenciam a estrutura de capital do agregado das firmas brasileiras de capital aberto, uma vez que o aumento da base monetária escoo para o setor produtivo por meio do aumento do endividamento obtido junto ao setor financeiro.
2. Verificar se as políticas monetárias têm maior influência sobre os endividamentos de longo prazo das empresas do que o endividamento de curto prazo. Assim como descrito pela escola austríaca, assume-se que os fluxos de caixa com maior horizonte temporal são mais afetados pelas variações nas taxas de juros.
3. Observar se existem diferenças na influência das políticas monetárias sobre a estrutura de capital das firmas a depender do setor, pois, como explica a teoria austríaca dos ciclos econômicos, firmas de alguns setores seriam mais impactadas do que outras pelas políticas monetárias.
4. Aferir se as políticas monetárias impactam os investimentos produtivos no agregado das firmas brasileiras de capital aberto, uma vez que, conforme explicam os modelos de rigidez de preços, as empresas aumentariam sua produção de acordo com as políticas monetárias adotadas.
5. Observar se as políticas monetárias têm maior influência sobre os investimentos de longo prazo das empresas – assim como descrito pela escola austríaca –, já que os fluxos de caixa com maior horizonte temporal seriam mais sensíveis às variações nos juros.

6. Verificar se as políticas monetárias impactam de formas distintas, a depender do setor, os investimentos produtivos das firmas, conforme descrito pela teoria austríaca dos ciclos econômicos.

1.4 Lacunas e Justificativas

O avanço do mercado de capitais no Brasil tem tornando ainda mais relevantes os trabalhos que analisam as decisões de investimento e financiamento de companhias de capital aberto. Por isso, tem-se a necessidade de compreender e entender como essas firmas tomam decisões acerca das fontes de capital a serem utilizadas para financiar seus projetos de investimentos, em razão de o custo do capital ser determinante para avaliar se certos investimentos serão viáveis ou não.

No Brasil, pesquisas realizadas sobre a estrutura de capital e *market timing* que se fundamentaram no trabalho de Baker e Wurgler (2002) utilizam modelos que aprofundam suas análises na emissão de ações em momentos oportunos de mercado. Entretanto, como as firmas estão inseridas em um ambiente macroeconômico, indica-se a necessidade do aprimoramento desses modelos para uma análise da estrutura de capital de firmas focada em momentos de mercado oportunos para a emissão de dívidas, a depender das políticas monetárias. Por isso, nesta tese, serão utilizados os principais modelos propostos por Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Albanez e Lima (2014) e Albanez (2015), inserindo-se *proxies* representativas das políticas monetárias.

De forma mais específica, uma lacuna explorada por esta tese se dá pela complementação que a praxeologia – descrita por Mises (1998) – proporciona à teoria de *market timing*, pois, no momento de captarem recursos, os gestores vão agir propositalmente para obter o menor custo de capital (maior satisfação), de forma a tornar mais viáveis seus investimentos, escolhendo, no momento do mercado, a fonte que lhe gere a maior satisfação.

Outra lacuna a ser explorada se dá pela análise conjunta das decisões de investimentos e financiamento das corporações. Conforme os modelos de rigidez de preços, os produtores vão aumentar suas produções influenciados pelas políticas monetárias. Como o controle das bases monetárias é feito pelos instrumentos do BACEN junto ao setor financeiro, os aumentos dos agregados monetários escoam para a economia por meio das dívidas obtidas pelo setor

produtivo junto a essas instituições financeiras, influenciando assim não só os investimentos, como também suas estruturas de capital.

Esta tese também se justifica pela convergência de duas teorias econômicas – o modelo de rigidez de preços e a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca. Ambas, mesmo partindo de abordagens distintas, explicam que a moeda não é neutra e defendem que ela exerce influência nos setores produtivos, a depender da quantidade de moeda criada. Portanto, ambas as teorias defendem que a expansão da base monetária influencia a produção e a economia. Porém, a teoria austríaca defende seu posicionamento por meio do sistema lógico axiomático praxeológico, ao passo que o modelo de rigidez é baseado na abordagem positivista/quantitativa.

As diferenças entre estas duas teorias também serão exploradas por esta tese. O modelo de rigidez de preços faz suas análises principalmente em termos agregados. Já a teoria austríaca dos ciclos econômicos não faz a análise em termos agregados, explicando que as políticas monetárias influenciam os agentes de formas distintas. Por isso, justifica-se a análise dos investimentos corporativos e das estruturas de capitais das firmas sob ambas as óticas, ou seja, tanto por meio dos agregados das empresas de capital aberto, como por meio dos setores a que elas pertencem.

Isto posto, almeja-se no presente estudo que a exploração dessas diversas teorias e a comparação de seus resultados colaborem para a obtenção de importantes conclusões sobre as formas como as firmas brasileiras financiam e definem seus investimentos. Nesse sentido, está presente nesta tese a preocupação em abarcar o tema mediante a aplicação de vários modelos empíricos, fundamentados na convergência das teorias de *market timing*, do modelo de rigidez de preços e da teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca, buscando contribuir para uma melhor compreensão dos fatores determinantes das decisões de investimento e financiamento das firmas brasileiras.

Portanto, a principal lacuna explorada por esta tese se dá pela análise conjunta de três teorias distintas para avaliar o comportamento da estrutura de capital e dos investimentos das firmas, a saber: a teoria de *market timing*, desenvolvida pela área das finanças; o modelo de rigidez de preços, da teoria macroeconômica, com abordagem positivista; e a teoria austríaca sobre os ciclos econômicos, desenvolvida pela ciência econômica, com abordagem praxiológica.

Conforme os achados empíricos Frank e Goyal (2009), Simerly e Li (2000), Eriotis et al. (2011), Akhtar (2014), Serrasqueiro (2011), Javed e Imad (2012) e Schuh et al. (2017), observa-se também que há diferenças existentes nos determinantes das estruturas de capital, a depender do setor. Segundo Soto (2009) e Mises (1998), esse comportamento do mercado também está alinhado com a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca, segundo a qual as políticas monetárias expansivas vão influenciar de formas distintas os setores de uma economia. Albanez (2012) sugere, como lacuna de pesquisa para o mercado brasileiro, a observação do desempenho da teoria de *market timing* por setor de atuação das companhias, o que pode permitir uma comparação entre as respostas de variados setores frente às variações no custo de capital.

Além disso, conforme verificado em Frank e Goyal (2003), Brierley e Bunn (2005), Fernández (2005), Silva (2015), Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017) e Yang et al. (2017), o assunto já foi tratado no âmbito dos mercados de vários países, como Alemanha, Chile, Suíça, Tailândia, Reino Unido, EUA, China e Brasil. Foram encontrados resultados divergentes quanto à influência da inflação na estrutura de capital, desde a não relação da inflação com os níveis de endividamento (Lima et al., 2011) até a evidência de relações diretas (Vasconcelos et al., 2015) ou inversas entre essas variáveis (Martinez, Anunciação e Filho, 2014). Isso demonstra a importância de mais pesquisas sobre essa questão, sobretudo tendo como variáveis os agregados monetários, determinantes da inflação, conforme defendido por Mises (1998), Hayek (2008) e Soto (2009).

Em caráter mais pontual, é importante lembrar que a moeda é o principal ativo de uma economia, o que se justifica por duas formas concomitantes: a) é o ativo-fim buscado na maior parte das transações econômicas; b) é a medida de valor para todos os outros ativos existentes e suas transações. Por isso, a assimetria de informação originada da manipulação da oferta da moeda, conforme descrito por Soto (2009) e Mises (1998), tenderia a causar ciclos econômicos e suas respectivas crises. Assim, as análises financeiras poderão estar enviesadas se a moeda for inflacionada, necessitando assim que se observem empiricamente seus impactos no mercado.

Justifica-se, portanto, o intuito desta pesquisa de sanar uma lacuna importante na literatura em finanças ao verificar o comportamento da manipulação da oferta monetária nos níveis de

endividamento das entidades, assim como nos montantes de investimentos corporativos realizados, além de descrever o processo criador dos ciclos e de crises como as que ocorrem na economia brasileira. Desta forma, a presente pesquisa complementar a literatura que estuda os impactos das políticas monetárias e de variáveis macroeconômicas sobre as finanças corporativas, particularmente no que tange às estruturas de capital e aos investimentos corporativos realizados pelas firmas de capital aberto no Brasil.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Estrutura de capital

Em um contexto empresarial, o processo de avaliação e realização de investimentos é que vai determinar a continuidade de uma firma, com a premissa de que investimentos inviáveis devem ser descartados. Junto a essa análise, deve ser observada a fonte desses recursos, o que determina o custo do capital total e, por consequência, a viabilidade ou não dos investimentos. Desta forma, os determinantes da estrutura de capital das firmas são um desafio para seus gestores, proprietários e credores, sendo, por isso, tema central de pesquisas acadêmicas.

O trabalho de Durand (1952) é um dos pioneiros no estudo das estruturas de capitais das firmas, do qual se conclui que o aumento do nível de endividamento resulta em maior risco operacional e, logo, em maior custo de capital, resultando, assim, em menor valor para as empresas no longo prazo. Já Modigliani e Miller (1958), sob a ótica de um mercado perfeito e com ausência de impostos, defendem que a estrutura de capital seria irrelevante para maximizar o valor das empresas. Esses autores demonstraram que o custo de capital total de uma empresa e o valor total de seus ativos são independentes de sua estrutura de capital, concluindo que apenas as decisões de investimentos exercem influência sobre o valor da firma, não existindo assim uma estrutura ótima de capital.

Em seguida, Modigliani e Miller (1963) pesquisaram os benefícios fiscais da contratação de dívidas para gerar aumento no valor das empresas, imputando assim significativa relevância à estrutura de capital na busca pela maximização do valor das entidades. Nesse contexto, o uso de dívida como fonte de recursos é vantajoso devido ao benefício fiscal adquirido pela dedução das despesas financeiras da base de cálculo do Imposto de Renda. Isso reduz o custo médio ponderado de capital, o que afeta diretamente o valor da firma por aumentar o valor dos fluxos de caixa futuros descontados a valor presente. Os autores também explicam que em determinadas circunstâncias outras formas de recursos podem ser mais benéficas, recomendando que as firmas não devam maximizar o nível de dívida em suas estruturas de capital.

Em decorrência desses trabalhos e considerando-se a existência de imperfeições de mercado, outras teorias foram construídas visando explicar os determinantes das estruturas

de financiamento das firmas por meio do emprego de capital próprio ou de terceiros para a execução dos investimentos. Dentre elas, destacam-se as teorias de *trade-off*, *pecking order* e *market timing* (Albarez, 2012).

Para Myers (2001), a teoria de *trade-off* explica que as firmas buscam níveis ótimos de endividamento para equalizar os custos de falência e os benefícios fiscais derivados da utilização de dívida como fonte de recursos. Assim, as entidades têm um nível ótimo de dívida a ser gradativamente ajustado, substituindo mutuamente entre si as fontes de financiamento – capital próprio ou de terceiros – de forma a maximizar o seu valor por meio do reajuste de sua estrutura de capital. Por isso, de acordo com essa teoria, a principal relação empírica esperada prevê que quanto mais lucrativa é uma firma, maior seu nível de endividamento, em virtude do benefício fiscal obtido por meio dessa forma de captação de recursos.

Nessa teoria, as dificuldades financeiras ou os custos de falência contêm os custos administrativos e legais de falência (reorganização), assim como o risco moral. Incluem também os custos de agência, de monitoramento e contratuais, que podem reduzir o valor da firma mesmo que a falência seja evitada, uma vez que a credibilidade da entidade se torna duvidosa nessa condição. Portanto, uma conclusão derivada dessa teoria é a de que as firmas com maior risco devem ter menor nível de dívida. Para se calcular o nível de risco das empresas, utiliza-se a variação do valor de mercado como métrica, na qual quanto maior a volatilidade, maior a probabilidade de *default*. Por isso, firmas com menor risco podem se endividar mais, até o ponto em que os custos de falência – que aumentam o custo da dívida – se igualem aos benefícios do endividamento (Myers, 1984).

Uma segunda conclusão está relacionada com a expectativa dos investidores em empresas com relevantes oportunidades de crescimento. Nesse caso, os custos esperados de falência não dependem apenas da probabilidade de *default* obtida pela variação do valor de mercado, mas também do real valor perdido caso esse *default* ocorra. Firms com amplas oportunidades de crescimento contêm maior probabilidade de perder valor em cenários de dificuldades financeiras, uma vez que os investidores diminuem significativamente suas expectativas futuras sobre a entidade. Além disso, os ativos atrelados a essa oportunidade de crescimento (*goodwill*; ativos intangíveis) não representam garantias colaterais para a dívida. Portanto, dada a sua inferior capacidade inerente de financiamento, o nível ótimo

de endividamento dessas firmas será menor (Myers, 1984).

Por outro lado, baseada na assimetria informacional, a teoria de *pecking order*, desenvolvida por Myers (1984) e Myers e Majluf (1984), não determina um nível ótimo de capital, e sim que as firmas atendem a uma ordem hierárquica de preferência por tipo de financiamento, utilizando, em primeiro lugar, os recursos gerados internamente, em segundo lugar, os recursos obtidos pelo endividamento e, por fim, os recursos obtidos por meio da emissão de ações.

De acordo com Harris e Raviv (1991), essa teoria aborda a assimetria informacional como um dos principais determinantes da estrutura de capital. Assim, tal estrutura é construída a depender das decisões de investimento da firma, em conjunto com a assimetria de informação entre os agentes. Portanto, os modelos baseados na assimetria de informação apontam que os gestores (agentes) possuem mais informações sobre os atributos futuros da firma do que investidores externos (principal), caracterizando assim a diferença informacional entre os agentes. Conforme Akerlof (1970), essa assimetria de informação gera um problema de seleção adversa que pode explicar a queda no preço dos títulos acionários quando uma emissão de ações é divulgada pela firma.

Por isso, essa hierarquia das fontes é baseada no conjunto de informações transmitidas ao mercado, a depender do título emitido, de modo que os agentes escolhem os títulos menos sensíveis à informação. Assim, a firma, por meio de seus agentes, contrairá dívida ao invés de emitir ações quando seus recursos internos não forem suficientes para financiar seus projetos. Desta forma, o nível de endividamento refletirá a necessidade acumulada da entidade por capitais externos (Myers, 1984).

De acordo com o modelo apresentado por Myers e Majluf (1984), na necessidade de financiamento externo, as entidades emitem dívidas ao invés de ações, independentemente de estarem sobre ou subvalorizadas. Lucas e McDonald (1990) explicam que, se os gestores (agentes) tiverem informações sobre a empresa no presente (como o valor dos lucros atuais) das quais o mercado só terá conhecimento no próximo relatório, a firma estará “subvalorizada”, no momento presente, se a revelação dessas informações fizer com que o preço da ação suba; por outro lado, estará “supervalorizada”, no momento presente, se a

revelação dessas informações fizer com que o preço caia.

Nesse sentido, Albanez (2012) descreve que – segundo a teoria de *pecking order* – as firmas optam por recursos internos a externos porque a assimetria de informação é considerada significativa apenas para as decisões de financiamento externo. Na falta de capital interno para suprir as oportunidades de investimentos, as firmas emitirão primeiramente títulos de dívida e, por fim, títulos acionários. Por outro lado, se o fluxo de caixa produzido internamente superar as necessidades de investimento, o excesso não será utilizado para recompra de ações, e sim para a redução de dívida ou aumento dos saldos de caixa. Persistindo esse excesso, a empresa gradativamente aumentará seu nível de pagamento de dividendos. Assim, Myers (1984) explica que as entidades adaptam seu nível de pagamento de dividendos a depender das necessidades de capital. Deste modo, quanto mais amplas forem as necessidades de investimento, menor será o pagamento de dividendos.

Nesse cenário, a emissão de novas dívidas indica, portanto, informações positivas sobre a entidade (como oportunidades de crescimento), além de dirimir a vantagem informacional dos agentes, uma vez que os credores exigem maior número de informações e possuem maior poder sobre os contratos. Já a emissão de novas ações sinaliza uma informação negativa, já que os agentes atuam, neste caso, no interesse dos acionistas atuais, evitando a emissão de ações se elas estiverem subvalorizadas, inclusive nos casos em que há valiosas oportunidades de investimento. Portanto, a emissão de novas ações indica para o mercado que o preço das ações pode estar sobrevalorizado, fazendo com que este se desvalorize após a emissão (Albanez, 2012).

Contudo, ao citar alguns fatos empíricos acerca do comportamento das firmas, Myers (1984) aponta que as entidades emitem ações quando os preços de mercado dos títulos estão altos, ou seja, sobrevalorizados. Tal comportamento também é verificado por Taggart (1977), Marsh (1982) e Asquith e Mullins (1986). Nessa linha de pesquisa, Albanez (2012) também descreve que as evidências empíricas direcionam para o fato de que o valor de mercado da firma e sua alavancagem (nível de endividamento) estão positivamente correlacionados, isto é, quanto maior o valor de mercado da empresa, maior é sua alavancagem. Por consequência, as evidências empíricas também sinalizam que maior será a probabilidade de falência quanto maior for o nível de endividamento.

Esses resultados são contrários à teoria de *trade-off*, uma vez que, segundo ela, se o valor de mercado de uma firma aumenta, o índice de endividamento a valor de mercado cai, e as firmas deveriam emitir novas dívidas para readequar suas estruturas ótimas de capital. Esses resultados também são contrários à teoria de *pecking order*, já que não há razões para se esperar que a vantagem informativa dos agentes seja reiteradamente mais favorável quando os preços das ações estão sobrevalorizados. Mesmo em um cenário com essa tendência, dado o equilíbrio de expectativas racionais, os investidores aprenderiam e incorporariam esse comportamento passado e agiriam baseados nele posteriormente, não havendo, portanto, meios para que as firmas sistematicamente obtenham vantagens ao negociar a emissão de novas ações (Myers, 1984).

Baseando-se nessa lacuna, surge a teoria de *market timing*, que busca compreender as decisões de financiamento realizadas pelas entidades. Essa abordagem teórica, sob a qual se desenvolve esta tese, foi inspirada nos trabalhos de Taggart (1977), Jalilvand e Harris (1984), Asquith e Mullins (1986), Rajan e Zingales (1995) e Baker e Wurgler (2000), por indicarem a tendência das firmas de aproveitarem as janelas de oportunidade ao emitirem ações quando o seu valor de mercado está alto em comparação ao seu valor patrimonial. Posteriormente, é atribuída a articulação da teoria de *market timing* à pesquisa de Baker e Wurgler (2002).

2.1.1 Teoria de *market timing*

2.1.1.1 Antecedentes

Ao se verificar o desenvolvimento histórico da teoria de *market timing* – tal como apontado nos trabalhos de Baker e Wurgler (2002) e Albanez (2012) –, observa-se a pesquisa empírica de Taggart (1977) como uma das pioneiras, em que o autor analisa como as organizações norte-americanas investiam seus recursos e quais eram os determinantes das fontes de financiamento. Isso foi feito por meio do desenvolvimento de modelos que verificam os fatores determinantes da utilização das diferentes fontes de recursos pelas firmas (emissão de

ações, emissão de dívidas e retenção de lucros e ativos líquidos). Uma conclusão obtida foi a de que as alterações nos valores de mercado da dívida de longo prazo e do capital próprio são fatores relevantes para a emissão de ações. Foi apontado que o *timing* (melhor momento para tomada de decisão) tem um impacto significativo nas decisões das entidades, de forma que a emissão de dívida é um substituto para a emissão de ações quando o mercado de ações se encontra subavaliado.

Já quando o valor de mercado está sobreavaliado relativamente à sua média histórica, a organização emite ações em detrimento da dívida, apresentando assim uma relação negativa entre o valor de mercado e o nível de endividamento. Observam-se também evidências de que os movimentos de longo prazo no valor de mercado da dívida e do capital próprio constituem significativo determinante das decisões de emissão de títulos das organizações americanas (Taggart, 1977).

Em outra constatação, Taggart (1977) relata que as firmas orientam suas decisões de emissões de ações e dívida de acordo com as oportunidades de investimento em capital permanente e sua capacidade de financiamento de longo prazo. Se as oportunidades de investimentos gerarem elevados níveis de endividamento, a emissão de ações poderá ser utilizada como medida para diminuí-los.

Ainda nessa linha de pesquisa, March (1982) obteve resultados parecidos em uma análise sobre a forma como as empresas no Reino Unido optavam por suas fontes de capital. Os resultados indicaram que, quando da escolha da fonte de recursos, as firmas são significativamente influenciadas pelos preços históricos das suas ações e por suas condições de mercado. O autor descreve também que as empresas cujo endividamento estava abaixo do nível ideal eram mais predispostas a emitir dívida e que empresas com elevado risco de falência eram mais dispostas a emitir ações.

Assim, nos casos em que as firmas necessitam de recursos externos, as emissões de ações devem ocorrer quando há presença de alto nível de endividamento; já a emissão de dívida se justifica na situação contrária. Em um cenário de ausência de custos de emissão, esse ajuste ocorreria continuamente e instantaneamente. Por outro lado, devido à presença de relevantes custos de emissão, as firmas buscam dirimi-los juntamente àqueles atrelados ao fato de estarem fora de seu nível ótimo de endividamento. Isto é, as firmas mantêm níveis ótimos de dívida em

sua estrutura de capital, mesmo que se desviem desse nível no curto prazo em resposta ao *timing* das condições de mercado (March, 1982).

Também para o mercado norte-americano, Jalilvand e Harris (1984) consideraram que as imperfeições de mercado implicam três questões fundamentais: i) as decisões de financiamento podem afetar o valor da firma, já que níveis ótimos de estruturas de capital são determinados por fatores como impostos, custos de agência e custos de falência;; ii) imperfeições de mercado podem induzir as firmas a não se ajustarem aos níveis de estrutura ótimos para cada período, gerando apenas ajustes parciais; e iii) essas imperfeições de mercado podem gerar uma interdependência entre as decisões corporativas, de modo a ocorrerem interações necessárias e imperativas entre as decisões de investimento e financiamento.

Isto posto, Jalilvand e Harris (1984) encontraram resultados consistentes com os de Taggart (1977) e de Marsh (1982), nos quais as empresas são significativamente influenciadas pelas condições de mercado, considerando-se seus preços presentes e históricos, quando da escolha entre emissão de ações e emissão de dívidas. Nesse sentido, Jalilvand e Harris (1984) contribuem ao também descreverem que as firmas apresentam níveis ótimos de endividamento e buscam pelo melhor momento de mercado para emitir dívidas ou ações, e que, quando o preço da ação da empresa é superestimado em relação às cotações históricas, a emissão de ações é mais utilizada para financiar as oportunidades de investimento.

Já em outra abordagem, Asquith e Mullins (1985) observaram o efeito de ofertas subsequentes de ações sobre o valor das ações das firmas americanas durante os anos de 1963 a 1981. Parte dos resultados da pesquisa apresentou concordância com os trabalhos de Taggart (1977), Marsh (1982) e Jalilvand e Harris (1984), nos quais as emissões primárias de ações ocorreram prioritariamente após aumento do valor das ações.

Avançando sobre a teoria, Rajan e Zingales (1995) focam em prováveis determinantes da estrutura de capital ao avaliarem o tamanho, a rentabilidade, a tangibilidade dos ativos e as expectativas de crescimento (utilizando o índice *market-to-book* como *proxy*). O estudo foi feito nos seguintes mercados, durante o período de 1987 a 1991: Reino Unido, Estados Unidos, França, Itália, Canadá, Japão e Alemanha. Os resultados apontaram que as firmas

emitem ações quando seu valor de mercado é sobreavaliado em comparação ao seu valor contábil, gerando uma relação negativa entre o endividamento e o índice *market-to-book*.

No mercado italiano, Pagano et al. (1998) também utilizaram do índice *market-to-book* para verificar tentativas de *market timing* pelas entidades. Os resultados demonstraram que o índice *market-to-book* das firmas do mesmo setor é o principal fator de ocorrência de uma oferta de emissão de ações. Essa relação positiva pode ser explicada pela necessidade de elevados investimentos em setores com maiores oportunidades de crescimento ou que possuem gestores que observam de melhor forma os momentos para as emissões das ações.

Em um estudo posterior, no mercado norte-americano, Baker e Wurgler (2000) verificaram como as empresas buscam financiamento por meio da emissão de ações nos períodos que antecedem baixos retornos e até retornos negativos, assim como o aumento da alavancagem em períodos que antecedem altos retornos. Desta forma, os autores explicam que os gestores definem suas decisões de financiamento motivados pela ineficiência do mercado acionário.

2.1.1.2 Desenvolvimento da teoria de *market timing*.

Após pesquisas apontarem para a tendência de as firmas emitirem ações quando o seu valor de mercado está alto em comparação ao seu valor patrimonial, Baker e Wurgler (2002) desenvolveram a articulação da teoria de *market timing*. Desta forma, os autores verificaram o impacto do índice *market-to-book* – *proxy* utilizada para medir as oportunidades de *market timing* percebidas pelos gestores – sobre o nível de alavancagem das firmas, assim como se seus efeitos eram persistentes a ponto de explicar as mudanças na estrutura de capital.

Uma ótica apresentada pela teoria de *market timing* é dirigida ao erro de precificação do mercado de capitais, no qual a oportunidade de emitir ações sobrevalorizadas leva as firmas a se financiarem em maior proporção com capital próprio. Nesse caso, com base na teoria da agência, as empresas emitem ações quando avaliam que estão sobrevalorizadas e as readquirem quando observam que estão subvalorizadas. Portanto, o índice *market-to-book*

pode ser empregado como uma *proxy* da percepção dos gestores quanto a possíveis erros de mensuração por parte do mercado, sendo relacionado negativamente com a emissão de dívidas e positivamente com a emissão de ações (Baker e Wurgler, 2002).

Baker e Wurgler (2002) também explicam que impactos de curto prazo do índice *market-to-book* podem ser observados sobre a estrutura de capital, mesmo se as entidades buscarem posteriormente por estruturas ótimas como as preconizadas pela teoria de *trade-off*. Nesses casos, os efeitos do *market timing* sobre as estruturas de capital não serão persistentes no longo prazo. Os resultados da parte empírica indicaram que altos valores de mercado reduzem a alavancagem no curto prazo e que altos valores de mercado históricos são relacionados com baixos endividamentos, com persistência desses efeitos por vários anos. Assim, a convergência desses resultados indica que os efeitos foram persistentes na determinação da estrutura de capital, refletindo o acúmulo de tentativas passadas de *market timing*.

Somando a essa teoria, Huang e Ritter (2009) analisaram os determinantes das decisões de endividamento das firmas norte-americanas por meio do prêmio de risco de mercado do capital próprio (*Equity Risk Premium – ERP*). Essa variável apresentou maior relevância após a variável *market-to-book*. Esses autores observaram que as empresas garantem grande parte de suas oportunidades de investimento com a utilização de dívida nos momentos em que o ERP é alto, resultando em um alto endividamento por períodos consecutivos.

Os autores também observaram que as firmas suprem seus déficits financeiros com a emissão de ações quando o custo de capital próprio (medido pelo ERP) é baixo. Assim, foi verificado que esse prêmio de risco de mercado tem efeitos persistentes ao longo do tempo sobre as estruturas de capital e que, portanto, esses resultados também contribuem para a teoria de *market timing* (Huang e Ritter, 2009).

Na construção e nos testes dessa teoria, deve-se notar que a principal abordagem verificada pelos estudos de *market timing* se concentra sobre os momentos de mercado favoráveis ou desfavoráveis para a emissão de ações, ou seja, o foco está na avaliação dos gestores sobre o custo do capital próprio. No entanto, pode haver momentos de mercado nos quais o custo de capital de terceiros varie favoravelmente em benefício da contração de dívidas pelas firmas, e foi essa a lacuna explorada por Albanez (2012).

Nesse contexto, Albanez (2012), somando ao trabalho de Huang e Ritter (2009), teve por objetivo examinar o comportamento de *market timing* em companhias abertas brasileiras, observando empiricamente a existência e persistência de um comportamento oportunista quando da escolha dentre diferentes fontes de financiamento. Para isso, examinou os efeitos do *market timing* sobre a estrutura de capital, relacionando os níveis de alavancagem dessas firmas aos indicadores de custo de capital próprio e de terceiros.

Em sua análise empírica, Albanez (2012) utilizou duas amostras: a primeira foi composta de 235 empresas, analisadas no período 2000-2011; a segunda foi composta de 75 empresas com *ratings* de crédito atribuídos por agências de classificação de risco, analisadas no período 2005-2011. Foram utilizadas duas *proxies* para o custo de capital de terceiros, sendo uma delas baseada no custo médio do passivo oneroso e a outra, no *rating* de crédito das firmas (esta última testada apenas para a segunda amostra). O cálculo da primeira *proxy* é formalizado a seguir:

$$Kd_{liq} = \frac{Desp. Fin \times 0,66}{Passivo oneroso Médio} \quad (1)$$

Em que:

Kd_{liq} : indicador de custo de capital de terceiros líquido de impostos;

$Desp. Fin \times 0,66$: despesa financeira líquida de impostos em t, considerando-se alíquota de 34% (25% de Imposto de Renda e 9% de Contribuição Social);

Passivo oneroso Médio: média aritmética do passivo oneroso em t e t-1;

Passivo Oneroso: financiamentos, debêntures e arrendamentos mercantis financeiros de curto e longo prazos.

Este é um dos métodos mais comuns para se estimar o custo de capital de terceiros, mensurando o custo médio do passivo oneroso por meio das informações contidas no balanço patrimonial, sendo, portanto, uma medida de custo *ex-post* ao considerar valores históricos da dívida e das despesas financeiras (Albanez, 2012).

Segundo Albanez (2012), o outro indicador de custo de capital de terceiros foi coletado por

meio dos *ratings* de crédito (obtidos da base de dados *Bloomberg*), no final de cada ano, das 75 companhias brasileiras ativas na B3 com dados disponíveis para realização do estudo. Os títulos com *ratings* AAA, AA, A e BBB foram considerados de maior qualidade e de menor risco de inadimplência. Os demais títulos foram considerados especulativos por apresentarem alto risco em relação às outras obrigações.

Por meio da inserção dessas variáveis nos modelos, os resultados obtidos indicaram que quanto maior o custo de capital de terceiros, menor a alavancagem, e quanto maior o custo de capital próprio, maior o nível de endividamento. Desta forma, os autores observaram que as *proxies* para o custo de capital despontaram como as variáveis mais significativas, exercendo forte influência sobre a determinação das estruturas de capital das firmas. Portanto, os resultados obtidos por Albanez (2012) corroboraram a teoria de *market timing*, demonstrando que as firmas observam os custos de diferentes fontes de recursos, buscando diminuir assim seus custos de capitais.

2.2 Não neutralidade da moeda e os modelos neokeynesianos de rigidez de preços.

A neutralidade da moeda expressa uma decorrência da proposição básica da teoria quantitativa da moeda (Fisher, 1922): $M.V = P.y$, em que M é a base monetária, V é a velocidade de circulação, P é o nível de preços e y é o produto. Segundo Mollo (2004), como V é considerada estável e previsível, e não há efeito permanente de variações de M sobre y , então os aumentos de M refletem na mesma medida em aumentos em P . Desta forma, para a moeda ser neutra, apenas o nível de preços em uma economia, e não o nível de seu produto real, é afetado pela quantidade de moeda.

Partindo do princípio de que o fundamento da neutralidade da moeda baseia-se em um sistema de mercado eficiente, tem-se que quanto maior sua eficiência – concorrência perfeita, preços flexíveis e informação perfeita –, mais facilmente essa neutralidade é obtida. Desta forma, são esses mecanismos eficientes que garantem que as variações de preços relativos na economia vão ser compensados de forma a garantir que o nível geral de preços cresça proporcionalmente à quantidade de moeda, de modo a não impactar a produção real nesse processo (Lopes, Mollo e Colbano, 2012).

Nas diferentes concepções sobre a neutralidade da moeda, seus efeitos sobre a economia real, quando ocorrem, são transitórios e se devem a divergências entre as variáveis esperadas e as efetivas (Lucas, 1972; Barro e Gordon, 1983; Friedman, 1989). Como os efeitos sobre a economia real ocorrem por meio de variações dos preços relativos, quanto mais eles forem eficientes e flexíveis, maior será a facilidade de que os ajustes ocorram e, portanto, mais rapidamente o nível geral de preços sobe e a moeda se torna neutra. Assim, a moeda torna-se neutra no longo prazo, sendo a economia real afetada de forma permanente apenas por fatores reais.

Todavia, existem imperfeições de mercado que conduzem à rigidez de preços e salários. Essas dificuldades de ajuste levam à não neutralidade da moeda. Trabalhos como o de Drèze (1975) apresentaram rigidezes de preços nominais e relativos, assim como rigidez nominal e real, demonstrando que existe um equilíbrio para cada uma de suas especificações e que eles são ótimos no sentido de Pareto.

Trabalhos como o de Christoffel e Linzert (2010) introduzem em seu modelo diferentes formas de rigidezes salariais (nominais e reais). Nesta seara, outro aspecto analisado se dá sobre questões mais normativas, como as consequências da introdução das fricções do mercado de trabalho no desempenho da política monetária ótima, a depender do tipo de rigidez considerada. Como exemplos, o trabalho de Blanchard e Galí (2010) utiliza-se de rigidez do salário real, e o trabalho de Thomas (2008) faz uso da hipótese de rigidez no salário nominal.

Colaborando para a explicação de que políticas monetárias têm efeitos reais sobre o produto (não neutralidade da moeda), Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) apresentaram um modelo que incorpora quantidades moderadas de rigidez nominal, responsáveis pela inércia observada na inflação e na persistência do produto. O modelo proposto se caracteriza por impedir um aumento acentuado dos custos marginais após um choque expansionista da política monetária. Dentre essas características, as mais importantes são o tempo de rigidez dos contratos de salários e a utilização variável de capital, incluindo informações de adaptação das preferências de consumo e de custos de ajuste no investimento.

Os resultados do modelo mostram que a duração média de rigidez dos contratos de preço e salário varia entre quatro e seis meses. Apesar da natureza modesta dessas rigidezes nominais,

o modelo foi capaz de mensurar a resposta estimada da economia dos EUA a um choque de política monetária (parte empírica obtida por meio de Vetores Autorregressivos – VAR). Além de reproduzir a resposta dinâmica da inflação e da produção, o modelo também explicou a resposta no consumo, no investimento, nos lucros e na produtividade. A versão do modelo com apenas rigidez salarial nominal foi satisfatória. Por outro lado, com apenas rigidez nominal de preços, o modelo apresentou desempenho insatisfatório. A versão do modelo com apenas rigidez de preços não pode gerar movimentos persistentes na produção, a não ser para contratos de preços de longa duração.

Christiano et al. (2005) relatam também que, para a política monetária gerar persistência de ação no produto, com o modelo contendo rigidez moderada de salário e preços, deve-se utilizar a variável capital. O capital é importante, uma vez que as empresas definem os preços como uma margem sobre os custos marginais, sendo os salários e a taxa de remuneração do capital os principais componentes dos custos marginais. Ao permitir que os custos de capital aumentem após um choque positivo de política monetária, a utilização da variável capital ajuda a atenuar o aumento na taxa de remuneração do capital. Isso, por sua vez, amortece o aumento dos custos marginais e, portanto, dos preços.

A inércia resultante na inflação implica que o aumento nos gastos nominais, após um choque positivo na política monetária, produza um aumento persistente no produto real. Intuição semelhante explica por que os salários rígidos desempenham um papel decisivo ao permitir que o modelo explique a inércia da inflação e, assim, a persistência do produto. Desta forma, o impacto de um choque de política monetária na atividade agregada continua a crescer e a persistir, mesmo após a renegociação dos contratos (Christiano et al., 2005).

Em discussão metodológica, Del Negro et al. (2007) comparam as respostas entre o modelo DSGE (Modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral) e o VAR (Vetores Autorregressivos). Os autores argumentam que especificações imprecisas no modelo DSGE não se traduzem em diferenças nas funções de resposta a impulsos de choques tecnológicos ou de política monetária. A importância do último resultado se justifica porque confirma que as previsões dos efeitos de mudanças imprevistas na política monetária derivadas do modelo DSGE não são contaminadas por sua má especificação dinâmica. Assim, apesar de suas deficiências, o modelo DSGE pode, de fato, gerar previsões realistas dos efeitos de mudanças imprevistas na política monetária.

Nesse sentido, os trabalhos de Smets e Wouters (2003) e Smets e Wouters (2007) – para a zona do euro e para os Estados Unidos – propuseram modelos com rigidezes nominais e reais capazes de obter previsões mais precisas do que aquelas alcançadas com base em modelos VAR, mesmo no que diz respeito a previsões “fora da amostra”. No caso em que os modelos DSGE apresentam melhor aderência aos dados (ou, em termos bayesianos, caso os modelos DSGE apresentem, *a posteriori*, uma probabilidade superior à dos modelos VAR), não haveria sentido em “forçar” os parâmetros do modelo a se espelharem nos Vetores Autorregressivos, tendo em vista o menor apelo em utilizar tais modelos como *benchmark*.

Já o modelo de Woodford (2009) desenvolve uma generalização do modelo padrão de informações completas de preços dependentes, no qual decisões sobre quando revisar o preço existente de uma empresa devem ser tomadas com base em uma percepção imprecisa das condições atuais do mercado. Ele endogeniza informações imperfeitas, utilizando uma variante do modelo teórico proposto por Sims (2003). Com relação a isso, Reis (2006) enfatiza a importância potencial da lenta disseminação de informações às empresas para gerar efeitos persistentes de choques monetários.

Nesta seara, Altig et al. (2011), com base no trabalho de Christiano et al. (2005), formulam e estimam um modelo que explica os mecanismos pelos quais os choques de políticas monetárias têm efeitos na atividade econômica real, de modo a durarem mais do que a frequência com que as empresas renegociam os preços. Esse modelo evidencia a inércia na inflação, mesmo que as empresas renegociem os preços, em média, uma vez a cada 162 dias. A inércia reflete que, quando as empresas renegociam os preços, elas mudam os preços em uma pequena quantidade devido à sua própria curva de custo marginal.

Nesse modelo, o capital de uma empresa é predeterminado e só pode ser alterado ao longo do tempo, variando a taxa de investimento. Essas propriedades decorrem da suposição de que o capital é completamente específico da empresa, implicando que a curva de custo marginal de uma empresa depende positivamente de seu nível de produção. Nesse caso, a dependência do custo marginal da produção no nível da empresa atua como uma influência compensatória nos incentivos da firma para aumentar o preço. Essa influência compensatória é o motivo pelo qual a inflação agregada responde menos a um determinado choque de custo marginal agregado.

Assim como apontado por Altig et al. (2011), o capital específico da empresa pode gerar uma estimativa mais baixa da frequência de renegociação dos preços, conforme também demonstrado por Sbordone (2002), Galí, Gertler e Salido (2001) e Woodford (2005). Altig et al. (2011) também argumentam que, embora o modelo apresentado enfatize a importância do capital específico da empresa, há outros relevantes mecanismos de propagação – como os apresentados por Klenow e Malin (2010) – que devem ser analisados quando se discute sobre a rigidez de preços e a renegociação de contratos.

Em um trabalho mais recente, Sveen e Weinke (2017) argumentam que geralmente se abstrai a acumulação de capital dos modelos de rigidez de preço. Dado o papel proeminente dos gastos de investimento na definição da política monetária ideal, essa simplificação pode ser problemática. Portanto, inserir a acumulação de capital pode desempenhar um papel importante na definição da resposta ótima aos choques da política monetária.

Os autores descrevem que o desempenho ideal da política monetária obtido no contexto de um modelo convencional de rigidez de preços depende muito pouco da característica do investimento, isto é, se ele é irregular, como em (Sveen e Weinke, 2007), ou suavizado, como em Woodford (2005). Em outras palavras, as duas formas alternativas de modelar capital endógeno dão origem a implicações idênticas para a dinâmica agregada.

A contribuição de Reiter, Sveen e Weinke (2013) mostra, no entanto, que uma vez que a escolha de modelagem é incorporada a um modelo convencional de rigidez de preços, investimentos suavizados geram impactos relevantes no produto, mas de curta duração, tanto no produto quanto na inflação. Assim, para demonstrar que as políticas monetárias impactam o produto de forma relevante e em vários períodos, Sveen e Weinke (2017) apresentam modelos com investimentos irregulares e suavizados dependentes do tempo. Os resultados mostram que as regras de taxa de juros otimizadas são semelhantes em ambos modelos, demonstrando que a política monetária ideal é aquela delimitada por regras simples e otimizadas da taxa de juros. Para esses autores, já está bem estabelecido que a teoria padrão de investimento gera implicações contratuais no contexto da teoria neokeynesiana.

Após a crise financeira de 2008, a regulamentação macroprudencial foi promovida como uma abordagem de regulamentação financeira que visa mitigar os riscos do sistema financeiro como um todo (risco sistêmico). Nesse sentido, o trabalho de Farhi e Werning (2016) busca fornecer

um modelo teórico abrangente que inclua políticas monetárias e macroprudenciais para formular um sistema de intervenção adequada. O modelo é focado na política monetária e na rigidez nominal, sendo essa rigidez fundamental para o estudo em conjunto das políticas monetária e macroprudencial.

Com agentes heterogêneos, tal modelo caracteriza conjuntamente a política monetária e macroprudencial ideal – como também apresentado por Gali (2015) –, generalizando a regra padrão de direcionamento de política monetária ideal e com a inserção de cenários restritivos à política monetária e à política macroprudencial. Essas regras de metas padrão formam o núcleo da doutrina de metas de inflação e suas elaborações. A política monetária visa estabelecer um conjunto de médias ponderadas. As variáveis utilizadas capturam o fato de que a rigidez e as restrições nominais na política monetária impedem o alcance dessas metas ideais.

Assim, focar em um conjunto totalmente diferente de atritos – rigidez nominal e restrições à política monetária – que dão origem a externalidades de demanda agregadas fornece uma lógica distinta para políticas macroprudenciais. Por isso, segundo Farhi e Werning (2016), essas aplicações demonstram a versatilidade do modelo apresentado em uma perspectiva teórica, além da importância dos mecanismos subjacentes de uma perspectiva aplicada.

Além disso, o trabalho de Farhi e Werning (2016) conclui que, ao se considerar uma política monetária restringida por uma taxa de câmbio fixa (devido a uma moeda forte ou à associação de uma união monetária), é ideal usar controles de capital macroprudenciais. Isso pode ser entendido como uma maneira de recuperar a autonomia da política monetária, ou seja, o controle sobre a taxa de juros, racionalizando assim a visão de que existe um caso de controle de capital com taxas de câmbio fixas.

Quando se tem uma taxa de câmbio flexível na presença de rigidez nominal, o modelo evidencia um papel para os controles de capital, mesmo com imperfeições do mercado financeiro. Isso formaliza a noção de que quando há controles de capital, a política monetária enfrenta um dilema entre estabilidade macroeconômica e estabilidade financeira. No modelo de Farhi e Werning (2016), essas aplicações assumem forma em dois exemplos de pequenas economias abertas sem restrições à política monetária, nas quais surge a necessidade de controles macroprudenciais de capital em razão da interação entre imperfeições do mercado financeiro e rigidez nominal.

Özcan (2020) discute se e como a incerteza do modelo afeta o mecanismo de amplificação dos modelos de rigidez de preços com diferentes características. Assim, por meio de um modelo DSGE, o trabalho busca entender se e como as extensões do modelo de rigidez de preços afetam o desenho da política monetária ideal. O autor apresenta duas extensões a um modelo de *benchmark* com preços escalonados, com formação de hábitos no consumo e com persistência intrínseca ao preço.

Inicialmente, o modelo aponta que permitir incertezas torna a política ideal sempre mais agressiva sob choque de demanda, o que permite a formação de hábitos para o consumo passado. A formação de hábitos gera persistência na demanda agregada e deteriora a capacidade do Banco Central de afetar o hiato do produto, exigindo uma resposta mais forte da política monetária. Um resultado adicional é que permitir a persistência da inflação reprime o efeito da incerteza do modelo. Özcan (2020) não encontra uma diferença substancial entre os comportamentos de um formulador robusto de política monetária (preocupado em garantir que os processos das políticas monetárias mantenham a funcionalidade em meio a choques e incertezas) e uma autoridade monetária agindo sob a suposição de expectativas racionais.

Um choque de oferta traz um comportamento cauteloso para formuladores robustos de políticas monetárias no modelo de *benchmark*. A adição de indexação à inflação passada não altera a dinâmica nem a magnitude do modelo aproximado. Em todas as outras especificações consideradas no estudo de Özcan (2020), uma postura agressiva de política monetária é uma característica geral dos modelos neokeynesianos, quando se analisa a robustez ao formar políticas monetárias.

Isto posto, observa-se uma relevante literatura que retrata a não neutralidade da moeda, explicando como as políticas monetárias têm efeitos reais sobre a economia, de forma que choques nos agregados monetários e nas taxas de juros podem impactar de forma relevante as estruturas de capital e investimentos produtivos das firmas.

2.2.1 Investimentos produtivos das firmas.

De acordo Richardson (2006), o gasto total com investimento pode ser obtido a partir da interação entre os gastos necessários para manter os ativos em vigor e os investimentos em novos projetos. Fu e Liu (2015) definem o investimento corporativo por meio do somatório entre ativos fixos e ativos intangíveis. Assim, nesta tese, foram considerados investimentos corporativos os gastos das firmas em bens de capital e em ativos intangíveis, assim como em Yang et al. (2017).

Segundo Dudley (2012), os investimentos em máquinas, equipamentos e outros bens de capital demandam grandes recursos das empresas e são considerados robustos e não recorrentes, sendo elementos fundamentais para a geração de inovações e ganhos de produtividade. Assim, a conta contábil “Ativos Imobilizados” representa esses investimentos.

Os ativos intangíveis se distinguem dos demais ativos por sua não existência física ou não tangibilidade. Para sua classificação, conforme Reilly e Schweih (1998), é necessária a presença das seguintes características: i) haver alguma evidência tangível ou manifestação da existência do ativo intangível (como um contrato, licença, documento de registro, etc.); ii) ser criado em um momento ou evento identificável; iii) estar sujeito à existência e proteção legal; iv) estar sujeito ao direito de propriedade privada, e esse direito deve ser legalmente transferível; v) estar sujeito a uma identificação específica e descrição reconhecível; e vi) estar sujeito a ser destruído ou eliminado em um momento ou evento identificável. Desta forma, a conta contábil “Ativos Intangíveis” representa esses investimentos.

Empiricamente, Fu e Liu (2015), ao investigarem os efeitos da política monetária sobre o ajuste do investimento corporativo de empresas cotadas na Bolsa chinesa entre os anos de 2005 e 2012, constataram que os agregados monetários M1 e M2 têm um efeito significativo no investimento corporativo. Esse efeito é assimétrico em diferentes estados de política monetária. Uma mudança na taxa de crescimento de M1 ou M2 tem um efeito significativamente maior no investimento corporativo durante políticas monetárias restritivas (períodos de menor expansão das bases monetárias frente ao PIB). Os autores também identificaram que a alavancagem é um fator importante para restringir o ajuste do investimento corporativo, uma vez que quanto maior o endividamento, mais lenta será a velocidade de ajuste do investimento corporativo,

contribuindo também para as teorias de estrutura de capital.

A oferta monetária agregada, ou base monetária, é decomposta em meios de pagamentos construídos por definições internacionalmente aceitas e fundamentadas na Teoria Econômica, nos quais: i) Meios de Pagamento Restritos (M1) = papel-moeda em poder do público, mais os depósitos à vista; ii) Meios de Pagamento Ampliados (M2) = M1, mais os depósitos especiais remunerados, mais depósitos de poupança, mais títulos emitidos por instituições depositárias; iii) Meios de Pagamento Ampliados M3 = M2, mais quotas de fundos de renda fixa, mais operações compromissadas registradas na Selic; iv) Poupança financeira: M4 = M3, mais títulos públicos de alta liquidez (BACEN, 2017).

Por fim, em uma pesquisa mais recente também no mercado chinês, Yang et al. (2017) investigaram os efeitos da política monetária sobre o investimento corporativo. Como resultados, os autores assinalam que a contração monetária (menor expansão da base monetária) reduz o investimento corporativo, o que se coaduna com o modelo neokeyniano de rigidez de preços. Os autores também apontam que a China está experimentando uma desaceleração do crescimento econômico, reduzindo o investimento em ativos fixos nos últimos anos. Na última década, o crescimento do M2 se desviou de forma mais intensa do crescimento do PIB.

2.2.2 Instrumentos das políticas monetárias no Brasil

Antes do Plano Real, o mercado brasileiro passou por momentos de hiperinflações geradas por políticas fiscais e monetárias altamente expansionistas. Fialho (1996), utilizando um modelo de séries temporais para testar a existência de ciclo político na economia brasileira entre 1953 a 1995, demonstrou uma tendência cíclica da economia em anos de eleições, expressa no maior crescimento do produto interno bruto real e dos meios de pagamento (M1). Assim, segundo a autora, os resultados obtidos apontam para ciclos econômicos politicamente induzidos pelas políticas fiscais e monetárias.

Após a implantação do Plano Real em 1994, foram estabelecidos limites para a expansão monetária da nova moeda por meio de uma programação monetária com projeções trimestrais para a expansão da base monetária M1 e M4 (restrita e expandida), formulada pelo Banco Central do Brasil (BACEN) e submetida ao Congresso brasileiro para avaliação, após a

aprovação do Conselho Monetário Nacional (CMN) (CAMPOS, 2010).

Em 1999, com o estabelecimento do regime de metas de inflação no Brasil, sob administração do Conselho Monetário Nacional, o BACEN assumiu a função de, por meio de sua atividade no mercado aberto, trabalhar pela manutenção da taxa de juros próxima à meta definida pelo Comitê de Política Monetária (COPOM). Os pontos gerais desse regime monetário consistem na publicação periódica de: i) metas numéricas para a inflação; ii) intervalos para sua variação; iii) espaço de tempo para alcançá-las, visando ao conhecimento do público; iv) transparência das ações dos formuladores de política; e v) comprometimento com a estabilidade de preços e o cumprimento das metas (Carrara e Correa, 2012).

Desta forma, no Brasil, por meio da manipulação dos agregados monetários, o BACEN persegue as metas de inflação e taxa de juros anteriormente definidas. Compete-lhe também a emissão de papel-moeda e moeda metálica, assim como o controle dos meios de pagamento e do sistema financeiro brasileiro. Contudo, mesmo após a implantação do Plano Real e do regime de metas para a inflação, observa-se a relevante expansão da base monetária na economia brasileira.

Conforme os boletins anuais do BACEN, verifica-se que o somatório de todos os agregados monetários (M4) aumentaram de R\$ 1,3 trilhão em 2005 para R\$ 6,7 trilhões em 2018, gerando um aumento médio anual de 33% nos agregados monetários totais da economia brasileira. O agregado M2 – somatório das moedas em poder do público, dos depósitos à vista, dos depósitos a prazo e dos títulos do governo em poder do público – apresentou comportamento semelhante, indo de R\$ 0,59 trilhão em 2005 para R\$ 2,8 trilhões em 2018, gerando, portanto, um aumento aproximado de 375% da moeda em circulação no mercado brasileiro em 13 anos (BACEN, 2005, 2018).

No mercado brasileiro, o BACEN faz tal expansão monetária por meio de três mecanismos: Operação de Mercado Aberto (*Open Market*), Política de Desconto (Redesconto) e exigências de Reservas (Depósito Compulsório). Segundo Lopes e Rosseti (1998), as operações de mercado aberto constituem um instrumento de política monetária mais ágil frente à fixação de reservas e à concessão de descontos. O mercado aberto é operado por meio da compra e venda de títulos da dívida pública emitidos pelo BACEN ou pelo Tesouro Nacional. Assim, quando as autoridades monetárias desejam expandir a oferta monetária, realizam operações volumosas

de resgate de títulos em circulação, injetando, assim, moeda no mercado.

Já a política de redesconto ocorre quando o BACEN oferece empréstimos aos bancos comerciais com taxas acima do praticado pelo mercado, de modo que os bancos comerciais cubram sua insuficiência de caixa. Quando a política monetária é expansionista, o BACEN reduz a taxa de juros desse redesconto como forma de estimular os bancos comerciais a pegarem empréstimos para oferecer ao mercado. Quando o objetivo é reduzir a expansão monetária, o BACEN eleva suas taxas de juros, desestimulando os bancos comerciais a contraírem empréstimos, enxugando, assim, suas linhas de créditos. (Lopes e Rosseti, 1998)

Por sua vez, os depósitos compulsórios determinam que bancos comerciais, bancos múltiplos com carteira comercial e caixas econômicas mantenham parte de seus recursos junto ao BACEN. Assim, uma redução das taxas dos depósitos compulsórios aumenta o fluxo dos meios de pagamento, reduzindo o custo do crédito; por outro lado, um aumento das taxas dos depósitos compulsórios diminui o fluxo dos meios de pagamento. (Hillbrecht, 1998)

Isto posto, na realidade econômica brasileira, observa-se que os aumentos dos agregados monetários mediante políticas monetárias acontecem por meio dos três mecanismos mencionados. Por isso, esses novos recursos criados vão para o setor produtivo por meio dos empréstimos e financiamentos concedidos por essas instituições financeiras, podendo influenciar, assim, nas estruturas de capital das firmas produtivas de uma economia.

No mercado brasileiro, o trabalho de Mendonça, Moreira e Sachsida (2017) avaliou as políticas monetária e fiscal implementadas no período de novembro de 2002 a dezembro de 2015. Os resultados obtidos indicam que as políticas monetária e fiscal atuavam ora como ativas – 2015 –, ora como passivas – final de 2003, 2004, 2008, 2009, 2011 e 2012. Os autores também descrevem que a leniência com que a política monetária atuou durante os anos de 2011 e 2012 foi a responsável pelo crescimento da inflação.

Outra análise feita por Costa, Campos e Casto Junior (2016) visou determinar a sensibilidade das políticas fiscal, monetária e cambial no combate à inflação no Brasil, investigando empiricamente se a política monetária tem realmente o maior impacto no controle da inflação em longo prazo. Para isso, foi estimado um modelo de Vetores de Correção de Erros (VEC). De acordo com os resultados, as principais variáveis que impactam a inflação em longo prazo

são a dívida interna do setor público e o agregado monetário (M4). Para os autores, uma possível explicação seria a de que a expansão dos gastos do Governo resulta em aumento dos juros para desestimular o investimento privado; isso faz com que o agregado monetário aumente e ocorram pressões inflacionárias.

Para Costa, Campos e Casto Junior (2016), tal constatação valida a hipótese da baixa eficácia da taxa de juros no combate à inflação. Portanto, a principal conclusão é que, apesar de se apresentar como o principal instrumento na condução do regime de metas da inflação, a política monetária via alteração na taxa de juros não tem sido determinante em longo prazo no controle inflacionário. Por outro lado, é alta a sensibilidade das políticas fiscal e cambial no combate à inflação. O alto custo de cunho social e de desenvolvimento do regime de metas e sua baixa eficácia mostram que o cerne da política econômica brasileira apresenta limitações a serem debatidas.

2.3 Teoria austríaca sobre os ciclos econômicos.

Nesta sessão é apresentada a teoria austríaca sobre os ciclos econômicos, explicando as causas da inflação da base monetária, o seu decorrer e as suas consequências na economia. Uma característica dessa escola econômica é o uso da praxeologia como meio de análise, o que a diferencia do positivismo utilizado em outras escolas econômicas.

Etimologicamente, a palavra “praxeologia” tem origem no grego *praxis* – ação, hábito, prática – e *logia* – doutrina, teoria, ciência. É a ciência ou teoria geral da ação humana. Mises (1998, p. 37) define ação como a “manifestação da vontade humana”, um “comportamento propositado”. Essa afirmação e sua proposição não decorrem da experiência, mas antecedem qualquer compreensão dos fatos históricos ou empíricos. A ação humana é o esforço proposital para se atingirem os fins desejados. É o esforço intencional de um ser racional para atingir um grau maior de satisfação, de seu ponto de vista subjetivo.

Assim, a característica peculiar da filosofia econômica de Mises (1998) é a abordagem apriorística, ou seja, dedutiva. Para esse autor, as leis econômicas devem ser logicamente deduzidas de axiomas anteriores, de modo que as conclusões alcançadas são tão válidas quanto

qualquer resultado lógico/matemático. Isto é, a praxeologia é diametralmente contrária ao método positivista que domina as análises econômicas contemporâneas.

Segundo Aquino (2005), uma demonstração da realidade pode ser feita por meio da causa, chamada de “*a priori*”, cujo argumento é sobre o que está antes. Segundo Kant (2017), a expressão “*a priori*” denota uma proposição que expressa um conhecimento adquirido independentemente da experiência. Em contraste, a expressão “*a posteriori*” significa um conhecimento que é adquirido por meio da e baseando-se na experiência. Ou seja, um conhecimento adquirido pelo empirismo.

Mises (1998) constatou que o axioma da ação satisfaz os requerimentos de um juízo sintético *a priori*. Assim, conforme Peikoff (1993), um axioma é uma proposição que refuta as proposições contrárias pelo fato de confirmá-las no processo de tentar negá-las. Por isso, ao tentar negar que os humanos agem propositalmente, um indivíduo agirá de forma proposital, confirmando a proposição axiomática.

Segundo Lewis (1996), a coisa que em todo o universo se pode saber mais do que por meio das observações externas de toda a realidade é o Homem, já que, pelo fato de o sermos, pode-se dizer que já se possui informação privilegiada. Logo, pesquisar o comportamento humano por meio de observações externas não é eficiente como estudá-lo por meio da razão *a priori* já inerente a ele.

Pode-se também deduzir que o método das ciências naturais não se aplica às ciências sociais, por dois motivos: primeiro, não há constantes básicas no comportamento humano e, segundo, não há possibilidade de conduzir um experimento verdadeiramente controlado nas ciências sociais. Em comparação às ciências naturais, verifica-se o desconhecimento dos porquês de os objetos caírem. Por isso, o que se aproxima do conhecimento da realidade é a formalização de leis físicas que descrevem as observações empíricas o mais fielmente possível, sem conhecer, contudo, o motivo de sua existência. Por outro lado, quando se trata da ação dos seres humanos, é possível conhecer sua causa (Mises, 1998).

Por isso, para Mises (1998), é necessário o uso de uma teoria previamente desenvolvida que explique e interprete os fenômenos humanos de modo que as interpretações das experiências não devam ficar sujeitas às explicações arbitrárias criadas *a posteriori*. Eis a relevância da

praxeologia, pois assim como a matemática, ela é uma ciência teórica cujas proposições não são derivadas da experiência, e sim de axiomas apriorísticos, não sendo sujeitas à verificação ou falsificação no campo da experiência. Sem essa lógica teórica, o curso dos eventos não passaria de algo caótico, sem significado.

Mises (1998) deixa isso claro quando descreve que a lógica e a matemática lidam com um sistema ideal de pensamento no qual suas relações e implicações são coexistentes e interdependentes, síncronas ou atemporais. Uma mente perfeita poderia compreendê-las, todas ao mesmo tempo; porém, a incapacidade da mente humana em realizar essa síntese faz do pensamento em si uma ação, gerando o axioma que progride, de um estado menos satisfatório e de menor conhecimento para outro mais satisfatório e de maior conhecimento. Esse axioma deriva para as demais ações humanas, como as econômicas e sociais.

Assim, partindo desse axioma, a descrição dos ciclos econômicos se inicia pela explicação da taxa de juros de uma sociedade, sendo definida pela preferência temporal das pessoas que compõem essa sociedade. Ou seja, as pessoas tendem a preferir o dinheiro (ou qualquer outro ativo) no momento presente à perspectiva de receber a mesma quantia em algum momento futuro, o que resulta em um prêmio de mercado em relação ao bem futuro para se abrir mão dele no presente. Esse prêmio é a taxa de juros, e o seu valor varia de acordo com o grau de preferência de consumo das pessoas em relação ao futuro, ou seja, o grau de suas preferências temporais. Assim, quanto menos capital uma pessoa tem, mais predisposta ela está a não abrir mão de um consumo presente por um consumo futuro, aumentando o valor do prêmio (Mises, 1998).

Uma alta taxa de juros estaria indicando que as pessoas não têm dinheiro poupado e, conseqüentemente, não poderão consumir muito no futuro. Já uma baixa taxa de juros estaria indicando que as pessoas têm dinheiro poupado e, conseqüentemente, poderão consumir mais no futuro, tornando viáveis investimentos de longo prazo. Por isso, em um livre mercado, os juros sinalizam o poder de consumo da população (Mises e Batson, 1953). Hayek (2008) complementa afirmando que a preferência temporal determina principalmente o quanto as pessoas vão poupar, já que a taxa de juros de mercado pode sofrer interferência de outras variáveis, como produtividade marginal, risco, oferta monetária, demanda por dinheiro e demanda por empréstimos.

Em sociedades com baixa poupança, *ceteris paribus*, os juros tendem a ser elevados, o que afasta investimentos e seus consequentes desenvolvimentos para a economia e a sociedade. Uma forma encontrada pelos Bancos Centrais para mudar essa realidade é por meio das políticas de expansão monetária. Sem essa dilatação monetária, a oferta e a demanda tendem ao equilíbrio, sem expansões econômicas bruscas, seguidas de recessões exasperadas. No entanto, o Banco Central estimula a expansão do crédito bancário, o que aumenta as reservas dos bancos comerciais, expandindo o crédito e a oferta monetária, conseqüentemente. Assim, esse mecanismo derruba “artificialmente” a taxa de juros da economia para baixo do seu nível de livre mercado. Mises (1998) – conforme páginas 44, 290, 324, 459, 642, 801 (entre outras) – utiliza o termo “artificial” de forma técnica para definir o que seria uma taxa de juros manipulada pelas políticas monetárias.

A depender do setor de atuação relacionado à atividade operacional desempenhada pela firma, o tempo dos ciclos produtivos pode variar, de modo que as políticas monetárias vão impactar os setores de formas distintas. Para exemplificar essa realidade, autores como Mises (1998) e Hayek (2008) se utilizam de indústrias de bens de capital para representar as firmas que se situam no início da estrutura produtiva (bens de última ordem), cujos projetos de investimento tendem a demandar maior prazo de realização. Utilizam-se ainda de empresas de bens de consumo para representar as firmas que se situam no fim da cadeia produtiva (bens de primeira ordem), cujos projetos de investimentos tendem a demandar menor prazo de realização. Maior detalhamento sobre essa estrutura ocorre no tópico “2.3.1 – A macroeconomia do capital”, nesta tese.

Uma queda genuína da taxa de juros ocorreria por meio do aumento da poupança. No entanto, essa intervenção monetária faz com que os empresários reajam como se a queda da taxa de juros ocorresse de forma genuína, investindo mais em bens de capital. Projetos longos e demorados que antes pareciam financeiramente inviáveis parecem agora lucrativos por causa da artificial queda dos juros. Assim, os investidores reagem conforme agiriam se a poupança tivesse aumentado genuinamente: eles expandem seus investimentos e a produção de bens de capital, aumentando sua oferta em detrimento da produção de bens de consumo (Hayek, 2008).

No início, a expectativa é de prosperidade. Mas o aumento da base monetária não faz com que surja mais interesse de consumo dos bens de capital. Ou seja, a demanda não é aumentada. O aumento do volume de dinheiro apenas faz com que os juros caiam sem que

tenha havido um simultâneo aumento na poupança. O desequilíbrio econômico passa a ser inevitável (Rothbard, 2000).

Desconsiderando-se outras possíveis mudanças estruturais, pelo fato de a sociedade ter mantido seu comportamento cultural dada a adulteração artificial dos juros, as preferências temporais não diminuiram, já que os indivíduos tendem a não poupar efetivamente mais do que já vinham poupando. Em tendência, as pessoas começarão a gastar a maior parte da sua nova renda artificialmente criada para restabelecer a antiga proporção entre consumo e poupança. Assim, os gastos serão novamente direcionados para os setores de bens de consumo, sendo que estes não poupam e investem o suficiente para comprar as matérias-primas industriais e máquinas e equipamentos recém-produzidos, o que gerará uma depressão nas indústrias de bens de capital (Greaves, 2010).

Disso se conclui que os investimentos foram excessivamente feitos em bens de capital e insuficientemente em bens de consumo. Por meio do aumento da oferta monetária, os empresários atuam como se houvesse mais poupança disponível do que realmente havia, investindo em setores que só aparentavam viabilidade devido à artificial queda na taxa de juros, levando a distorções na produção e no sistema de preços como um todo. A fonte do problema é que o investidor começou um empreendimento voltado para o longo prazo na crença de que havia capital suficiente para finalizá-lo. Os juros artificialmente baixos levaram-no a crer que havia poupança disponível para que os consumidores futuramente pudessem consumir o produto final. Mas não havia, como se observa pela iliquidez do setor bancário e o excesso de oferta nas grandes crises (Soto, 2009).

Deste modo, a expansão da base monetária fomenta a produção no início do ciclo econômico. Entretanto, essa diminuição dos juros distorce a alocação dos recursos em virtude das diferenças temporais dos setores produtivos. Já quando a economia entra em depuração, no final do ciclo econômico, uma maior expansão da base monetária atrasa a recuperação produtiva devido ao contínuo desacordo temporal dos investimentos na cadeia produtiva.

Deve-se destacar a presença de políticas monetárias direcionadas ao consumo na economia brasileira durante a janela temporal analisada. Isso indica que os setores da economia brasileira serão influenciados de formas distintas, a depender dos anos em que tais políticas monetárias foram realizadas. Destarte, os austríacos também abordam a não neutralidade da moeda, de

modo que a expansão da base monetária afeta as firmas de formas distintas, a depender do setor e da fase do ciclo econômico em que se encontra a economia.

2.3.1 A macroeconomia do capital.

Outra forma de se observar a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca é por meio da macroeconomia baseada na estrutura do capital, desenvolvida por Garrison (2001). O autor apresenta como importante característica a desagregação da economia – destacando tanto o problema da alocação intertemporal de recursos quanto o potencial para uma solução de mercado. Neste caso, Hayek (2008) defende que as decisões entre poupança e investimento em uma economia devem ser feitas por uma taxa de juros conduzida apenas pelo mercado e explica que o mercado é sensível ao controle dos juros realizados pelos Bancos Centrais.

Na macroeconomia baseada na estrutura do capital, o consumo e o investimento representam usos alternativos dos recursos econômicos. Em uma economia com pleno emprego, alocam-se recursos para ambos os usos, tirando o máximo proveito dessa alternância (*trade-off*). Assim, Garrison (2001) utiliza a Fronteira de Possibilidades de Produção (FPP) para enfatizar o conceito de escassez ao demonstrar teorias sobre o capital e juros.

O “Investimento” é constituído pelo somatório entre o investimento líquido (que permite o crescimento da economia) e o investimento necessário para repor o capital obsoleto, depreciado ou exaurido. O investimento líquido positivo significa que a economia está crescendo. Desta forma, conforme a Figura 2, a FPP se expande ano após ano, do ponto A para o ponto B, permitindo níveis crescentes tanto de consumo quanto de investimento. Neste caso, a expansão da FPP representa um crescimento econômico sustentável.

A taxa real de expansão da FPP depende de muitos fatores. Por exemplo: uma alteração na poupança – o que provoca um movimento ao longo da FPP inicial do ponto A para o ponto A', conforme Figura 2 – afeta a taxa na qual a FPP se expande. Suponha que as pessoas se tornem mais econômicas, mais orientadas para o futuro. Elas vão reduzir o consumo atual e começar a poupar. Com o aumento da poupança (e do investimento), a economia passa a crescer a uma taxa maior, sendo $B' > B$.

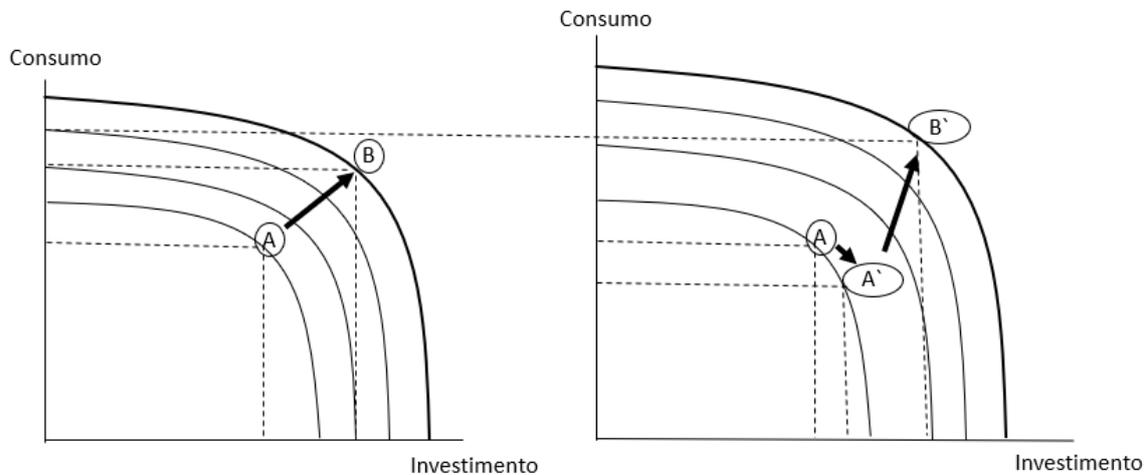


Figura 2 - Crescimento da fronteira de possibilidade de produção
 Fonte: Garrison (2001)

Assim como também apresentado no modelo de Solow (1956), sem um aumento inicial na poupança, o consumo e o investimento aumentam modestamente de um período a outro. Com um aumento inicial na poupança, o investimento aumenta em detrimento do consumo, após o qual tanto o consumo quanto o investimento aumentam relevantemente de um período a outro. Deste modo, no último período, a poupança inicial gerou futuramente um nível de maior de consumo.

Autores como Mises e Batson (1953), Hayek (1999) e (Soto, 2009) baseiam parte de suas teorizações sobre a poupança, o investimento e a taxa de juros na estrutura do mercado de crédito. Assim, se os agentes se tornam mais orientados para o futuro, eles aumentam sua poupança, fazendo com que as taxas de juros caiam, e, com isso, estimulam os empreendedores a investirem em mais projetos. Desta forma, *ceteris paribus*, a poupança e o investimento são os pré-requisitos para um legítimo crescimento econômico, no qual o equilíbrio entre investimento (D) e poupança (S) geram o valor da taxa de juros em uma economia de mercado.

Neste caso, conforme Figura 3, a redução do consumo e o aumento da poupança deslocam o valor da taxa de juros para um patamar mais baixo ($B > B'$). A taxa de juros mais baixa estabelece um novo equilíbrio no mercado de crédito, e a economia se move ao longo da FPP na direção de mais investimento e menos consumo (no presente).

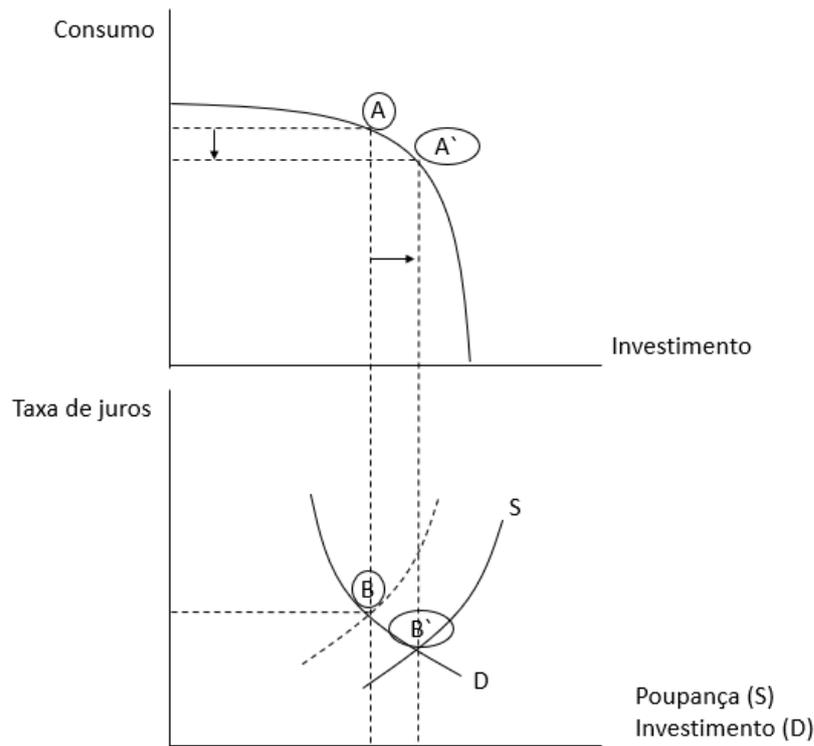


Figura 3-Fronteira de possibilidades de produção e o mercado de crédito.
Fonte: Garrison (2001)

Logo, o mercado de crédito evidencia como a taxa de juros faz com que a poupança e o investimento estejam em sincronia um com o outro. Já a FPP mostra como o *trade-off* fica limitado entre o investimento e o consumo. Ou seja, movimentos ao longo da FPP resultam necessariamente em movimentos opostos entre o consumo e o investimento. Portanto, os ajustes de mercado entre os preços dos produtos finais, dos insumos e dos salários mantêm a economia funcionando sobre a sua FPP.

Por outro lado, de acordo com Keynes (2017), as reduções nos gastos do consumidor resultam em um excesso de estoques, causando cortes na produção e demissões, o que gera diminuição da renda e dos gastos. Nessa espiral, a economia entraria em recessão e os empreendedores incorreriam em menos investimentos.

Pela abordagem da macroeconomia do capital, há equívoco na teoria de Keynes (2017) ao desconsiderar toda a estrutura de produção subdividida em etapas, analisando apenas o agregado no curto prazo. O efeito da taxa de juros domina os investimentos de longo prazo – ou os estágios iniciais dos investimentos. Uma taxa de juros mais baixa derivada de um aumento

de poupança estimula projetos de longo prazo, como uma construção industrial ou o desenvolvimento de novos produtos.

Os bens de capital, na concepção originária de Menger (2012) e desenvolvida por Böhm-Bawerk (1890), são heterogêneos e relacionam-se uns com os outros mediante diversos graus de complementariedade ao longo dos diversos estágios que caracterizam a estrutura de produção, que vão desde os bens de primeira ordem (de consumo final) até os bens de ordens mais elevadas.

Na Figura 4, o cateto AC representa a dimensão temporal, mensurada pelo número de estágios, admitindo-se que o número de estágios varia diretamente com o tempo da estrutura de produção. O cateto BC representa a produção de bens de consumo, e a hipotenusa AB representa a função de produção. Os diversos estágios de produção em que se subdivide o cateto AC consistem em bens de capital, medidos em termos de valor.

A questão crucial para a teoria dos ciclos é a correspondência mútua entre os planos dos poupadores e investidores e os planos dos consumidores e produtores (Hayek, 2008). Assim, o triângulo ilustra o *trade-off* reconhecido por Menger (2012) e Böhm-Bawerk (1890), no qual os investimentos crescem em detrimento do consumo, em um dado instante e na ausência de ociosidade de recursos. Deste modo, para Hayek (2008), os investimentos que exigem uma alocação de recursos mais gastadora de tempo aumentam a dimensão temporal do triângulo.

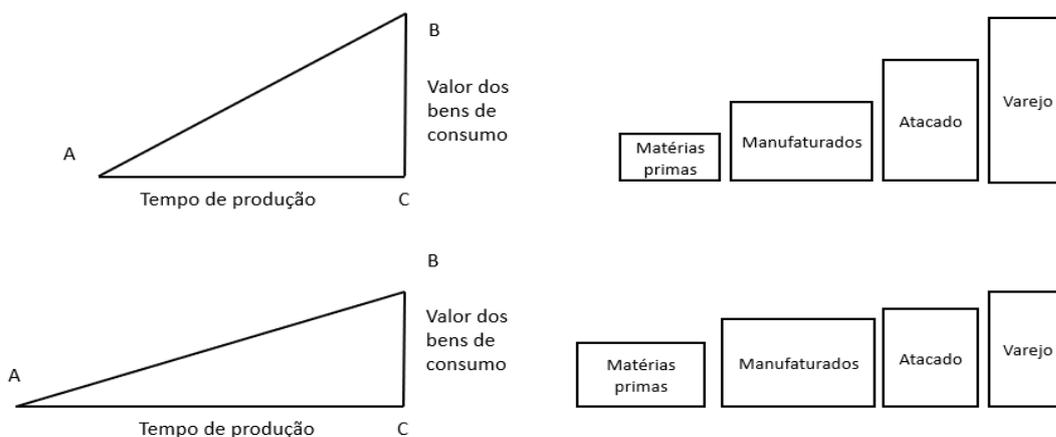


Figura 4 -Triângulo de Hayek
Fonte: Hayek (2008)

Ceteris paribus, tem-se que as mudanças nas preferências intertemporais mudarão a forma do triângulo em decorrência de uma variação na propensão a poupar, não havendo expansão cíclica. Uma vez que a reestruturação do capital esteja completa, aumentará o nível correspondente de consumo real, pois a nova estrutura de produção, para ser mantida, exigirá gastos maiores em bens de ordens superiores frente aos despendidos anteriormente (Hayek, 2008).

Conforme a Figura 5, em uma economia em crescimento, o triângulo aumenta de tamanho conjuntamente com a expansão da fronteira de possibilidades de produção.

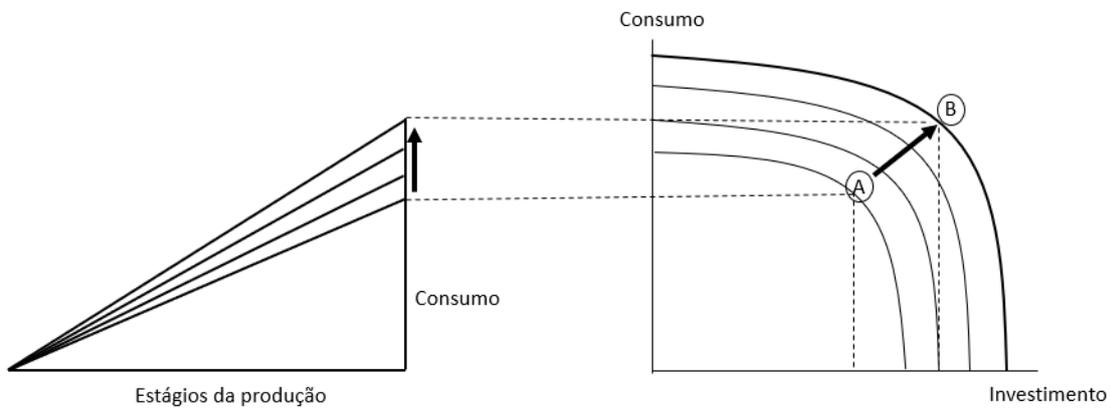


Figura 5-Expansão da fronteira de possibilidades de produção e o Triângulo de Hayek.
Fonte: Garrison (2001)

Um aumento na poupança gera dois efeitos que atuam separada e complementarmente na estrutura do capital: i) efeito derivado da demanda – uma diminuição da demanda por bens de consumo desestimula os investimentos nos estágios finais da produção, reduzindo a altura do triângulo hayekiano; e ii) efeito do desconto temporal – uma taxa de juros reduzida estimula os investimentos nos estágios iniciais da produção, aumentando a base do triângulo hayekiano. A Figura 6 ilustra essa situação.

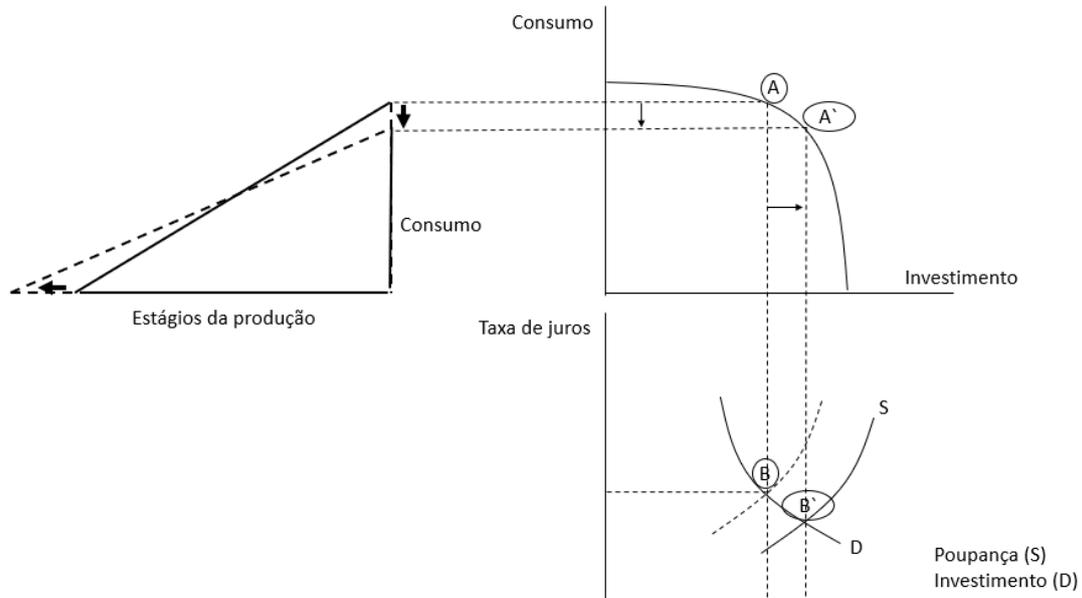


Figura 6 - Efeitos da poupança sobre a FPP, o mercado de crédito e o Triângulo de Hayek.
 Fonte: Garrison (2001)

No primeiro momento, o aumento da poupança tem efeito tanto na magnitude do investimento quanto no padrão temporal da criação de capital. A FPP mostra que mais poupança permite mais investimento. O triângulo apresentado por Hayek (2008) mostra que a criação de capital nos últimos estágios da produção (tais como estoques varejistas) diminui, ao passo que a criação de capital nos estágios iniciais (tais como desenvolvimento de produtos) aumenta. Neste caso, a estrutura da produção passa a ter uma orientação mais voltada para o futuro, o que é consistente com a poupança que tornou possível tal reestruturação. Ou seja, as pessoas estão poupando agora para aumentar seu poder de compra futuro.

Como mostrado pela FPP e pelo triângulo hayekiano (Figura 7), o consumo cai, no primeiro momento, do ponto A para o ponto A'. No entanto, devido aos investimentos realizados pela redução dos juros derivados do aumento de poupança, a taxa de crescimento do consumo supera a anterior, de modo a proporcionar para a economia maior nível de consumo no futuro, passando, em um segundo momento, do ponto A' para o ponto B'. Ou seja, o consumo cai enquanto a economia se adapta a uma taxa de crescimento maior, após o qual o consumo aumenta ainda mais rapidamente do que antes, superando o curso de crescimento anteriormente projetado.

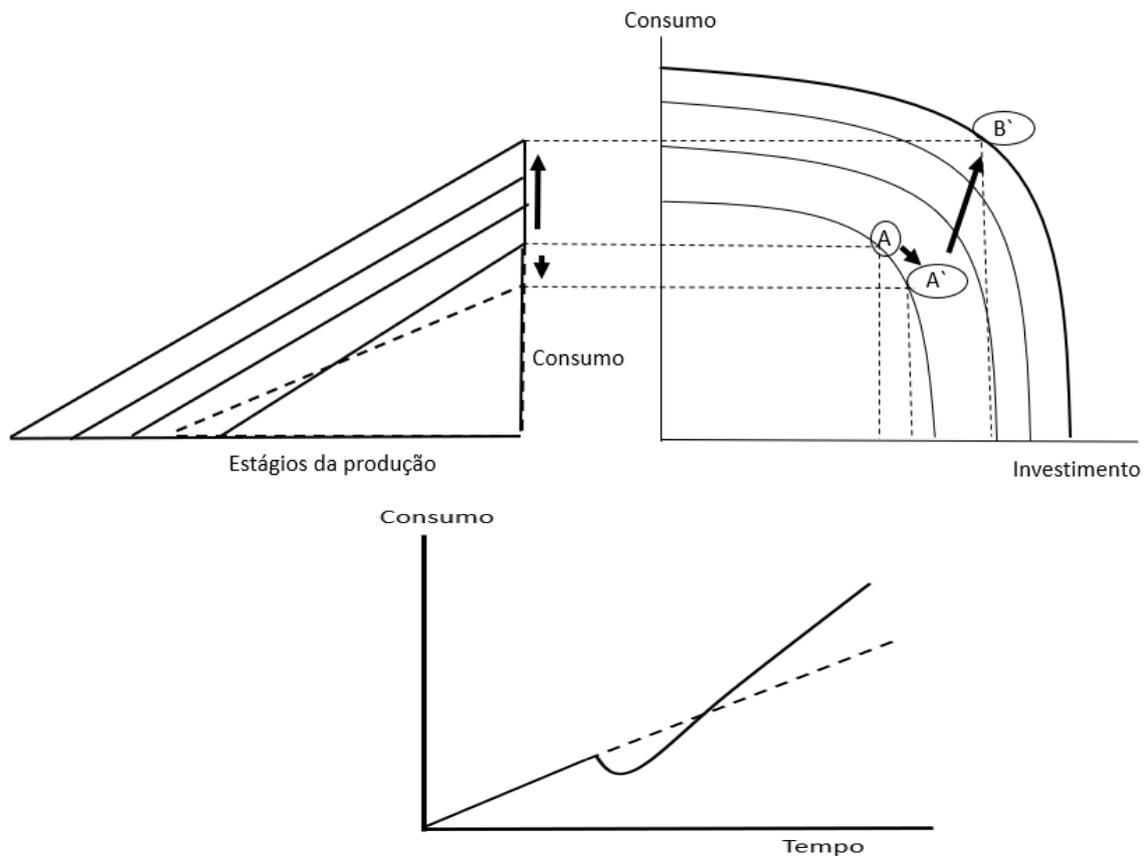


Figura 7-Efeitos da poupança sobre a FPP e o Triângulo de Hayek (segunda etapa).
Fonte: Garrison (2001)

Por outro lado, quando os Bancos Centrais aumentam a base monetária em circulação, o aumento da oferta monetária adentra a economia por meio dos mercados de crédito, como se poupança fosse (Mises, 1998). Ou seja, a oferta de fundos para empréstimos se desloca para a direita – mas sem que tenha havido qualquer aumento da poupança. A Figura 8 ilustra os movimentos opostos da poupança e do investimento quando o Banco Central adiciona moeda ($+\Delta M$) no mercado de crédito (pelo lado da oferta).

Reagindo a uma taxa de juros menor, as pessoas passam a poupar menos e a consumir mais. O resultado não será um novo e sustentável equilíbrio, mas sim um desequilíbrio que, por um tempo, fica coberto pela ascensão de fundos para mais crédito (Soto, 2009). Assim, esse aumento da base monetária nos mercados de crédito cria um descompasso entre a poupança e o investimento.

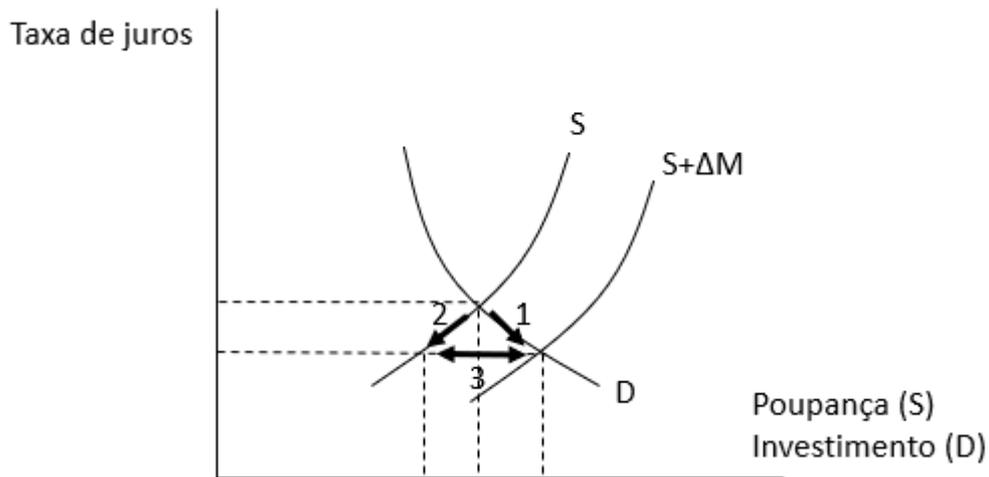


Figura 8 - Efeitos da expansão de crédito sobre o mercado de crédito.
 Fonte: Garrison (2001)

Conforme Figura 8, os investidores se movem ao longo da sua curva de demanda, aproveitando-se dos menores custos dos empréstimos, conforme ilustrado pela seta (1). Os poupadores se movem ao longo da sua inalterada curva de poupança, em resposta ao menor incentivo para se poupar, conforme ilustrado pela seta (2). A discrepância entre poupança e investimento é ocultada por novas emissões de moeda, que por si só não representam recursos a serem investidos, conforme seta (3).

Assim, conforme Figura 9, essas condições de crédito estimulam mais investimentos, gerando o movimento no sentido horário ao longo da FPP, na direção do investimento (seta 1). Mas os assalariados, na realidade, estão poupando menos (logo, consumindo mais), gerando o movimento anti-horário ao longo da FPP, na direção do consumo (seta 2). A discrepância entre poupança e investimento se converte em um confronto entre consumidores e investidores. Analisando-se a dimensão do investimento (seta 1) e a dimensão do consumo (seta 2), observa-se que uma expansão do crédito empurra a economia para um ponto localizado além da FPP (seta 3).

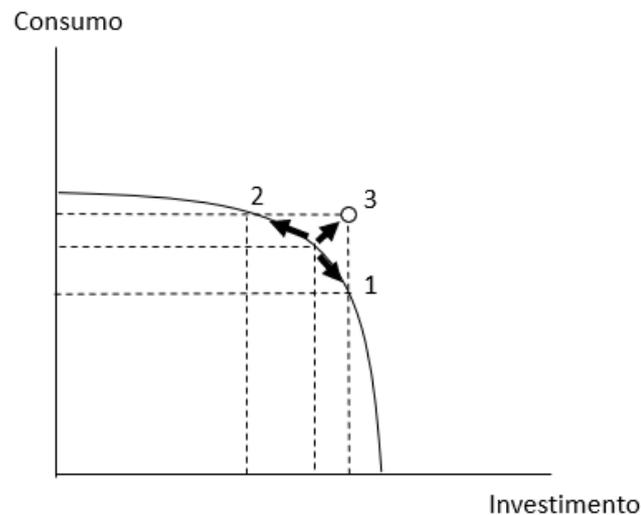


Figura 9 - Efeitos da expansão de crédito sobre a fronteira de possibilidades de produção.
 Fonte: Garrison (2001)

A baixa taxa de juros, consistente com uma orientação mais voltada para o futuro, estimula o investimento nos estágios iniciais da cadeia de produção. Mas sem recursos suficientes poupados, parte considerável desses investimentos jamais será completada. E o aumento da demanda do consumidor atrai alguns recursos para os estágios finais, diminuindo ainda mais as possibilidades de se completar a nova estrutura do capital (Mises, 1998).

A dinâmica desse ciclo gera tanto investimentos excessivos (maus investimentos) como também consumos além de uma taxa natural (sobreconsumo), conforme demonstrado no diagrama da FPP e no alongamento do triângulo hayekiano (Figura 10).

O desacordo que opõe consumidores a investidores leva a economia para além da FPP. A baixa taxa de juros favorece o investimento, e as restrições cada vez maiores de recursos impedem que a economia atinja o ponto além da FPP. Segundo Hayek (2008), essa estrutura de produção temporariamente em conflito (triângulos desconexos) eventualmente transforma um crescimento em recessão, e possivelmente em uma depressão, gerando assim os ciclos econômicos.

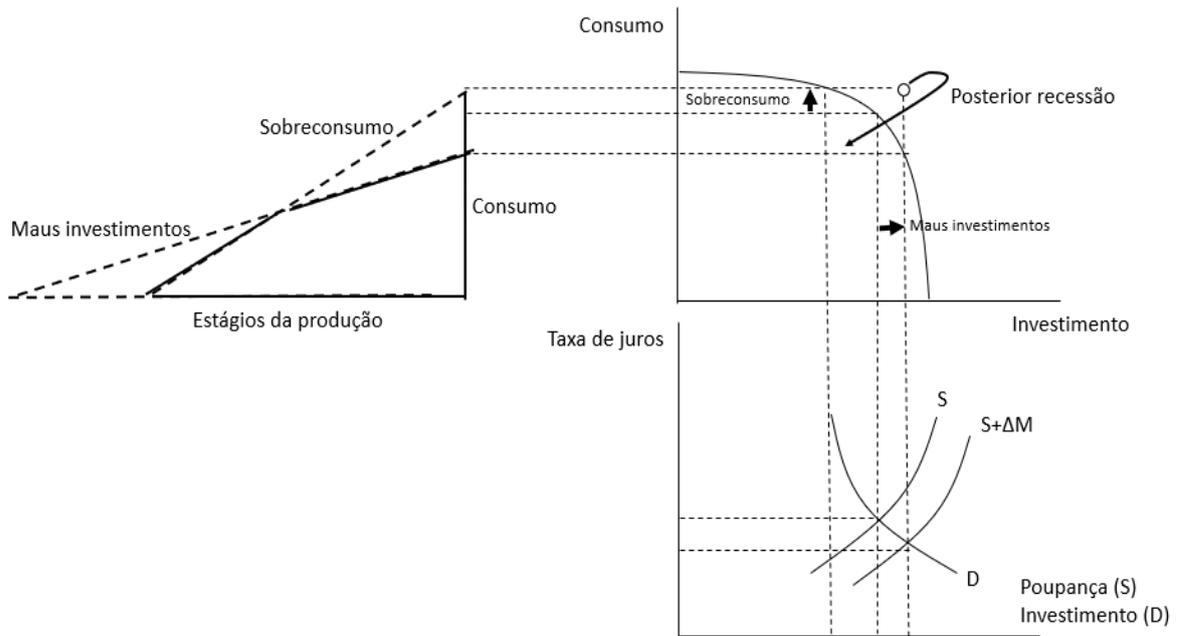


Figura 10 - Efeitos da expansão de crédito sobre a FPP e sobre o Triângulo de Hayek.
 Fonte: Garrison (2001)

Assim, no início do ciclo econômico, a expansão da base monetária fomenta a produção; no entanto, gera distorções na alocação dos recursos em virtude das diferenças temporais dos setores produtivos. Já no final do ciclo econômico, com a economia em depuração, a diminuição da taxa de juros retarda a recuperação produtiva devido ao contínuo desacordo temporal dos investimentos na cadeia produtiva. Portanto, a escola austríaca também versa sobre a não neutralidade da moeda, de modo que a expansão da base monetária afeta a firmas de formas distintas, a depender do setor e da fase do ciclo econômico em que se encontra a economia. Ou seja, na visão nekeynesiana, as políticas monetárias realizadas pelos Bancos Centrais desempenham papel positivo para o desenvolvimento econômico, enquanto que, para os austríacos, essas políticas monetárias são as maximizadoras ou causadoras das crises econômicas.

2.3.2 Setor de atividade e estrutura de capital

Conforme descrito pela teoria austríaca dos ciclos econômicos, as políticas monetárias afetam de formas diferentes as firmas, a depender do setor: se são empresas de bens de capital ou de bens de consumo. Nesse sentido, em outras abordagens, observam-se estudos que apontam para as diferenças nos determinantes das estruturas de capital das entidades, a depender do setor de

atividade, como descrito a seguir.

Para Myers (1984), o setor de atividade pode ser determinante das decisões de estrutura de capital das firmas, uma vez que a natureza e a composição dos ativos influenciam a necessidade de financiamentos, bem como a capacidade da empresa de fornecer aos credores ativos como garantia. Portanto, as empresas cujas atividades são baseadas em ativos tangíveis podem obter dívida mais facilmente. Por outro lado, as empresas cujas atividades são baseadas em ativos intangíveis, associados com oportunidades de crescimento futuro, podem ter mais dificuldade na obtenção de crédito.

Cressy e Olofsson (1997) apontam que empresas de serviços, com menor nível de ativos colaterais e maior risco associado com suas atividades, têm maior dificuldade para obter dívida. Os autores também argumentam que, embora as empresas de serviços tenham grande potencial de crescimento associado com os ativos intangíveis, elas podem ter seu potencial de crescimento abalado nas situações de financiamento interno insuficiente. Percebe-se também que muitos estudos com abordagem setorial têm documentado diferenças setoriais na definição das fontes de financiamento.

Nesse sentido, Frank e Goyal (2009), por exemplo, constataram que a alavancagem média do setor é um dos principais fatores que explicam a estrutura de capital das firmas. Já Scherr e Hulburt (2001) identificaram que a excessiva dependência de dívida de curto prazo por parte das empresas menores pode implicar o não aproveitamento de boas oportunidades de crescimento como consequência da necessidade de pagar periodicamente a dívida e seus encargos no curto prazo.

Simerly e Li (2000) analisaram a influência direta das características do setor de atividade sobre a alavancagem. Os resultados sugerem que as empresas que trabalham em ambientes mais dinâmicos – ou menos previsíveis – têm níveis menores de dívida. Especificamente, a variável de interação entre o dinamismo e a alavancagem mostra uma influência negativa e significativa do retorno sobre os ativos das empresas.

Nesse contexto, Eriotis et al. (2011), por meio de dados em painel para diversas indústrias, durante o período 1995-1996, observaram o nível de alavancagem em relação à lucratividade

das empresas, considerando o nível de investimento destas e o seu grau de poder de mercado. Os autores concluíram que as empresas que preferem financiar suas atividades de investimento por meio de autofinanciamento são mais rentáveis do que as empresas que financiam o investimento através de empréstimos. Os autores também apontaram que as empresas utilizam seus investimentos em ativos fixos como uma variável estratégica para afetar a lucratividade.

Já Mujahid e Akhtar (2014), analisando o setor têxtil do Paquistão por meio de uma amostra de 155 empresas entre os anos de 2006 e 2011, avaliaram o impacto da estrutura de capital sobre o desempenho financeiro das firmas e da riqueza dos acionistas. Os resultados apontaram que a estrutura de capital impacta positivamente o desempenho financeiro das empresas e a riqueza dos acionistas.

No mercado português, Serrasqueiro (2011) estudou os determinantes de estrutura de capital e crédito nas pequenas e médias empresas de serviços, contrastando com as do setor industrial. Os resultados obtidos sugerem que a informação assimétrica na relação entre as empresas tem uma influência relativamente maior sobre as decisões de estrutura de capital das empresas de serviço quando comparadas às do setor industrial.

Novamente no Paquistão, Javed e Imad (2012) estudaram a estrutura de capital para o setor industrial, no período de 2008 a 2010, enfatizando componentes das dívidas de longo prazo e curto prazo. Os resultados mostraram que as grandes empresas são mais propensas a ter acesso a empréstimos de dívida de longo prazo frente às empresas menores. Os autores também apontaram que, devido a restrições de fornecimento, as pequenas empresas recorrem a dívida de curto prazo. Já as empresas com maior potencial de crescimento preferem usar menor nível de dívida, assim como dívidas com menores acordos restritivos, a fim de tornarem-se financeiramente mais flexíveis.

2.4 Evidências empíricas.

Em uma verificação empírica das teorias de *trade-off*, *pecking order* e *market timing*, Frank e Goyal (2003), por meio de Vetores Autorregressivos (VAR), com dados de 1952 a 2000 do mercado norte-americano, identificaram que quanto mais se expandem as bases monetárias, maiores serão os montantes de dívidas adquiridos. Os autores também constataram que o financiamento interno não é suficiente para cobrir os gastos de investimento, sendo utilizado com frequência o financiamento externo.

Frank e Goyal (2003) também afirmam que pequenas empresas fizeram mais IPOs durante as décadas de 80 e 90 do que durante a década de 1970. Já as grandes empresas exibem alguns aspectos do comportamento de *pecking order*. Para os autores, as evidências não são favoráveis à inclusão de fatores convencionais de alavancagem, nem à análise de evidências para os anos 90. Os autores também concluem que, para empresas de todos os portes, o déficit interno de financiamento é menos importante para explicar as questões da estrutura de capital ao longo do tempo.

Já para verificar qual o impacto da estabilidade monetária sobre as estruturas de capital, Brierley e Bunn (2005) analisaram as séries históricas das firmas do Reino Unido entre 1999 e 2002, por meio de um modelo de alavancagem corporativa em nível agregado, com base na teoria de *trade-off*, no qual as empresas visam a um índice de endividamento de longo prazo que é determinado pelos benefícios fiscais da alavancagem em relação aos riscos de falência.

Brierley e Bunn (2005) descreveram que os resultados não podem ser explicados por um aumento no seu nível de equilíbrio de longo prazo, de acordo com um modelo no qual esse equilíbrio é determinado pelo *trade-off* entre os benefícios fiscais da dívida e os riscos de dificuldades financeiras, dado que a alavancagem está acima de um nível sustentável. Os autores também constataram que um baixo nível das taxas de juros motivado pelas políticas monetárias elevou o grau de endividamento, e a relação entre alavancagem e tamanho da empresa também foi significativamente positiva, uma vez que os aumentos da alavancagem se concentraram entre as grandes empresas.

Para um mercado emergente, Fernández (2005) analisou as estruturas de capitais de empresas do Chile classificadas por setores econômicos, justificando a pesquisa pela extensa literatura sobre os determinantes da estrutura de capital para os países desenvolvidos, mas pouca literatura sobre as economias emergentes. O autor também justifica a pesquisa por expandir o trabalho de Kim e Maddala (1992), ao fazer um modelo de regressão com dados em painel e realizar testes de especificação para modelos de efeitos aleatórios.

Para dados de 1990 a 2002, Fernández (2005) argumenta que os resultados encontrados dão mais suporte à teoria de *trade-off* do que à teoria de *pecking order*, por verificar que as empresas mais lucrativas emitem mais dívidas, alavancando-se em busca dos benefícios fiscais destas.

Apesar de citar uma vez o trabalho de Baker e Wurgler (2002), Fernández (2005) não fez análise sob a ótica do *market timing*, mas encontrou como um dos resultados o fato de que as empresas preferem emitir ações a contrair dívidas, a depender das políticas monetária e fiscal, ou seja, de acordo com os momentos de mercado.

Já no mercado brasileiro, Lima et al. (2011) investigaram como os indicadores econômicos afetam a estrutura de capital das empresas em tempos de crise econômica. O estudo envolveu 83 empresas da B3 entre 1995 e 2007. Os resultados apontaram forte relação entre estrutura de capital e taxa de câmbio e juros, com menor significância em relação à inflação. Para os autores, mesmo aceitando a hipótese de que a inflação é influenciada pela taxa de câmbio e que parte da relação entre a estrutura de capital e a inflação também pode ser explicada pela taxa de câmbio, há indicativos de que a estrutura de capital também é influenciada pela inflação.

Assim, Lima et al. (2011) observam que a estrutura de capital das empresas de capital aberto do Brasil é significativamente influenciada pela taxa de câmbio; no entanto, a influência é menos significativa em relação à inflação. Outra evidência relevante que pode ser observada é que, com a estabilização econômica mostrada pela taxa de câmbio, pela inflação e pelos índices de juros, as empresas começaram a aumentar seus níveis de endividamento. Portanto, no período após o controle inflacionário, as empresas apresentaram aumento em seus níveis de endividamento que foi seguido em quase todo o período pela taxa de câmbio; no entanto, no período de estabilidade, o dólar se desvalorizou e não foi seguido nas mesmas proporções pela estrutura de capital.

Além disso, Lima et al. (2011) também argumentam que a estrutura de capital está correlacionada à taxa de câmbio, principalmente durante os períodos de instabilidade cambial e o risco Lula (expectativa pessimista do mercado no início do primeiro mandato do ex-presidente Lula, no início de 2003). Uma explicação para isso pode ser o fato de que as empresas brasileiras são, em parte, financiadas por capital estrangeiro; entretanto, como mencionado anteriormente, durante o período de estabilidade, a redução da taxa de câmbio é significativa e o endividamento das empresas não segue na mesma proporção, caracterizando um possível aumento real do endividamento das firmas.

Também no mercado brasileiro, Albanez (2015) explora uma lacuna na teoria de *market timing*. O autor afirma que pode haver oportunidades de mercado nas quais o custo de capital de

terceiros varie favoravelmente em benefício da contração de dívida pelas firmas. Com uma amostra de 235 companhias abertas ativas na B3, analisadas no período 2000-2011, foram utilizadas duas métricas para o custo de capital de terceiros, sendo uma delas fundamentada no *rating* de crédito das companhias e a outra, no custo médio do passivo oneroso.

Assim, pela inserção dessas variáveis nos modelos de Baker e Wurgler (2002) e Huang e Ritter (2009), Albanez (2015) defende – por meio de resultados gerados pelo uso de modelos de dados em painel – que quanto maior o custo de capital de terceiros, menor a alavancagem; da mesma forma, quanto maior o custo de capital próprio, maior o nível de endividamento. Assim, verifica-se que as *proxies* para o custo de capital despontaram como as variáveis mais expressivas, causando relevante influência sobre a definição das estruturas de capital das firmas. Portanto, esses resultados estão de acordo com o prenunciado pela teoria de *market timing*, ratificando que as firmas observam os custos de diferentes fontes de recursos, no intuito de diminuir seus custos de capitais.

Em outra abordagem, com base no pressuposto de que a tributação afeta as decisões corporativas, Martinez, Anunciação e Filho (2014) avaliaram o comportamento dos valores relativos dos ativos imobilizados e da dívida das empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) entre 1991 e 2000. O período analisado atravessa a extinção da indexação no Brasil após a implementação do Plano Real, em junho de 1994, que controlou a inflação que afligia a economia brasileira na década e meia anterior. Para tanto, foram selecionadas 175 empresas, restritas pela disponibilidade de dados e aplicadas aos modelos tradicionais de regressão linear, para avaliar o comportamento dos ativos fixos e da dívida nos períodos 1991-1995 e 1996-2000, respectivamente com e sem indexação.

Os resultados apontados por Martinez, Anunciação e Filho (2014) indicaram que as dívidas das empresas aumentaram com a extinção da indexação, enquanto o nível de ativos fixos diminuiu. Esses resultados foram os mesmos quando as empresas foram divididas nos quatro principais setores econômicos. Com relação à questão-chave desse estudo, se o nível de ativos fixos e dívida difere em períodos com e sem indexação, os resultados indicam a existência de diferenças significativas. Portanto, os autores defendem que esses resultados contribuem para mostrar que o contexto histórico de alta inflação no Brasil oferece um cenário propício para documentar os efeitos da extinção de uma regra de contabilidade fiscal sobre decisões

corporativas em relação aos níveis de ativos fixos e estrutura de capital, em que quanto menor a inflação, maior o endividamento.

Já para o mercado chinês, Fu e Liu (2015) investigaram os efeitos da política monetária sobre o ajuste do investimento corporativo, em uma estrutura assimétrica e de uma perspectiva de canal de transmissão da política monetária, por meio de uma amostra de 1.157 de empresas cotadas na Bolsa chinesa entre os anos de 2005 e 2012. Os autores apresentaram como resultados que o ajuste do investimento corporativo é mais rápido em períodos expansionistas do que em momentos de política monetária contracionista. Ou seja, as políticas monetárias influenciam nos investimentos corporativos conforme defendido pelas teorias dos ciclos econômicos da escola austríaca e pelos modelos neokeynesianos de rigidez de preços.

Pormenorizando os resultados, Fu e Liu (2015) descrevem que o canal monetário, indexado por M1, M2 e taxas de juros de empréstimos, tem um efeito significativo no ajuste do investimento corporativo. Esse efeito é assimétrico em diferentes estados de política monetária. Uma mudança na taxa de crescimento de M1 ou M2 tem um efeito significativamente maior no ajuste do investimento corporativo durante políticas monetárias restritivas. O canal de crédito, representado por escala de crédito, tem um efeito significativo, mas não assimétrico, no ajuste do investimento corporativo. A alavancagem é um fator importante para restringir o ajuste do investimento corporativo. Quanto maior a alavancagem, mais lenta será a velocidade de ajuste do investimento corporativo. Assim, os autores concluem que as autoridades monetárias devem prestar atenção ao efeito da política monetária no ajuste do investimento corporativo.

Concentrando em países que conduzem suas políticas monetárias sob a estrutura de metas de inflação, Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017) lançaram luz sobre a cadeia de causalidade da política financeira macroeconômica para a função de investimento microeconômico, fornecendo uma análise aprofundada das relações entre a política monetária dos Bancos Centrais, a política de empréstimos dos bancos comerciais e o comportamento de investimento das empresas da Alemanha, Suíça e Tailândia

Por meio de regressões com dados em painel, Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017) identificaram que a política monetária na Alemanha (pertencente à zona do Euro) e na Tailândia influencia a taxa de juros dos bancos no curto prazo (ou seja, dentro de dois meses), enquanto a política monetária na Suíça parece ser ineficaz em influenciar os bancos. Para os autores,

essas descobertas sugerem que, para economias pequenas, abertas e avançadas, como a Suíça, a política monetária dos Bancos Centrais não é eficaz como meio de influenciar a taxa de juros dos bancos comerciais. Uma explicação apresentada pelos autores é que, como um dos centros financeiros globais, a Suíça está aberta à mobilidade de capitais, o que torna as ações de política monetária ineficazes.

Também para o mercado chinês, Yang et al. (2017) investigaram os efeitos da política monetária sobre o investimento corporativo por meio de regressões com dados em painel durante os anos de 2003 e 2013. Como resultados, os autores assinalam que a diminuição da política monetária (menor expansão da base monetária) reduz o investimento corporativo, o que se coaduna com as teorias dos ciclos econômicos da escola austríaca e o modelo de rigidez de preços.

Yang et al. (2017) acrescentam que as evidências empíricas encontradas exigem uma avaliação crítica das políticas monetárias implementadas na China, que são menos eficazes para as empresas estatais. A China está experimentando uma desaceleração do crescimento econômico e reduziu o investimento em ativos fixos nos últimos anos, e o crescimento do M2 se desviou do crescimento do PIB na última década. É, portanto, importante examinar como as decisões de investimento corporativo são tomadas para sustentar o investimento corporativo e suas vantagens competitivas nos mercados chinês e globalizado. Assim, os autores defendem que, em um nível macroeconômico, o governo e os formuladores de políticas devem adaptar suas políticas monetárias para melhor se ajustarem às circunstâncias regionais, considerando a variação do grau de desenvolvimento financeiro regional.

Segundo Xue, Yilmazkuday e Taylor (2020), em resposta à crise mundial de 2009, o governo chinês implementou uma política monetária expansionista pela qual aumentou o crédito bancário em 14,6 trilhões de yuans entre 2008 e 2009. Nesse contexto, os autores exploram os efeitos dessas políticas sobre a produção e os investimentos das firmas durante os anos de 2008 e 2014. Por meio de modelos VAR em painel, os autores concluíram que esse aumento do crédito contribuiu fortemente para o crescimento da produção e do investimento nas firmas analisadas. Os resultados também indicaram que a política monetária teve maiores impactos no investimento das grandes empresas em comparação às menores.

Em uma pesquisa mais recente, Alter e Elekdag (2020) investigaram a hipótese de uma relação entre a política monetária dos EUA e o crescimento da alavancagem das empresas em países emergentes. Por meio de modelagem VAR em painel, para uma amostra de 800.000 empresas, os autores confirmaram que a política monetária dos EUA está associada a um crescimento mais rápido da alavancagem das firmas. O impacto é mais pronunciado para empresas com restrições financeiras e cuja política monetária doméstica esteja mais alinhada com a dos Estados Unidos.

Deste modo, os resultados apresentados por Alter e Elekdag (2020) sugerem que as condições financeiras globais afetam o crescimento da alavancagem das empresas de países emergentes, influenciando suas taxas de juros. Os autores também argumentam que, embora o aumento da alavancagem corporativa possa ser acompanhado por investimento produtivo e crescimento econômico, esses resultados parecem validar as preocupações de que alguns empréstimos possam ter sido excessivamente alocados a empresas mais arriscadas durante esses episódios.

Isto posto, após a descrição dessas pesquisas, é apresentado, no Quadro 1, o resumo desses principais trabalhos empíricos realizados sobre o impacto das políticas monetárias nos investimentos e na estrutura de capital das firmas.

Quadro 1 - Resumo das principais pesquisas sobre o tema.

AUTORIA	OBJETIVO GERAL	METODOLOGIA	AMOSTRA	PRINCIPAIS RESULTADOS
Frank e Goyal (2003)	Verificação empírica das teorias de <i>trade-off</i> e <i>market timing</i>	Vetores autorregressivos (VAR)	Dados de 1952 a 2000 no mercado norte-americano	Quanto mais se expande a base monetária, maiores serão os montantes de dívidas adquiridos.
Brierley e Bunn (2005)	Verificar qual o impacto da estabilidade monetária sobre as estruturas de capital.	Análise das séries temporais	Empresas do Reino Unido entre 1999 e 2002	Baixo nível das taxas de juros elevou o grau de endividamento.
Fernández (2005)	Analisar as estruturas de capitais de empresas do Chile.	Regressão com dados em painel	Dados de 1990 a 2002	As empresas preferem emitir ações a contrair dívidas devido às políticas monetária e fiscal.

Lima et al. (2011)	Buscar evidências de relação entre os indicadores macroeconômicos e os índices de endividamento das sociedades de capital aberto.	Regressão linear	83 empresas da B3, entre 1995 e 2007	Forte relação entre estrutura de capital e taxa de câmbio e juros; com menor significância em relação à inflação.
Albanez (2015)	Examinar o comportamento de <i>market timing</i> em companhias abertas brasileiras.	Regressão com dados em painel	235 empresas da B3, entre 2000 e 2011	Quanto maior o custo de capital de terceiros, menor a utilização de dívida como fonte de financiamento, conforme a teoria de <i>market timing</i> .
Martinez, Anunciação e Filho (2014)	Analisar o endividamento das empresas antes e depois do Plano Real.	Regressão linear	175 empresas da B3, entre 1991 e 2000	Quanto menor a inflação, maior o endividamento.
Fu e Liu (2015)	Investigar os efeitos da política monetária no investimento corporativo.	Regressão com dados em painel	1.157 empresas cotadas na Bolsa chinesa entre 2005 e 2012	As políticas monetárias influenciam os investimentos corporativos.
Vithessonth, Schwinger e Müller (2017)	Observar as relações entre a política monetária dos Bancos Centrais e o comportamento de investimento das empresas.	Regressão com dados em painel	Mercados alemão, suíço e tailandês	Políticas monetárias influenciam os investimentos na Alemanha e Tailândia, mas não na Suíça.
Yang et al. (2017)	Investigar os efeitos da política monetária sobre o investimento corporativo.	Regressão com dados em painel	Mercado chinês, entre 2003 e 2013.	O aperto da política monetária reduz o investimento corporativo.
Xue, Yilmazkuda e Taylor (2020)	Averiguar o impacto das políticas monetárias sobre firmas durante a crise de 2008.	Vetores autorregressivos (VAR)	Mercado chinês, entre 2008 e 2014.	O aumento do crédito colabora significativamente para o crescimento da produção e do investimento corporativo.
Alter e Elekdag (2020)	Investigar a relação da política monetária dos EUA com o crescimento da alavancagem em empresas de países emergentes.	Regressão com dados em painel	800.000 empresas de 28 países emergentes	Relação significativa entre a política monetária e a alavancagem corporativa.

Fonte: elaboração própria.

2.6 Hipóteses da pesquisa

Dado o arcabouço teórico apresentado pelo somatório das teorias de *market timing*, dos modelos neokeynesianos e da teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca, em conjunto com as evidências empíricas relatadas, estabelecem-se seis hipóteses de pesquisa verificadas por esta tese. Assim, para atender ao primeiro objetivo específico, a primeira hipótese testada foi:

- 1- H_0 : As políticas monetárias são relevantes para explicar a alavancagem do agregado das firmas brasileiras listadas na B3.

Para a teoria austríaca dos ciclos econômicos, as políticas monetárias tendem a influenciar de forma mais acentuada os projetos de longo prazo do que os de curto prazo, uma vez que variações nas taxas de juros exercem maior poder de desconto em fluxos de caixa com maior horizonte temporal. Desta forma, para atender ao segundo objetivo específico, a segunda hipótese testada foi:

- 2- H_0 : As políticas monetárias têm maior influência sobre os endividamentos de longo prazo do que sobre os endividamentos de curto prazo das empresas.

Ainda de acordo com os economistas austríacos, as políticas monetárias exercem influências distintas nas empresas, a depender do seu setor na cadeia produtiva. Por isso, para atender ao terceiro objetivo específico, a terceira hipótese testada foi:

- 3- H_0 : As políticas monetárias impactam mais o endividamento das firmas, a depender do setor de produção.

Conforme também explicado pelos modelos neokeynesianos, as políticas monetárias impactam os investimentos produtivos do agregado das empresas de uma economia. Desta forma, para atender ao quarto objetivo específico, a quarta hipótese testada foi:

- 4- H_0 : As políticas monetárias se relacionam positivamente com os investimentos produtivos das firmas brasileiras listadas na B3.

De acordo com Mises (1998) e Hayek (2008), as políticas monetárias tem maior influência nos investimentos de longo prazo, dado que as taxas de juros exercem maior poder de desconto em fluxos de caixa com maior horizonte temporal. Desta forma, para atender ao quinto objetivo específico, a quinta hipótese testada foi:

- 5- H_0 : As políticas monetárias têm maior influência sobre os investimentos produtivos de longo prazo das empresas.

Ainda de acordo com Mises (1998) e Hayek (2008), as políticas monetárias impactam mais os investimentos corporativos das empresas, a depender do setor produtivo. Ademais, houve no Brasil, durante a janela temporal estudada, período de políticas monetárias direcionadas ao consumo. Por isso, para atender ao sexto objetivo específico, a sexta hipótese testada foi:

- 6- H_0 : As políticas monetárias impactam diferentemente os investimentos produtivos das firmas, a depender do setor produtivo em que se inserem.

Isto posto, de acordo com a teoria de *market timing*, a estrutura de capital de uma firma é estabelecida pelas tentativas passadas de emitir títulos em oportunidades de mercado consideradas favoráveis para a sua emissão, isto é, nos momentos em que o custo de obtenção de uma fonte de recursos é mais barato do que os custos das fontes concorrentes.

Nesse sentido, tanto a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca quanto o modelo de rigidez de preços indicam que as políticas monetárias exercem influência sobre os investimentos produtivos e sobre as estruturas de capital das firmas, uma vez que impactam no custo do endividamento.

Para a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca, os gestores, na busca de recursos ao menor custo de capital, agem propositalmente na direção de um estado de menor satisfação para um estado de maior satisfação, e as políticas monetárias exercem mais influência nas empresas de bens de capital frente às de bens de consumo.

Por sua vez, os modelos neokeynesianos apontam para a relevância das políticas monetárias no sistema produtivo de uma economia. Desta forma, como as políticas monetárias escoam para a economia por meio das dívidas obtidas pelo setor produtivo junto às instituições financeiras, elas influenciam, assim, tanto os investimentos como as estruturas de capital das firmas, a depender do momento da queda no custo do capital de terceiros.

Nesse sentido, além das teorias expostas, vale mencionar também os resultados empíricos de Brierley e Bunn (2005), Albanez e Lima (2014), Albanez (2015), Fu e Liu (2015), Vithessonth et al. (2017), Yang et al. (2017), Xue et al. (2020) e Alter e Elekdag (2020). Isto posto, por meio dos resultados obtidos nas hipóteses anteriores, pode-se obter fundamentos para responder ao problema de pesquisa proposto por esta tese, observando como os investimentos produtivos e as estruturas de dívidas das empresas são determinados pelos momentos de mercado (*market timing*) causados pelas políticas monetárias.

3 MÉTODOS

Conforme ilustrado na Figura 11 a seguir, esta tese tem como objeto de pesquisa as estruturas de capital e os investimentos corporativos das firmas. A abordagem teórica se dá pela articulação entre as teorias do *market timing*, dos ciclos econômicos da escola austríaca e do modelo de rigidez de preços. Para atingir os objetivos desta pesquisa, foram construídas seis hipóteses. Para testá-las, a metodologia empregada, em um primeiro momento, foi dividida em duas partes: i) análise da estrutura de capital das firmas; e ii) análise dos investimentos produtivos das firmas.

A análise da estrutura de capital das firmas se dá pelos testes da hipótese 1 – teoricamente fundamentada pelo modelo de rigidez de preços – e das hipóteses 2 e 3 – teoricamente fundamentadas na teoria austríaca dos ciclos econômicos –, conforme Mises (1998) e Hayek (2008). Empiricamente, essas três hipóteses são testadas por meio dos modelos econométricos desenvolvidos por Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Albanez (2015), Schuh et al. (2017) e Alter e Elekdag (2020). Para testá-las, são utilizadas as equações (24) e (25) para a amostra composta pelas empresas listadas na B3.

De forma semelhante, a análise dos investimentos produtivos das empresas se dá pelos testes da hipótese 4 – teoricamente fundamentada pelo modelo de rigidez de preços – e das hipóteses 5 e 6 – teoricamente fundamentadas na teoria austríaca dos ciclos econômicos. Empiricamente, essas três hipóteses são testadas por meio dos modelos econométricos desenvolvidos por Richardson (2006), Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017), Fu e Liu (2015), Yang et al. (2017) e Xue et al. (2020). Para testá-las, são utilizadas as equações (26) e (27).

Isto posto, por meio dos resultados obtidos pelos testes das seis hipóteses, pode-se responder ao problema de pesquisa proposto, de modo a corroborar a teoria de *market timing*, uma vez que se busca observar como as estruturas de dívida das empresas são determinadas pelos momentos de mercado causados pelas políticas monetárias.

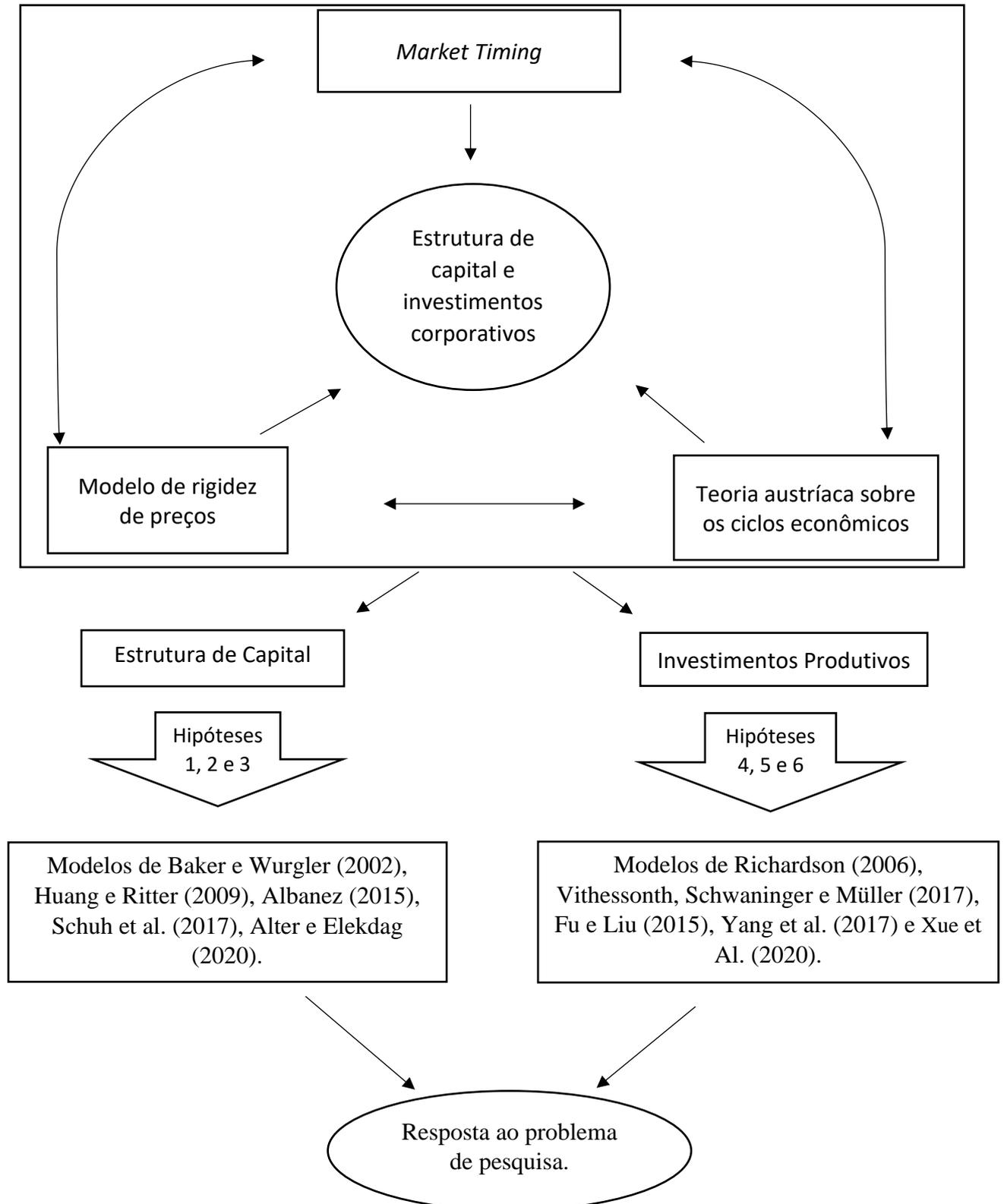


Figura 11 - Estrutura da Tese.
 Fonte: Elaboração própria.

Deste modo, neste capítulo são detalhados os procedimentos e métodos para o alcance dos objetivos propostos nesta tese. Especificamente, são descritas a seleção da amostra, a coleta dos dados, as variáveis e *proxies* utilizadas e as técnicas e os modelos empregados.

3.1 Amostra

A amostra foi composta pelas empresas listadas na B3, com dados anuais disponíveis durante o período de 2009 a 2019, conforme classificações apresentadas pelo Economática®, e que apresentaram os dados necessários para esta pesquisa. A base de dados inicial (675 empresas não financeiras) foi constituída por todas as firmas de todos os setores que já tiveram negociações realizadas no período analisado. O setor financeiro foi excluído devido às suas diferenças contábeis nos planos de contas em relação aos demais setores, além de ser o setor correspondente aos canais de transmissão das políticas monetárias entre o BACEN e o setor produtivo.

Após a exclusão das empresas dos demais setores que não continham a série histórica das variáveis necessárias para atender aos objetivos traçados, a amostra final totalizou 220 firmas, representando 32,59% do universo inicial.

Quadro 2 - Setores econômicos da B3.

Bens de Consumo	Quantidade	Total
Consumo Cíclico	66	
Consumo não Cíclico	18	
Total		84
Bens de Capital	Quantidade	
Bens Industriais	51	
Materiais Básicos	30	
Petróleo e Gás	8	
Total		89
Utilidade Pública	Quantidade	
Outros	8	
Utilidade Pública	39	
Total		47
Total		220

Fonte: Economática®.

Esse período se justifica pelo recorte pós-crise mundial de 2009, durante a qual o BACEN adotou políticas monetárias expansionistas como medidas anticrise. Além disso, no referido período, houve o processo de convergência das normas contábeis. Isso proporciona maior padronização das informações contábeis no recorte temporal utilizado. Para as informações contábeis e financeiras, os dados foram coletados no sítio eletrônico da B3 e na plataforma Economática®; para as variáveis monetárias, foram coletados no Banco Central do Brasil (BACEN). A composição de todas as empresas da amostra é apresentada no Quadro 6, em APÊNDICE.

Por fim, como no mercado brasileiro há a presença de uma quantidade significativa de empresas do setor público, optou-se por analisar os dados além do descrito pela escola austríaca. Logo, somam-se aos setores de bens de consumo e bens de capital as firmas de utilidade pública, que são utilizadas como um grupo de controle na construção das *dummies* setoriais.

3.2 Variáveis do estudo

3.2.1 Variáveis dependentes

Para atender às hipóteses de números 1, 2 e 3, utilizam-se as variáveis de alavancagem. Uma variável dependente utilizada é a alavancagem a valor contábil, assim como proposto por Huang e Ritter (2009) e utilizado no mercado brasileiro por Albanez e Lima (2014) e Albanez (2015), assim formalizado:

$$Alav1 = \frac{PO}{AT} \quad (2)$$

Em que:

PO = Passivo Oneroso;

AT = Ativo Total.

O passivo oneroso mensura a participação do endividamento da empresa que gera despesa financeira, como os empréstimos e financiamentos. Esse valor é obtido por meio da soma dos passivos circulantes e não circulantes, menos os passivos não onerosos (que não geram

despesas financeiras), tais como salários e impostos a pagar, fornecedores e despesas cíclicas.

Em complemento a essa análise, também se utilizou outra variável para medir a alavancagem, conforme apresentado em trabalhos como os de Modigliani e Miller (1963), (Myers, 1984), Frank e Goyal (2003), Huang e Ritter (2009) e Alter e Elekdag (2020), assim formalizado:

$$Alav2 = \frac{PO}{PL} \quad (3)$$

Em que:

PO = Passivo Oneroso;

PL = Patrimônio Líquido.

Conforme Mises (1998) e Hayek (2008), as políticas monetárias tendem a influenciar de forma mais acentuada as estruturas de longo prazo em relação às de curto prazo, uma vez que variações nas taxas de juros exercem mais poder de desconto em fluxos de caixa com maior série temporal. Por isso, outra variável utilizada é a composição do endividamento (CE). Nesse indicador é mensurada a proporção de dívidas de curto prazo (PO_{cp}) frente ao total do passivo oneroso, conforme segue:

$$CE = PO_{cp}/PO \quad (4)$$

Já para atender às hipóteses 4, 5 e 6, utilizam-se as *proxies* que buscam identificar o nível de investimentos produtivos realizados pelas empresas. Para verificar o efeito das variações dos agregados monetários sobre as variações nos investimentos produtivos – assim como apresentado por Richardson (2006), Fu e Liu (2015) e Yang et al. (2017) –, tem-se a seguinte formalização, tanto em nível como em taxa de variação:

$$IP_1 = \frac{ATI + AI}{AT} \quad (5)$$

$$\Delta IP = \frac{IP_{t+1} - IP_t}{IP_t} \quad (6)$$

Em que:

IP = investimento produtivo das empresas;

ATI = Ativos Imobilizados;

AI = Ativos Intangíveis;

AT = Ativo total das empresas.

Assim, os investimentos produtivos são mensurados pelo somatório das contas contábeis de ativos imobilizados e ativos intangíveis ponderados pelo total do ativo. Isso visa identificar o nível de investimento produtivo em cada empresa, independentemente do total de seu tamanho. Para captar as variações anuais dos investimentos produtivos, foi utilizada a equação (6).

Para identificar se as políticas monetárias tendem a influenciar mais os investimentos de longo prazo do que os de curto prazo – conforme descrito pela escola austríaca (Hayek, 2008) –, outra variável utilizada para o investimento produtivo é a IP_2 . Nesse indicador é observado o total dos ativos produtivos de longo prazo ponderados pelos ativos de curto (AC), como se segue:

$$IP_2 = \frac{ATI + AI}{AC} \quad (7)$$

3.2.2 Variáveis explicativas

Conforme observado pelo modelo de rigidez de preços e pela teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca (Mises, 1998), tem-se que os agregados monetários de uma economia impactam os investimentos e financiamentos das firmas. Assim, nesta tese, todos os agregados monetários serão testados como variáveis explicativas para atender a todas as hipóteses levantadas.

Conforme descrito pelo BACEN (2019), o M1 se refere aos meios de pagamento restritos, ou seja, todo o papel-moeda em poder do público, mais os depósitos à vista. O M2 se refere aos meios de pagamento ampliados, isto é, somam-se ao M1 os depósitos especiais remunerados, mais os depósitos de poupança, mais os títulos emitidos por instituições depositárias. Esses dados foram coletados no sítio eletrônico do BACEN (2019) e dispostos nas Figuras 12 e 13 a seguir.

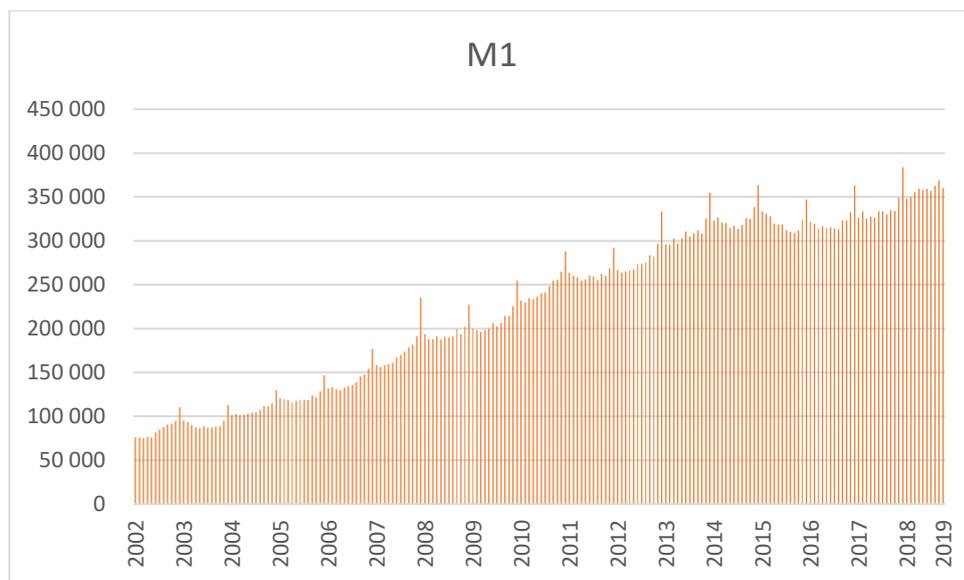


Figura 12 - Série histórica do M1, de 2002 a 2019.
Fonte: BACEN (2019)

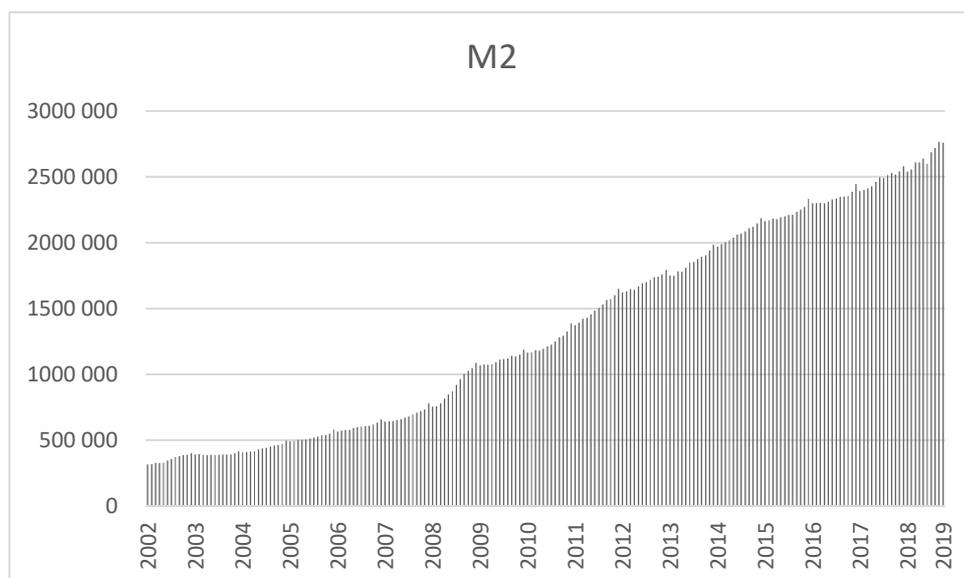


Figura 13 - Série histórica do M2, de 2002 a 2019.
Fonte: BACEN (2019)

Conforme ilustrado nessas figuras, é notória a tendência expansionista dos agregados monetários. Por isso, como o objetivo desta pesquisa é verificar os impactos das políticas monetárias sobre os investimentos e financiamentos das firmas, foram utilizadas as taxas de variações anuais dos agregados monetários como *proxies* para tais políticas, assim como apresentado por Fu e Liu (2015) e Yang et al. (2017).

$$\Delta M1 = \frac{M1_{t+1} - M1_t}{M1_t} \quad (8)$$

$$\Delta M2 = \frac{M2_{t+1} - M2_t}{M2_t} \quad (9)$$

A taxa de variação do M2 foi identificada como um indicador-chave para a natureza da política monetária e um fator determinante para o investimento corporativo nos mercados desenvolvidos (McCallum, 2000) e em crescimento (Chen et al., 2016; Li & Liu, 2017). Fu e Liu (2015) constataram que o M1 apresenta coeficientes positivos para explicar os investimentos produtivos das empresas chinesas. Assim, de modo análogo, espera-se uma relação positiva entre os agregados monetários e o investimento e o endividamento das empresas brasileiras.

A regra de política monetária proposta por Taylor (1993) tem a taxa básica de juros como instrumento de política monetária, relacionando-a com a taxa de juros real de longo prazo, com a taxa de inflação e com os hiatos da inflação e do produto real. Desta forma, a partir da implementação do sistema de metas de inflação no Brasil em 1999, essa regra rege os formuladores da política monetária. Logo, a Selic (Sistema Especial de Liquidação e Custódia) foi também uma variável explicativa utilizada nos modelos. Neste caso, quanto maior for a taxa Selic, menor será o endividamento e menores serão os investimentos produtivos. Portanto, espera-se uma relação negativa entre essas variáveis.

$$\Delta Selic = \frac{Selic_{t+1} - Selic_t}{Selic_t} \quad (10)$$

Para verificar ciclos de expansão ou contração das políticas monetárias pelo uso da taxa Selic, é estimada uma taxa “natural” obtida por meio da tendência calculada pelo filtro Hodrick–Prescott (HP). Trabalhos como o de Nelson e Plosser (1982) indicam que as séries temporais macroeconômicas podem ser mais bem avaliadas por tendências estocásticas frente às tendências determinísticas. Assim, segundo Hodrick e Prescott (1997), esse filtro busca extrair a tendência considerada estocástica, mas com variações suaves ao longo do tempo e não correlacionadas com o ciclo. Considerando-se λ como um parâmetro que penaliza a variabilidade da tendência e T como o tamanho da amostra, a extração da tendência pelo filtro HP ocorre por meio da seguinte minimização:

$$\text{Min}_{\tau} \left(\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right) \quad (11)$$

Deste modo, quando a Selic está abaixo dessa tendência, há a presença de uma política monetária expansionista. Por outro lado, quando a Selic está acima dela, há a presença de uma política monetária contracionista. Por isso, tal variável foi utilizada para atender às hipóteses desta pesquisa. A Figura 14 ilustra esse cenário.

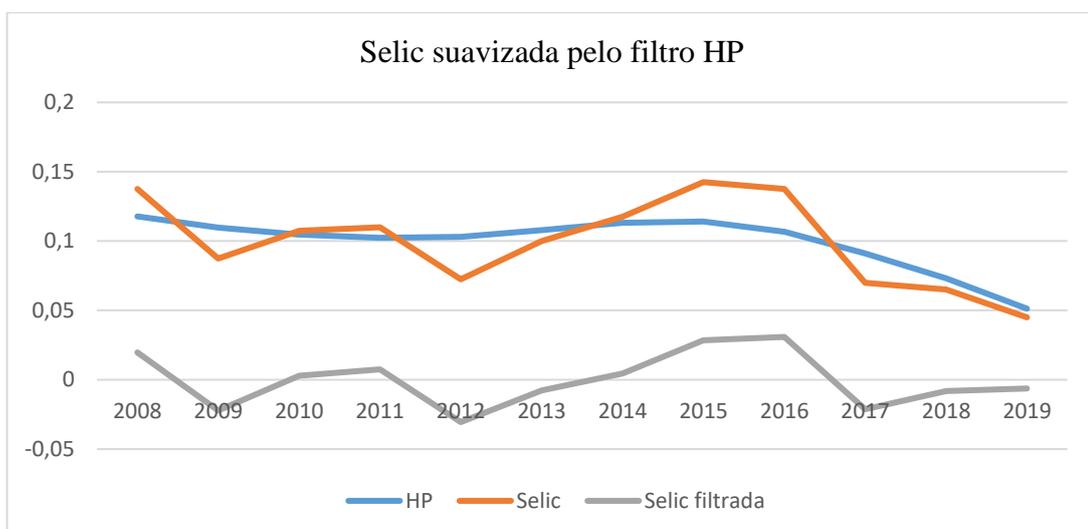


Figura 14 - Selic suavizada pelo filtro HP.

Logo, a Selic filtrada (SelicHP) é obtida pela subtração entre a taxa Selic e seu valor suavizado pelo filtro HP. A utilização desse filtro para variáveis de política monetária também é verificada em trabalhos como os de Cogley e Nason (1995), Belongia e Ireland (2017) e Goyal e Jumar (2019).

As decisões de investimento e financiamento também levam em conta as taxas de juros de longo prazo. Por isso, também é necessário analisar como as taxas de juros de longo prazo se relacionam com as estruturas de capital e investimentos produtivos das firmas. No Brasil, a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) foi criada pela Medida Provisória nº 684/1994 e é fixada pelo Conselho Monetário Nacional, sendo divulgada por meio de resoluções do BACEN. Desta forma, para captar os efeitos das variações dessa taxa sobre as estruturas de capital e investimentos produtivos, utilizou-se esta *proxy*:

$$\Delta TJLP = \frac{TJLP_{t+1} - TJLP_t}{TJLP_t} \quad (12)$$

3.2.3 Variáveis de controle

Assim como nos trabalhos de Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009) e Albanez e Lima (2014), as variáveis de controle utilizam *proxies* para os atributos tamanho, rentabilidade e tangibilidade das companhias, variáveis estas que serão igualmente utilizadas nesta tese.

a) *Market-to-book*

Baseando-se em trabalhos empíricos – Taggart (1977), Jalilvand e Harris (1984), Asquith e Mullins (1986), Rajan e Zingales (1995) –, Baker e Wurgler (2002) constataram que o índice *market-to-book* interfere na estrutura de capital em virtude dos momentos de mercado oportunos para a emissão de ações, o que reduz o endividamento das firmas. Essa variável também foi utilizada por Yang et al. (2017) como variável de controle para explicar os investimentos produtivos no mercado chinês. Portanto, essa *proxy* é utilizada para atender a todas as hipóteses desta pesquisa, tal como formalizado:

$$M/B_1 = \frac{PLM}{PL} \quad (13)$$

M/B = Índice market-to-book;

PL = Patrimônio Líquido Contábil;

PLM = Patrimônio Líquido a valor de mercado.

b) Tamanho

Mises (2010), Hayek (2008) e Soto (2009) indicam que empresas com maiores estruturas como as de bens de capital são mais influenciadas pelas políticas monetárias do que empresas de menores estruturas, como as de bens de consumo. Isso faz com que o endividamento daquelas seja maior do que o destas. Sob outra ótica, Harris e Raviv (1991) apontam que companhias de maior porte possuem maior “reputação” no mercado e, por isso, são avaliadas como mais seguras, o que aumenta a exposição às dívidas. Essa melhor reputação proporciona um menor custo de capital de terceiros, gerando assim uma relação positiva entre alavancagem e tamanho.

As *proxies* utilizadas nesta tese para representar os tamanhos das firmas consideram o logaritmo natural da receita operacional líquida e do ativo total, conforme apresentado por Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Albanez e Lima (2014) e Albanez (2015). O uso do logaritmo busca reduzir os problemas de heterocedasticidade dos resíduos devido à ordem de grandeza das firmas. Essas variáveis são assim formalizadas:

$$tam_1 = \ln(\text{Receita Operacional Líquida}) \quad (14)$$

$$tam_2 = \ln(\text{Ativo Total}) \quad (15)$$

A variável tam_2 também foi utilizada como variável de controle nos modelos apresentados por Fu e Liu (2015) e Yang et al. (2017) para explicar os investimentos produtivos no mercado chinês. Os autores encontraram sinal positivo na relação entre essas variáveis.

Desta forma, essa *proxy* é utilizada para atender a todas as hipóteses desta pesquisa.

c) Tangibilidade

Para atender às hipóteses 1, 2 e 3, assim como apresentado para o atributo tamanho, as empresas de bens de capital, dadas as suas operações, tendem a ter também mais ativos tangíveis relativamente às empresas de bens de consumo. Uma vez que as firmas de bens de capital são mais influenciadas pelas políticas monetárias do que as firmas de bens de consumo, conforme Mises (2010) e Soto (2009), há uma tendência de maiores endividamentos nas empresas com maior presença de ativos tangíveis.

Em outra perspectiva, Rajan e Zingales (1995) sugerem que os ativos tangíveis são os principais colaterais para a obtenção de dívidas, permitindo que os credores possam obter parte das firmas em caso de falência, o que reduz o custo da dívida. Por isso, quanto maior a proporção dos ativos tangíveis, maior a capacidade de alavancagem, gerando uma relação positiva entre tangibilidade e endividamento.

Baseando-se no trabalho de Rajan e Zingales (1995), Baker e Hugler (2012) utilizaram a tangibilidade como variável de controle para explicar a alavancagem em uma amostra constituída por companhias de capital aberto listadas em vários países, conforme apresentado pelo COMPUSTAT®. No mercado brasileiro, Albanez e Lima (2014) e Albanez (2015) também utilizaram tais *proxies*, como demonstrado a seguir:

$$TANG = \frac{Imob}{AT} \quad (16)$$

Em que:

Imob = *Imobilizado Líquido*;

AT = *Ativo Total*.

O imobilizado líquido é obtido por meio da conta contábil “Ativo Imobilizado”, menos suas depreciações acumuladas. Já a “Redução ao Valor Recuperável” contém os montantes reconhecidos pelos testes de recuperabilidade dos ativos (teste *impairment*).

d) Rentabilidade e Lucratividade

Rajan e Zingales (1995) explicam que credores são mais dispostos a emprestar recursos a companhias mais rentáveis, uma vez que há mais propensão de continuidade da geração de caixa por parte das firmas, indicando assim uma relação positiva entre rentabilidade e alavancagem. Baseando-se nisso, Baker e Hugler (2012) também empregaram a rentabilidade como variável de controle para explicar o endividamento. Albanez e Lima (2014) e Albanez (2015) também utilizaram tais *proxies* para o mercado brasileiro, conforme segue:

$$ROA = \frac{LL + (desp\ fin \times 0,66)}{PO + PL} \quad (17)$$

Em que:

AT = Ativo Total;

ROA = Retorno sobre o Ativo;

LL = Lucro Líquido;

desp fin x 0,66 = Despesa Financeira Líquida do benefício fiscal da dívida;

PO = Passivo Oneroso;

PL = Patrimônio Líquido.

Para medir a rentabilidade do ativo, considera-se o benefício fiscal obtido por meio da contração de dívidas, já que elas geram as despesas financeiras que são dedutíveis da base

de cálculo dos impostos sobre o lucro. No mercado brasileiro, considera-se o valor de 34% pelo somatório de 25% de Imposto de Renda com 9% de Contribuição Social sobre o Lucro Líquido.

Maiores lucros operacionais sinalizam a propensão de geração de caixa dos investimentos realizados, existindo assim uma relação positiva entre os lucros operacionais e os investimentos corporativos. Desta forma, com base em Fu e Liu (2015) e Yang et al. (2017), assim é especificada a taxa de variação anual do Lucro Operacional (ΔLO):

$$\Delta LO = \frac{LO_{t+1} - LO_t}{LO_t} \quad (18)$$

Nesse sentido, Yang et al. (2017), baseando-se no trabalho de Kaplan e Zingales (1997), também utilizam do fluxo de caixa operacional (FCO) – ponderado pelo ativo total (AT) – como variável de controle dos modelos de explicação dos investimentos corporativos. Neste caso, também há uma relação positiva entre os fluxos de caixas operacionais e os investimentos realizados pelas firmas. Portanto, com base em Yang et al. (2017) e Kaplan e Zingales (1997), tal variável é obtida por meio da divisão do fluxo de caixa operacional pelo ativo total.

e) Liquidez e Alavancagem

Maior liquidez permite que as firmas não necessitem de financiamento externo em momentos nos quais não é aconselhável emitir ações para financiar as oportunidades de investimentos. Deste modo, acredita-se que firmas com maior liquidez tenham menor necessidade de endividamento, gerando uma relação negativa com a alavancagem (Myers & Majluf, 1984).

Albanez e Lima (2014) e Albanez (2015) constataram que a variável liquidez apresentou sinal negativo persistente, apresentando significância estatística em quase todos os anos. Vallandro (2009), para o mercado brasileiro, também acrescentou a variável liquidez ao

modelo proposto por Baker e Wurgler (2002), identificando que esta foi a variável de controle mais significativa, com sinal negativo em todos os períodos. Portanto, para o atributo Liquidez (*Liq*), serão empregados os seguintes indicadores para atender às hipóteses 1, 2 e 3, conforme formalizado em Albanez e Lima (2014) e Albanez (2015):

$$Liq_1 = \text{Liquidez Corrente} = \frac{AC}{PC} \quad (19)$$

Em que:

AC = *Ativo Circulante*;

PC = *Passivo Circulante*.

Os equivalentes de caixa são compostos pelos depósitos bancários à vista, mais as aplicações financeiras de liquidez imediata. A conta contábil sintética “Disponível” contém esses saldos.

Para as hipóteses 4, 5 e 6, o indicador de liquidez utilizado relaciona os disponíveis com o total do Ativo. Fu e Liu (2015) e Yang et al. (2017) utilizam essa variável defasada em um período, havendo uma relação positiva com os investimentos, uma vez que quanto maior a sobra de caixa em um ano, maior a tendência de mais investimentos no ano seguinte. Desta forma, esse indicador pode ser assim formalizado:

$$Liq_2 = \frac{\text{Disponíveis}}{\text{Ativo Total}} \quad (20)$$

Em que:

Disponíveis = *saldo em caixa mais equivalentes de caixa*.

Do mesmo modo, para atender às hipóteses 4, 5 e 6, utilizam-se também indicadores de alavancagem como variáveis de controle, que são empregados como variáveis dependentes para as hipóteses 1, 2 e 3. Neste caso, Fu e Liu (2015) e Yang et al. (2017), utilizando a variável defasada em um ano, encontraram sinal negativo para explicar os investimentos no mercado chinês. Considerando-se a dívida total como o somatório das contas de passivo

circulante e passivo não circulante, essa alavancagem (AL) é assim calculada:

$$AL = \frac{Dívida\ Total}{Ativo\ Total} \quad (21)$$

f) Câmbio

Uma vez que parte das empresas brasileiras listadas na B3 são importadoras ou exportadoras e fazem parte de grupos econômicos internacionais, suas estruturas de capital e investimentos são sensíveis às variações na taxa de câmbio, principalmente do dólar. Além disso, as políticas monetárias e cambiais se interligam e interagem dentro de um ambiente de mercados mundiais. Nesse sentido, Klotzle e Biagini (2004) constataram que a estrutura de capital das empresas brasileiras de capital aberto é impactada pela taxa câmbio.

Deste modo, a taxa anual de variação do dólar, mensurada em reais, deve ser inserida nos modelos para captar este comportamento. Segundo Klotzle e Biagini (2004), espera-se uma relação positiva entre variações no câmbio e o nível de endividamento das empresas, uma vez que passivo deve ser mensurado em dólar para parte das empresas. Por outro lado, Schuh et al. (2017) encontraram relação negativa entre essas variáveis.

$$\Delta Dol = \frac{Dolar_{t+1} - Dolar_t}{Dolar_t} \quad (22)$$

Isto posto, para atender às hipóteses levantadas, serão empregados dois métodos semelhantes, mas que possuem variáveis dependentes distintas. Assim, a metodologia utilizada para testar as hipóteses 1, 2 e 3 é baseada nos trabalhos de Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Albanez e Lima (2014) e Albanez (2015). O Quadro 3, a seguir, resume a relação entre as variáveis. Já a metodologia utilizada para testar as hipóteses 4, 5 e 6 é inspirada nos trabalhos de Richardson (2006), Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017), Fu e Liu (2015) e Yang et al. (2017). O Quadro 4, a seguir, resume a relação entre as variáveis.

Tal como dito, com base nos trabalhos de Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Albanez e Lima (2014), Albanez (2015), além de Schuh et al. (2017) e Alter e Elekdag (2020), apresenta-se o Quadro 3, que descreve a relação entre as variáveis pesquisadas para testar as hipóteses 1, 2 e 3.

Quadro 3 - Descrição das variáveis utilizadas para testar as hipóteses 1, 2 e 3.

Atributo	Sigla	Proxy	Sinal Esperado
Variáveis Dependentes			
Alavancagem 1	$Alav_1$	Passivo Oneroso / Ativo Total	
Alavancagem 2	$Alav_2$	Passivo Oneroso / Patrimônio Líquido	
Composição do endividamento	CE	Dívida de Curto Prazo/Dívida Total	
Variáveis de Interesse			
Taxa de variação do M1	$\Delta M1$	$(M1_{t+1} - M1_t)/M1_t$	Positivo
Taxa de variação do M2	$\Delta M2$	$(M2_{t+1} - M2_t)/M2_t$	Positivo
Taxa de variação da Selic	$\Delta Selic$	$(Selic_{t+1} - Selic_t)/Selic_t$	Negativo
Selic filtrada	SelicHP	$Selic - HP da Selic$	Negativo
Taxa de variação da TJLP	$\Delta TJLP$	$(TJLP_{t+1} - TJLP_t)/TJLP_t$	Negativo
Variáveis de Controle			
Tamanho	Tam	Ln (Receita Operacional Líquida)	Positivo
Tangibilidade	$Tang$	Imobilizado / Ativo	Positivo
Rentabilidade	$Rent$	Retorno sobre o Ativo (ROA)	Positivo
<i>Market-to-Book</i>	M/B	Ativo a Valor de Mercado / Ativo a Valor Contábil	Negativo
Liquidez	Liq_1	Ativo Circulante / Passivo Circulante	Negativo
Câmbio	ΔDol	$(Dolar_{t+1} - Dolar_t)/Dolar_t$	Positivo/negativo

Fonte: elaboração própria

De acordo com os trabalhos de Richardson (2006), Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017), Fu e Liu (2015), Yang et al. (2017), além de Xue et al. (2020), apresenta-se o Quadro 4 que descreve a relação entre as variáveis pesquisadas para testar as hipóteses 4, 5 e 6.

Quadro 4 - Descrição das variáveis utilizadas para testar as hipóteses 4, 5 e 6.

Atributo	Sigla	Proxy	Sinal Esperado
Variáveis Dependentes			
Investimento Produtivo 1	IP_1	$(ATI + AI)/AT$	
Investimento Produtivo 2	IP_2	$(ATI + AI)/AC$	
Variáveis de Interesse			
Taxa de variação do M1	$\Delta M1$	$(M1_{t+1} - M1_t)/M1_t$	Positivo
Taxa de variação do M2	$\Delta M2$	$(M2_{t+1} - M2_t)/M2_t$	Positivo
Taxa de variação da Selic	$\Delta Selic$	$(Selic_{t+1} - Selic_t)/Selic_t$	Negativo
Selic filtrada	SelicHP	$Selic - HP da Selic$	Negativo
Taxa de variação da TJLP	$\Delta TJLP$	$(TJLP_{t+1} - TJLP_t)/TJLP_t$	Negativo
Variáveis de Controle			
Tamanho	Tam	Ln (Ativo Total)	Positivo
Lucratividade	ΔLO	Variação do Lucro Operacional	Positivo
Rentabilidade	ROA	Retorno sobre o Ativo	Positivo
<i>Market-to-Book</i>	M/B	PL a Valor de Mercado / PL a Valor Contábil	Positivo/ Negativo
Alavancagem	AL	Dívida Total / Ativo Total	Negativo
Liquidez	Liq_2	Disponíveis / Ativo Total	Positivo
Fluxo de Caixa Operacional	FCO	FCO/Ativo Total	Positivo
Câmbio	ΔDol	$(Dolar_{t+1} - Dolar_t)/Dolar_t$	Positivo/ negativo

Fonte: elaboração própria

3.3 - Procedimentos estatísticos e especificação dos modelos de análise.

3.3.1. Detecção de *outliers*.

Segundo Osborne e Overbay (2004), *outliers* são observações atípicas que integram a amostra estudada e podem ser provenientes de erros ocorridos no processo de obtenção dos dados analisados. *Outliers* evidenciam um comportamento fora da normalidade, fazendo com que haja a suspeição de que tais observações tenham sido geradas por meio de processo distinto do que é observado para os demais dados amostrados.

Por isso, a existência de *outliers* determina efeitos negativos ou indesejáveis para a análise estatística das informações contidas na amostra, sendo necessária, portanto, a retirada dessas observações para a obtenção de um melhor entendimento dos dados estudados. Na literatura se encontram alguns métodos de detecção de *outliers*: os métodos de Tukey (*boxplot*), o método *Standard Deviation* e o método *Z-score*.

O método de Tukey utiliza como métrica de detecção de *outliers* a distância interquartílica evidenciada pelo gráfico *boxplot*. A utilização dessa métrica determina que os *outliers* sejam definidos como observações que apresentem valores que estejam fora da distância interquartílica definida por $L_{inferior} = Q_1 - (1.5 * IQR)$ e $L_{superior} = Q_3 + (1.5 * IQR)$, em que IQR: distância interquartílica; Q_1 : primeiro quartil; Q_3 : terceiro quartil; $L_{inferior}$: limite inferior; e $L_{superior}$: limite superior (Rousseeuw e Hubert, 2018).

O método *Standard Deviation* define como *outliers* as observações que estiverem fora do seguinte intervalo: $X_{médio} \pm 2 SD$, em que $X_{médio}$ é a média das observações que constituem a amostra analisada e SD é o desvio padrão obtido por meio da raiz quadrada da variabilidade dos dados que integram o conjunto analisado. Como a média é sensibilizada por valores discrepantes, é importante ressaltar que a referida métrica pode não ser efetiva para detectar possíveis *outliers*, uma vez que tal método leva em consideração o valor da média em seu processo de cálculo (Seo, 2006).

Por fim, o método *Z-score* define como *outliers* observações que estejam fora do seguinte intervalo: $Z = - (X_{observado} - X_{médio}) / SD$ e $Z = + (X_{observado} - X_{médio}) / SD$, em que $X_{observado}$: valores assumidos pela amostra; $X_{médio}$: valor médio; SD : desvio padrão (raiz quadrada da variância).

Esse método corresponde à padronização da variável, e os valores discrepantes são aqueles que se encontram a mais de 3 (três) desvios da média dos dados analisados (SwarupaTripathy, Saxena e Gupta, 2013).

O tratamento de *outliers*, em dados referentes a series temporais, pode ser feito por meio da *winsorização*. Esse tratamento de dados discrepantes corresponde a uma técnica de interpolação de dados na qual o *outlier* é substituído pelo valor anterior da distribuição, tornando o dado destoante mais próximo do conjunto de dados que integram a amostra estudada (Osborne e Overbay, 2004). Nesta tese, a *winsorização* foi realizada ao nível de 1%, assim como realizado por Fu e Liu (2015), Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017) e Yang et al. (2017). Outros autores, como Xue et al. (2020) e Alter e Elekdag (2020), *winsorizaram* seus dados ao nível de 2,5%.

3.3.2 Método dos Momentos Generalizados (*Generalized Method of Moments* – GMM)

Para verificar os efeitos das políticas monetárias sobre os investimentos e financiamentos das firmas brasileiras, tomou-se como base a metodologia e as variáveis abordadas nos estudos de Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Albanez e Lima (2014), Albanez (2015), Kaplan e Zingales (1997), Fu e Liu (2015), Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017), Yang et al. (2017), Xue et al. (2020) e Alter e Elekdag (2020).

Uma pressuposição necessária para a adequabilidade dos métodos *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios é a da exogeneidade estrita, a qual estabelece a não correlação entre o termo de erro e os regressores em todos os períodos de tempo (Barros et al., 2020). Deste modo, segundo Baum (2006), uma variável é endógena se está correlacionada com o distúrbio (v), ou seja, x_j é endógena se $Cov[x_j, v] \neq 0$. Assim como x_j é exógena se $Cov[x_j, v] = 0$. Portanto, para $j = 1, 2 \dots k$, o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) será consistente somente se $Cov[x_j, v] = 0$.

$$y = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + v \quad (23)$$

Segundo Cameron e Trivedi (2010), o objetivo da regressão é estimar apenas o efeito direto entre as variáveis. Assim, o fato de os regressores serem endógenos resultará em inferências equivocadas, na medida em que introduz viés nos estimadores, já que a variável dependente (y) será afetada de duas formas pelos regressores (x_j): i) pelo efeito direto via βx ; e ii) pelo efeito indireto via v , o que afeta tanto o regressor quanto a variável explicada.

A endogeneidade pode surgir de três fontes: i) Variáveis omitidas – devido à indisponibilidade dos dados em que algumas variáveis explicativas não podem ser incluídas no modelo de regressão; ii) Erros de mensuração – na realidade empírica, a variável independente pode ser mensurada com algum grau de imprecisão no construto que se desejaria observar; iii) Simultaneidade – surge quando um regressor é determinado em conjunto com a variável dependente. Ou seja, tanto x é função de y , como y é função de x . Portanto, de acordo com Wooldridge (2010), o erro (v) acaba por absorver essas fontes, gerando assim a endogeneidade.

Para Barros et al. (2020), a solução genérica para qualquer problema de endogeneidade é o uso de variáveis instrumentais externas ao modelo. Nos casos em que o pesquisador não disponha de tais variáveis, os métodos de estimação para painel fundamentados no Método dos Momentos Generalizados (*Generalized Method of Moments* – GMM) apresentam-se como alternativas eficazes e viáveis para mitigar ou até mesmo eliminar os problemas de endogeneidade. Isso se dá porque esse modelo parte da suposição de exogeneidade sequencial dos regressores.

Assim, de acordo com as variáveis já especificadas – e considerando-se, de forma geral, os trabalhos de Frank e Goyal (2003), Brierley e Bunn (2005), Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Schuh et al. (2017) e Alter e Elekdag (2020), e, de forma específica, os trabalhos de Albanez e Lima (2014) e Albanez (2015) para o mercado brasileiro –, serão estimados os resultados por meio da regressão com dados em painel pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM), testando-se as hipóteses 1, 2 e 3 desta tese, como se segue:

$$\begin{aligned}
Alc_{i,t} = & \beta_0_i + \lambda Alc_{i,t-1} + \beta_1 \Delta Mn_{t-1} + \beta_2 Tam_{i,t-1} + \beta_3 Tang_{i,t-1} + \beta_4 ROA_{i,t-1} \quad (24) \\
& + \beta_5 \frac{M}{B}_{i,t-1} + \beta_6 Liq_{i,t-1} + \beta_7 Dummy1_{i,t} + \beta_8 Dummy2_{i,t} + \beta_9 Dummy1I_{i,t} + \beta_{10} Dummy2I_{i,t} \\
& + \beta_{11} \Delta Dol_{i,t-1} + u_{it}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
Alc_{i,t} = & \beta_0_i + \lambda Alc_{i,t-1} + \beta_1 \Delta Juros_{t-1} + \beta_2 Tam_{i,t-1} + \beta_3 Tang_{i,t-1} + \beta_4 ROA_{i,t-1} \quad (25) \\
& + \beta_5 \frac{M}{B}_{i,t-1} + \beta_6 Liq_{i,t-1} + \beta_7 Dummy1_{i,t} + \beta_8 Dummy2_{i,t} + \beta_9 Dummy1I_{i,t} + \beta_{10} Dummy2I_{i,t} \\
& + \beta_{11} \Delta Dol_{i,t-1} + u_{it}
\end{aligned}$$

Em que:

$Alc_{i,t}$ = indicadores de alavancagem (AIC1, ALC2 e CE);

β_0_i = intercepto de cada empresa i ;

ΔMn = variação dos agregados monetários com o passar do tempo (M1 e M2);

$\Delta juros$ = variação das taxas de juros com o passar do tempo (Selic, Selic HP e TJLP);

λ = coeficiente de persistência estimada para a variável dependente defasada usada como regressor;

Tam = *proxies* para os tamanhos das firmas;

$Tang$ = *proxies* para a tangibilidade dos ativos;

ROA = retorno sobre o ativo;

M/B = indicador do *market-to-book*;

Liq = indicadores de liquidez;

ΔDol = taxa de variação do câmbio;

$Dummy$ = variáveis *dummies* referentes aos setores de bens de consumo ($Dummy1$) e de capital ($Dummy2$);

$DummyI$ = interação entre as variáveis *dummies* de setores e as *proxies* de política monetária ($Mn_t * Dummy_{i,t}$; e $Juros_t * Dummy_{i,t}$);

$u_{it} = a_i + \varepsilon_{it}$; a_i é o efeito individual e ε_{it} é o termo erro aleatório;

i = i -ésima empresa;

t = t -ésimo período de tempo.

As variáveis *dummy* ($Dummy_{i,t}$) representam os setores nos quais cada empresa está inserida, de acordo as classificações apresentadas pelo Economática®. A quantificação e a qualificação da heterogeneidade das respostas a diferentes setores são relevantes para aprimorar o

entendimento de como as políticas monetárias podem afetar as estruturas de capital e os investimentos corporativos. Assim, buscando maior robustez nesta análise, as variáveis *dummies* também serão usadas em interação com as variáveis da política monetária. Tal interação é representada pelas expressões: i) $Mn_t * Dummy_{i,t}$ e ii) $Juros_t * Dummy_{i,t}$. Essas variáveis serão responsáveis por demonstrar se as políticas monetárias impactam de formas distintas os setores, conforme defende a escola austríaca, e assim definido nas hipóteses.

Já para analisar as hipóteses 4, 5 e 6 desta pesquisa, considerando-se, de forma geral, os trabalhos de Richardson (2006), Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017) e Xue et al. (2020), e, de forma específica, os trabalhos de Fu e Liu (2015) e Yang et al. (2017), serão estimados os resultados por meio da regressão com dados em painel pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM), tal como formalizado nas seguintes equações:

$$\begin{aligned}
 IP_{it} = & \beta_0_i + \lambda IP_{i,t-1} + \beta_1 \Delta Mn_{t-1} + \beta_2 LnAT_{i,t-1} + \beta_3 \Delta LO_{i,t-1} \\
 & + \beta_4 ROA_{i,t-1} + \beta_5 \frac{M}{B}_{i,t-1} + \beta_6 AL_{i,t-1} + \beta_7 Liq_{i,t-1} + \beta_7 FCO_{i,t-1} + \beta_8 Dummy1_{i,t} \\
 & + \beta_9 Dummy2_{i,t} + \beta_{10} Dummy1_{i,t} + \beta_{11} Dummy2_{i,t} + \beta_{12} \Delta Dol_{i,t-1} + u_{it}
 \end{aligned} \tag{26}$$

$$\begin{aligned}
 IP_{it} = & \beta_0_i + \lambda IP_{i,t-1} + \beta_1 \Delta juros_{t-1} + \beta_2 LnAT_{i,t-1} + \beta_3 \Delta LO_{i,t-1} \\
 & + \beta_4 ROA_{i,t-1} + \beta_5 \frac{M}{B}_{i,t-1} + \beta_6 AL_{i,t-1} + \beta_6 Liq_{i,t-1} + \beta_7 FCO_{i,t-1} + \beta_8 Dummy1_{i,t} \\
 & + \beta_9 Dummy2_{i,t} + \beta_{10} Dummy1_{i,t} + \beta_{11} Dummy2_{i,t} + \beta_{12} \Delta Dol_{i,t-1} + u_{it}
 \end{aligned} \tag{27}$$

Em que:

IP = indicadores de investimento produtivo (IP_1 e IP_2);

β_0_i = intercepto de cada empresa i ;

ΔMn = variação dos agregados monetários com o passar do tempo (M1 e M2);

$\Delta juros$ = variação das taxas de juros com o passar do tempo (Selic, SelicHP e TJLP);

λ = coeficiente de persistência estimada para a variável dependente defasada usada como regressor;

$LnAT$ = logaritmo natural do Ativo Total;

ΔLO_{it} = taxa de variação anual do Lucro Operacional;

ROA_{it} = retorno sobre o ativo;

M/B = indicador do *market-to-book*;

AL = indicador de Alavancagem – Dívida total sobre Ativo Total;

Liq = indicador de liquidez - Disponíveis sobre o Ativo Total;

FCO = Fluxo de caixa operacional sobre o Ativo Total;

$Dummy$ = variáveis *dummies* referentes aos setores de bens de consumo ($Dummy1$) e de capital ($Dummy2$);

$DummyI$ = interação entre as variáveis *dummies* de setores e as *proxies* de política monetária ($Mn_t * Dummy1_{i,t}$; e $Juros_t * Dumm2_{i,t}$);

$u_{it} = a_i + \varepsilon_{it}$; a_i é o efeito individual e ε_{it} é o termo erro aleatório;

i = i -ésima empresa;

t = t -ésimo período de tempo.

Fu e Liu (2015) utilizaram o GMM sistêmico para observar os efeitos das políticas monetárias sobre os investimentos realizados por empresas chinesas. Os autores fundamentaram o modelo utilizado principalmente nos trabalhos de Yan (2013), Li e Wang (2011), Rao e Jiang (2011), Ma e Hu (2012), Shirakawa (2001) e Jing et al. (2012), nos quais também se busca a compreensão dos efeitos das políticas monetárias sobre as empresas.

Nesse contexto, Yang et al. (2017) analisaram os impactos dos agregados monetários sobre os investimentos corporativos, utilizando o modelo GMM para o controle da potencial autocorrelação dos investimentos (como regressores: $IP_{i,t-1}$) com as características individuais das firmas (a_i). Para a construção do modelo, os autores se basearam nos trabalhos de Bond e Meghir (1994), Kaplan e Zingales (1997) e Li e Liu (2017).

3.3.2.1 Testes de validação dos modelos

Em termos de modelagem, um problema do painel dinâmico se deve à inclusão da variável dependente defasada. Dado que $IP_{i,t}$ é uma função de a_i , tem-se que $\lambda IP_{i,t-1}$ é também uma função de a_i . Portanto, $\lambda IP_{i,t-1}$ está correlacionado com o termo de erro ε_{it} . Desse modo, estimar um modelo dinâmico por MQO torna as estimativas enviesadas e inconsistentes, mesmo

se ε_{it} não apresentar correlação serial. Por isso, indica-se a utilização de métodos como o GMM (Baltagi, 2008)

O GMM sistêmico pressupõe, de acordo com Roodman (2009), que as primeiras diferenças das variáveis instrumentais não são correlacionadas com os efeitos fixos. Tal procedimento permite a introdução de mais instrumentos e pode aumentar a eficiência da estimação. Assim, constrói-se um sistema de duas equações (a equação original e a equação transformada). Também no GMM sistêmico, os regressores invariantes no tempo podem ser incluídos, o que não afeta as estimativas, já que todos os instrumentos para as equações em níveis são ortogonais para efeitos fixos.

Para a validade do modelo, o GMM tem como pressuposto fundamental a presença de instrumentos exógenos. Uma vez que o modelo é sobreidentificado (mais instrumentos do que regressores endógenos), aplica-se o teste apresentado por Hansen (1982) para verificar a validade conjunta das condições de momentos e identificação de restrições. A hipótese nula do teste é de validade conjunta dos instrumentos, ou seja, as variáveis instrumentais e os resíduos não são correlacionados. A estatística do teste de Hansen tem distribuição qui-quadrado com k graus de liberdade, sendo k obtido por meio da diferença entre os números de variáveis instrumentais e variáveis endógenas presentes no modelo. Portanto, ao não rejeitar a hipótese nula, não há problemas de endogeneidade no modelo, inferindo-se que os instrumentos são válidos e podem ser utilizados.

Para complementar o teste anterior, também foi testada a validade do subconjunto de instrumentos via teste de diferença de Hansen (DIF-Hansen). Esse teste se baseia na diferença entre as estatísticas dos testes de Hansen para um mesmo modelo, estimado tanto pelo GMM sistêmico quanto pelo GMM em diferenças, cuja hipótese nula, segundo Roodman (2009), é que os subconjuntos de instrumentos são exógenos. Não se rejeitando a hipótese nula, conclui-se que o modelo GMM sistêmico é válido.

Já o teste desenvolvido por Arellano e Bond (1991) observa o fenômeno que poderia tornar algumas defasagens inválidas como instrumentos, ou seja, verifica a autocorrelação no termo e erro idiossincrático (ε_{it}). Para testar a autocorrelação para além dos efeitos fixos, o teste de Arellano e Bond (1991) é aplicado aos resíduos em diferenças. Segundo Roodman (2009), em razão de $\Delta\varepsilon_{it}$ ser matematicamente relacionado com $\Delta\varepsilon_{i,t-1}$, já que compartilham o mesmo

termo de erro $\varepsilon_{i,t-1}$, uma correlação serial de primeira ordem negativa é esperada em diferenças e demonstra que ela é pouco informativa. Assim, para verificar a correlação serial nos níveis, deve-se observar a correlação serial de segunda ordem nas diferenças. Isto é, espera-se uma autocorrelação de primeira ordem negativa e significativa, mas que não seja encontrada autocorrelação de segunda ordem.

Mesmo havendo apenas 10 observações temporais, optou-se por também realizar os testes de raiz unitária dos regressores que integram os modelos GMM propostos nesta pesquisa. Segundo Barros et al. (2020), a condição do GMM sistêmico de que as primeiras diferenças das variáveis instrumentais não são correlacionadas com os efeitos fixos será satisfeita se o processo for estacionário. Para isso, foi usado o teste do tipo Fisher para dados em painel, cujo fundamento está nos testes de raiz unitária de Phillips e Perron (1988). A hipótese nula é que todos os painéis contêm raiz unitária, e a hipótese alternativa é que pelo menos um painel é estacionário.

A importância desse teste se dá porque, havendo presença da raiz unitária, são violados os pressupostos estatísticos de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo, comprometendo, assim, os resultados obtidos pelos modelos econométricos. A regressão, neste caso, é considerada espúria, conforme explicado por Granger e Newbold (1974). Como as variáveis utilizadas nesta tese são indicadores e taxas de variação, há possibilidade de as séries serem estacionárias, o que torna esse teste necessário para confirmar tal comportamento.

4 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

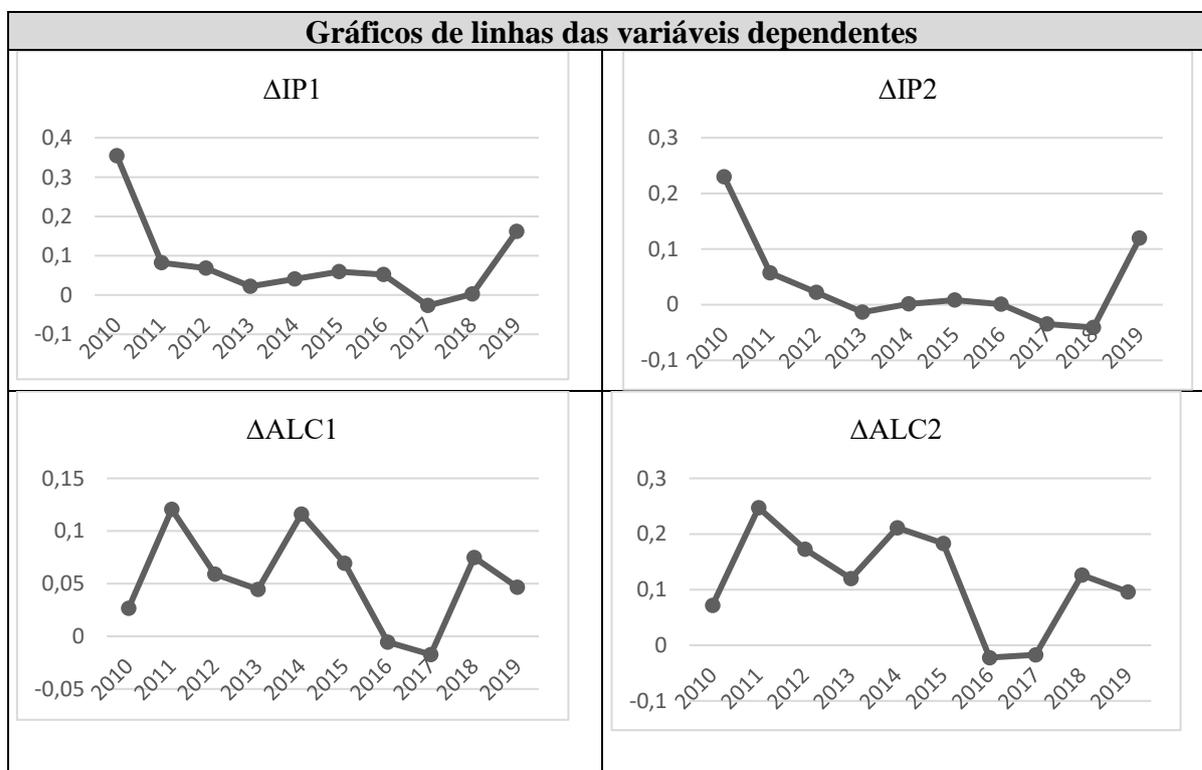
Neste tópico são evidenciados os resultados provenientes da aplicação dos procedimentos descritos na seção anterior.

4.1 Resultados da análise das estatísticas descritivas.

A descrição dos dados que compõem a amostra foi feita por meio dos gráficos temporais das médias anuais das variáveis e da obtenção das medidas de resumo e variabilidade dos dados.

4.1.1 Comportamento temporal das variáveis analisadas

Os gráficos de linhas, Figura 15, demonstram o comportamento das variáveis dependentes ao longo do período de análise.



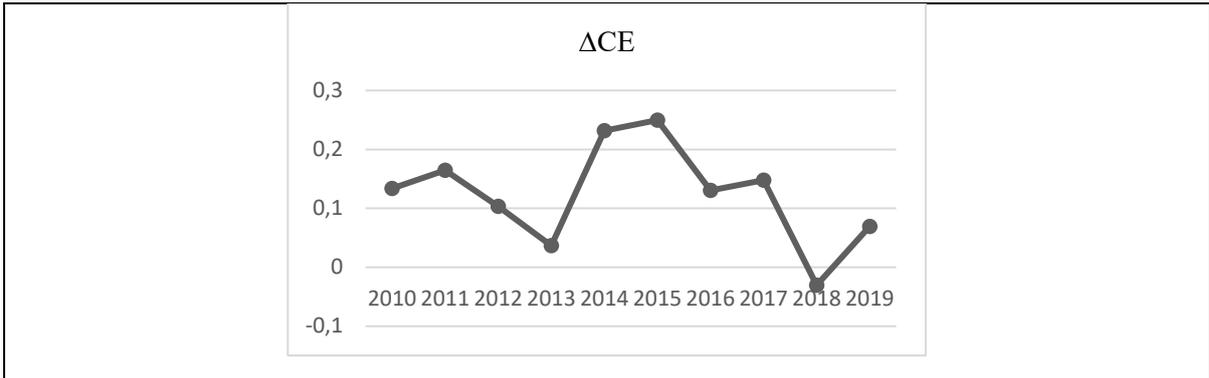
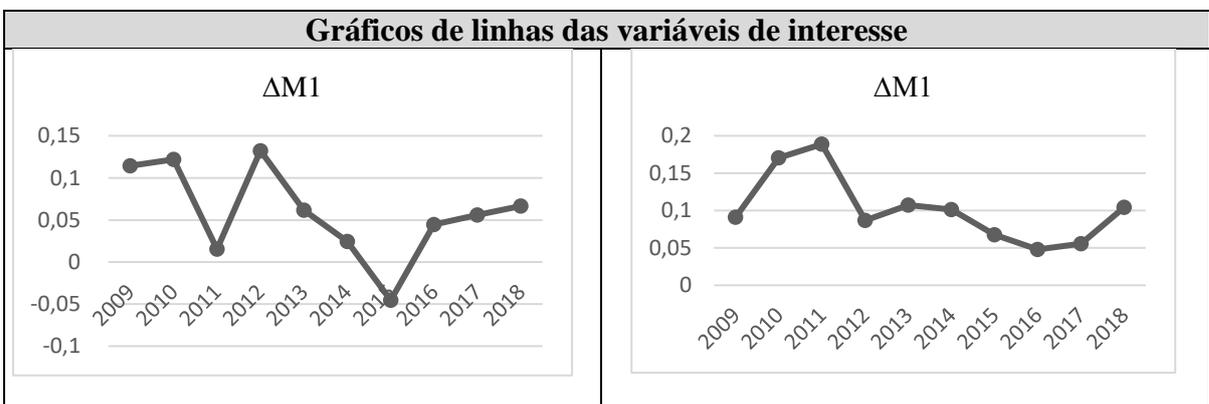


Figura 15 - Gráfico de linhas para as variáveis dependentes.

Fonte: Dados da pesquisa.

Pela análise das figuras, é possível observar alguns comportamentos das variáveis. As *proxies* de investimento produtivo (IP1 e IP2) tiveram redução até o ano de 2017, quando voltaram a apresentar aumento nas taxas de investimento. Esse comportamento é consistente com a situação econômica brasileira durante o período, passando por desaquecimento econômico, com uma posterior recuperação. A variável CE é encontrada por meio da razão entre as dívidas de curto prazo e as dívidas de longo prazo. Portanto, verifica-se na Figura 15 a flutuação dessa variável com o passar do tempo, chegando a um valor negativo em 2018, o que denota redução do endividamento de curto prazo nesse período.

As *proxies* da alavancagem (ALC1 e ALC2) apresentaram uma flutuação similar, com valores negativos em 2016 e 2017. Isso demonstra uma redução no endividamento médio das firmas nesses anos. De modo análogo às variáveis IP1 e IP2, esse comportamento pode ser entendido mediante a situação econômica brasileira vivida no período. Assim, de forma geral, observa-se um aumento médio nos níveis de endividamento das firmas na janela temporal analisada, com exceção dos anos de 2016 e 2017.



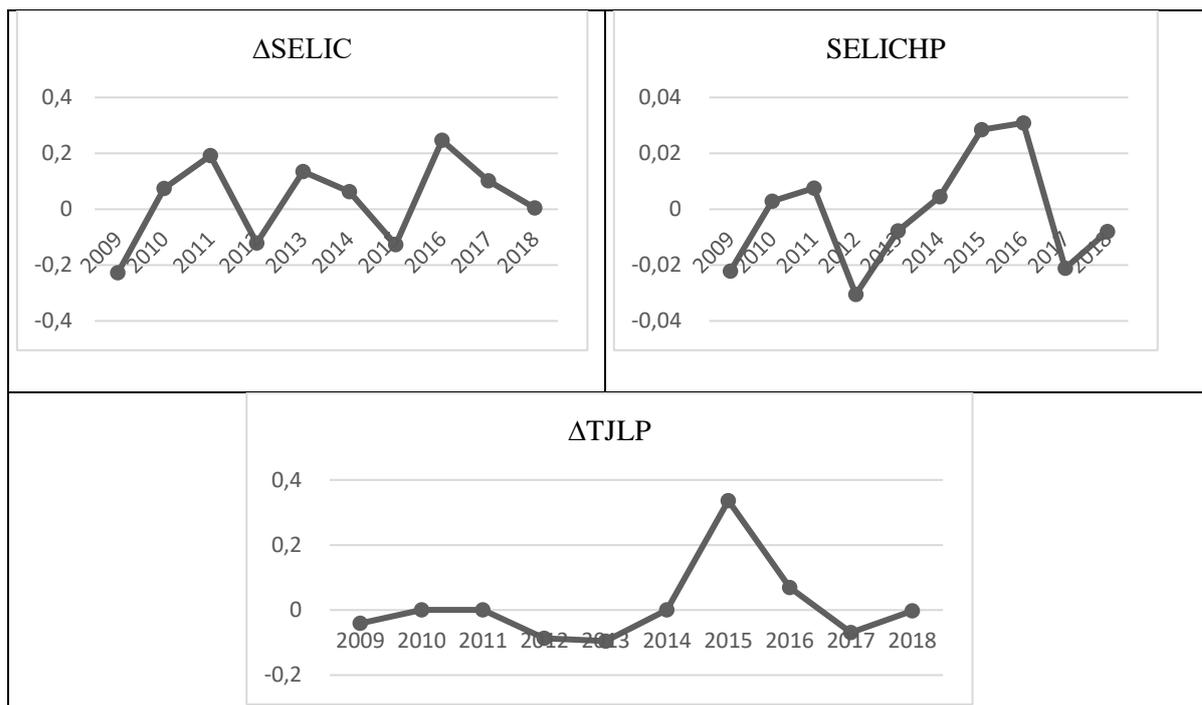


Figura 16 - Gráfico de linhas para as variáveis de interesse da pesquisa.
Fonte: Dados da pesquisa.

Conforme a Figura 16, os agregados monetários M1 e M2 apresentaram, em geral, comportamentos similares, com taxas positivas durante a janela temporal estudada, o que indica um aumento contínuo nas bases monetárias. Porém, no ano de 2015, houve uma redução no agregado monetário M1, o que coincidiu com as elevações nas variáveis SELICHP e TJLP. Ou seja, a redução no agregado monetário diminuiu a disponibilidade de recursos, o que gera aumentos nas taxas de juros. Novamente, o comportamento dessas variáveis ilustra a depressão econômica vivida no Brasil durante o período estudado.

Observam-se, de forma geral, comportamentos semelhantes para as variáveis SELIC e SELICHP. Utilizou-se o filtro Hodrick-Prescott (HP) para verificar ciclos de expansão ou contração das políticas monetárias. Assim, percebe-se que esse filtro gerou menor flutuação total para a taxa de variação dessa *proxy* quando comparada à taxa *Selic*. Na análise do comportamento da TJLP, verifica-se que não houve oscilação entre os anos de 2010 e 2011. Por outro lado, houve uma significativa oscilação entre 2014 e 2015, na qual a taxa de juros de longo prazo variou 2% de um ano para o outro.

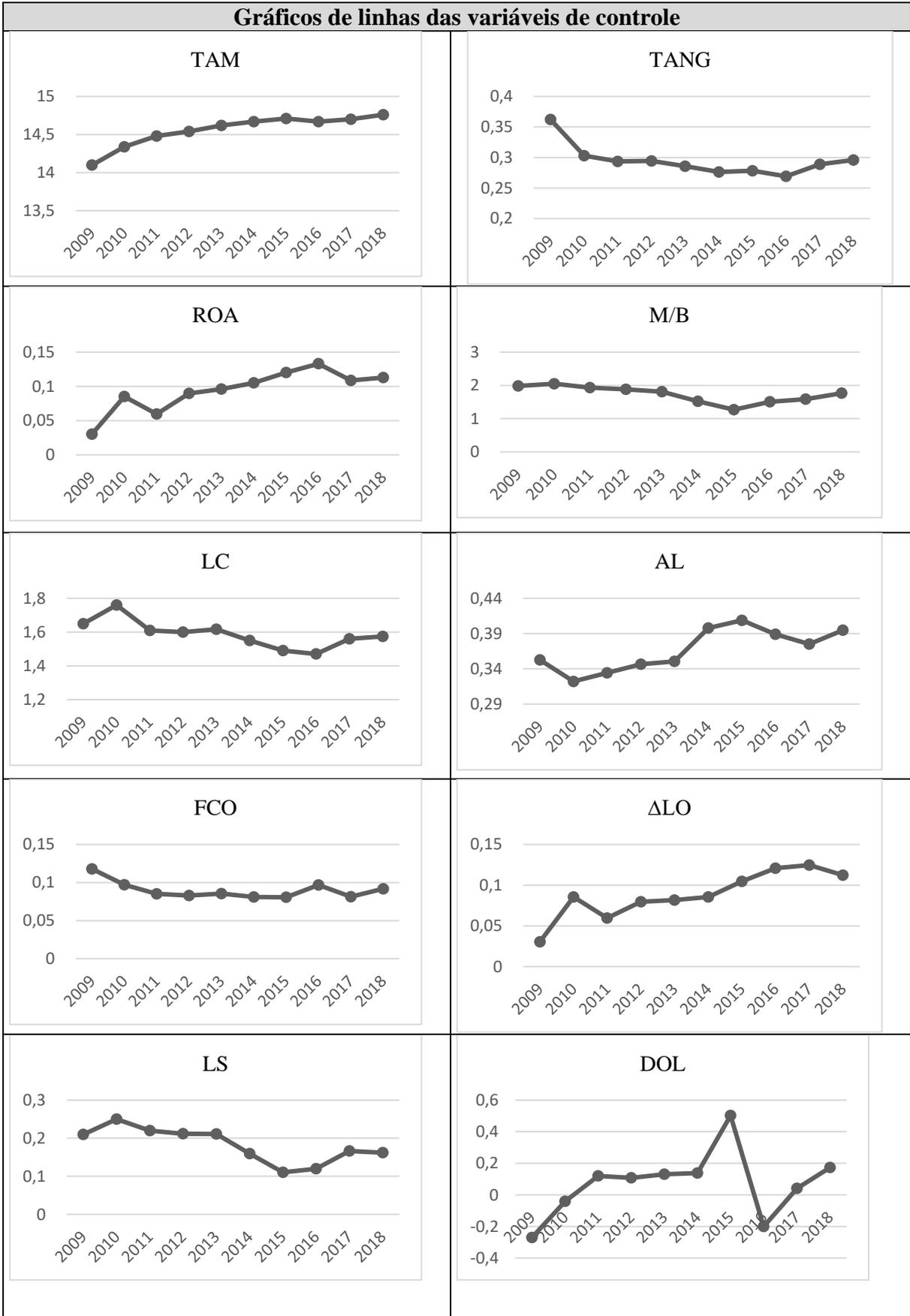


Figura 17 - Gráfico de linhas para as variáveis utilizadas como controle.
 Fonte: Dados da pesquisa.

Conforme a Figura 17, observa-se uma inclinação positiva no tamanho das firmas com o passar do tempo ($TAM = \ln$ do Ativo Total). Por outro lado, observa-se uma pequena inclinação negativa na variável TANG, mensurando a diminuição dos ativos imobilizados em relação aos ativos totais. Esse comportamento é semelhante ao apresentado pelas variáveis IP1 e IP2, uma vez que são indicadores que trabalham contas contábeis semelhantes em suas estruturas. Já as variáveis ROA e M/B apresentaram comportamentos inversos com o passar do tempo. A principal oscilação no ROA foi entre 2009 e 2010. Tal variação pode ser explicada pela crise mundial de 2009.

Deve-se notar o comportamento da variável DOL, na qual houve uma significativa taxa de crescimento entre os anos de 2014 e 2015, nos quais o câmbio em dólar variou de R\$ 2,65 para R\$ 3,98. Essa oscilação foi semelhante à ocorrida com a taxa de juros de longo prazo (TJLP) e ilustra novamente a situação econômica vivida no Brasil naquele período.

4.1.2 Estatísticas de resumo e variabilidade das variáveis estudadas

Neste tópico, as tabelas apresentam as estatísticas referentes às medidas de resumo e variabilidade das variáveis. Nas tabelas que se seguem, as estatísticas descritivas são segregadas para as variáveis utilizadas, no intuito de responder conjuntamente às hipóteses da pesquisa.

Conforme a Tabela 1 a seguir, verificam-se valores elevados do desvio padrão, o que permite inferir a acentuada variabilidade dos dados em relação ao valor médio, principalmente para as variáveis dependentes e de controle. Esse achado possivelmente está vinculado ao caráter heterogêneo da amostra, que é constituída por empresas de diferentes portes e setores. Quanto às variáveis de interesse, as maiores variações se deram nas *proxies* SELIC e TJLP.

Nesse sentido, nota-se uma diferença significativa entre as médias e as medianas, o que pode indicar a presença de valores atípicos na série de dados. Em complemento a isso, quando se observam os máximos e os mínimos, constata-se a presença de valores anormais no banco de dados, os quais podem ser derivados, em certa parte, de erros na fonte dos dados. Mesmo sendo uma base confiável e completa, a plataforma Economática® apresenta alguns dados alimentados com erros de reprodução. Há casos também, como se verifica pelo máximo da variável M/B, que ocorrem pelo cálculo do indicador. Neste caso, quando uma empresa

apresenta um pequeno valor no Patrimônio Líquido em conjunto com a presença de liquidez e valor dos seus títulos no mercado, o indicador pode sinalizar um valor anômalo.

Tabela 1 -Estatísticas descritivas das variáveis da pesquisa.

Dependentes	Máximo	Mínimo	Média	Mediana	Desvio Padrão
Δ ALC1	3,8812	-0,8113	0,0537	0,0167	0,3716
Δ ALC2	4,1522	-0,8563	0,1184	0,0160	0,5799
Δ CE	4,7717	-0,8963	0,1243	0,0025	0,6470
Δ IP	4,2702	-0,7981	0,0333	-0,0118	0,3596
Δ IP2	4,7316	-0,7873	0,0789	-0,0074	0,4924
Interesse	Máximo	Mínimo	Média	Mediana	Desvio Padrão
Δ M1	0,1323	-0,0454	0,0591	0,0586	0,0517
Δ M2	0,1888	0,0480	0,1021	0,0962	0,0434
Δ SELIC	0,3216	-0,6751	-0,0749	-0,0064	0,3154
SELICHP	0,0309	-0,0305	-0,0015	-0,0025	0,0195
Δ TJLP	0,3365	-0,0953	0,0110	0,0289	0,1183
Controle	Máximo	Mínimo	Média	Mediana	Desvio Padrão
TAM	19,6606	8,7767	14,5639	14,7711	1,9012
Δ LO	3,5830	-0,2183	0,0890	0,0069	0,3327
ROA	2,3110	-0,6854	0,1036	0,0555	0,2006
AL	3,9574	0,0035	0,3671	0,3257	0,3358
LS	4,5260	0,0014	0,1182	0,1082	0,3305
FCO	1,1775	0,0005	0,0899	0,0699	0,0960
TANG	0,9054	0,0002	0,2857	0,2513	0,2317
M/B	12,4192	0,0063	1,7359	1,1567	1,8358
LC	8,8400	0,0050	1,5922	1,3435	1,2050
Δ DOL	0,5018	-0,2701	0,0699	0,1140	0,2028

Fonte: Dados da pesquisa.

Destarte, pode-se perceber que as variáveis dependentes e de controle são heterogêneas, o que evidencia a necessidade de tratamento dos *outliers*, como descrito na metodologia. Sem tal tratamento, tais observações atípicas podem comprometer os resultados dos modelos econométricos estimados para responder aos objetivos propostos.

4.2 Detecção dos *outliers*.

Pela análise descritiva dos dados, houve a sinalização da existência de *outliers* nas variáveis. Assim, na Figura 18, são apresentados os gráficos *boxplot* das variáveis dependentes utilizadas na pesquisa. Conforme anteriormente sinalizado, foi possível verificar a presença de *outliers* em todas as variáveis que integram esse conjunto.

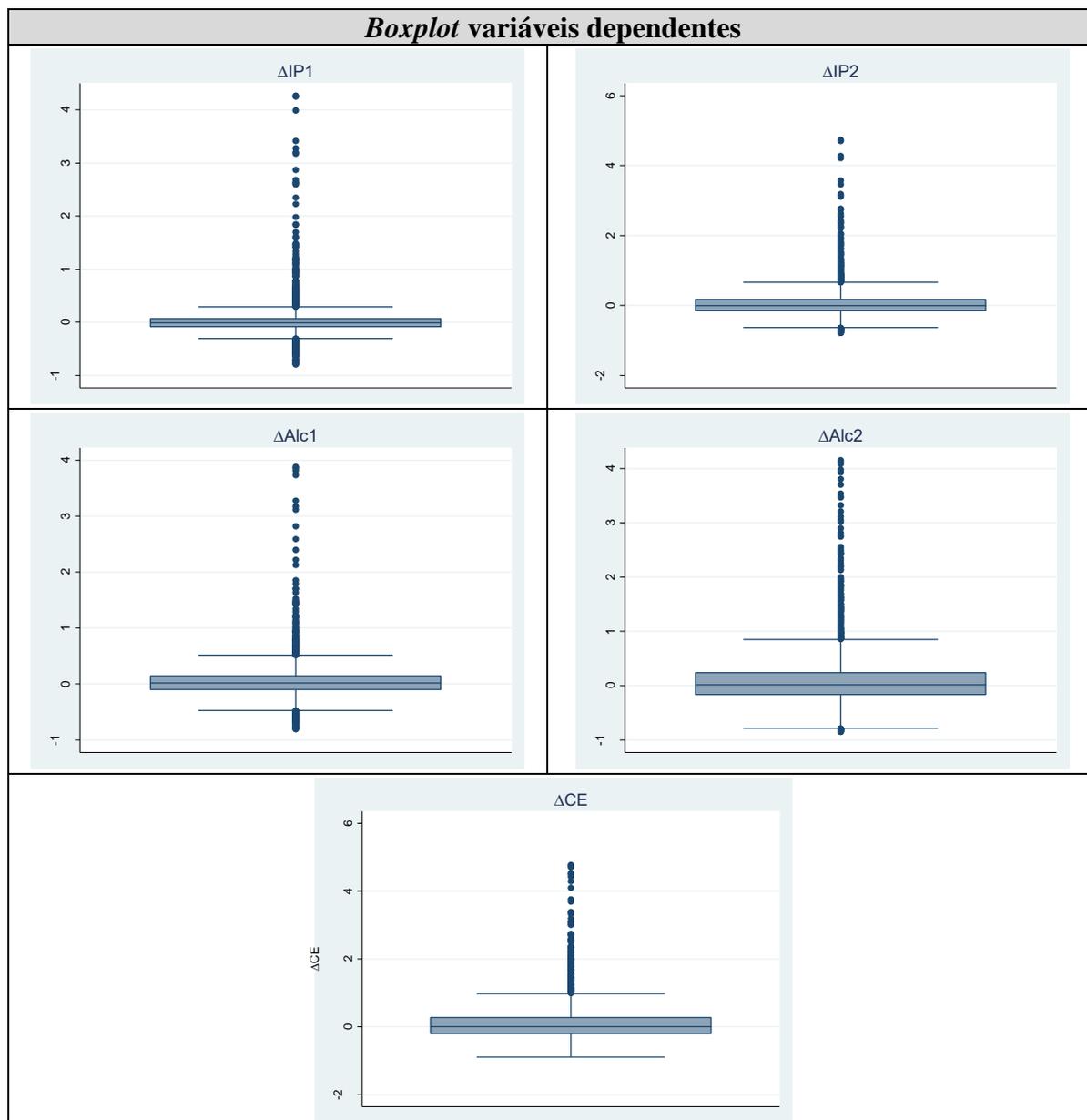
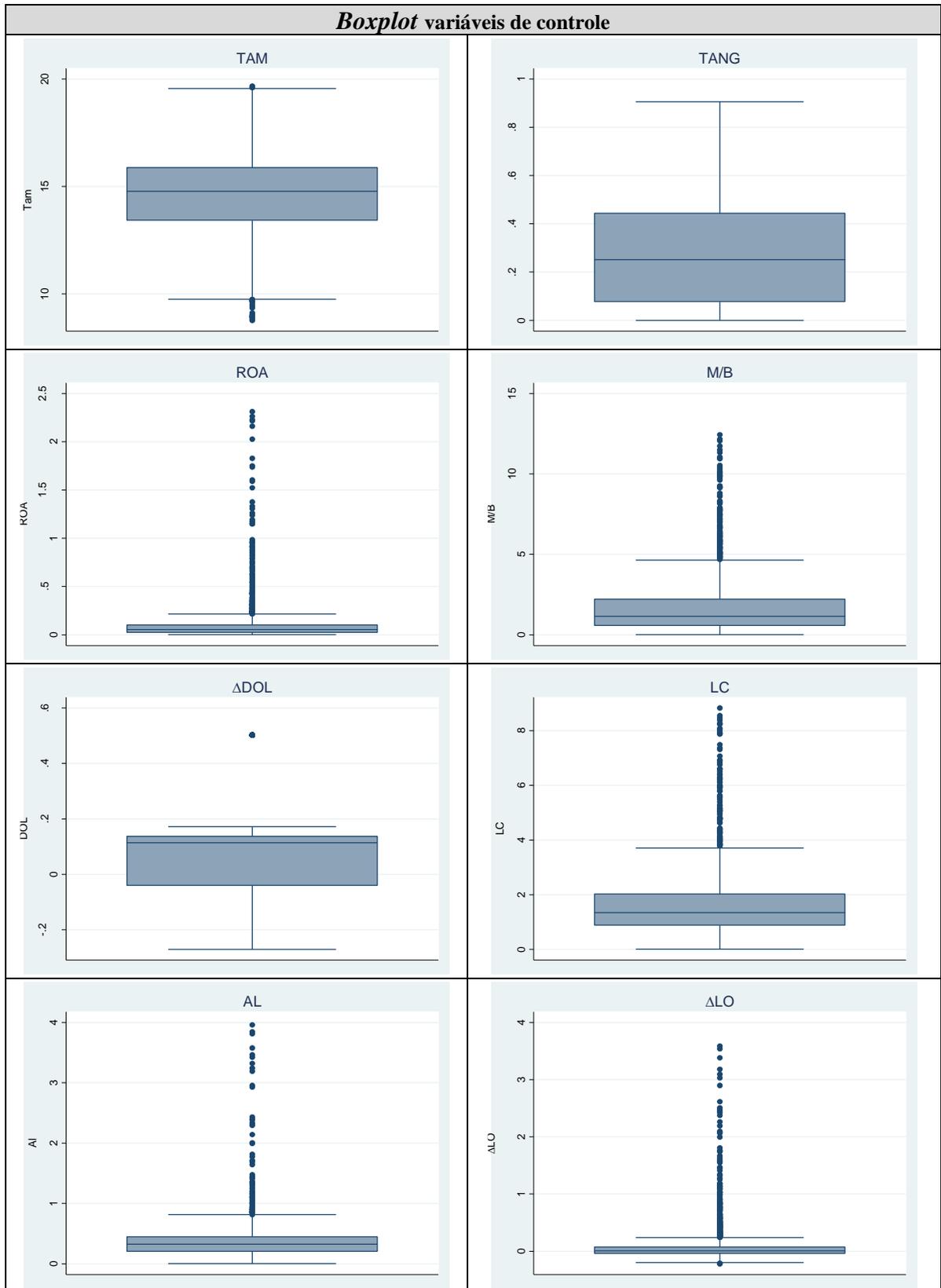


Figura 18 - Gráficos boxplot das variáveis dependentes utilizadas na pesquisa.
 Fonte: Dados da pesquisa.

Deste modo, confirmada a presença dos *outliers*, foi necessário o tratamento de tais observações por meio da *winsorização*, de modo a não comprometer os resultados dos modelos econométricos estimados. Portanto, para melhorar a análise dos dados, utilizou-se o tratamento de *outliers* para atender aos objetivos propostos de forma procedente.

Boxplot variáveis de controle



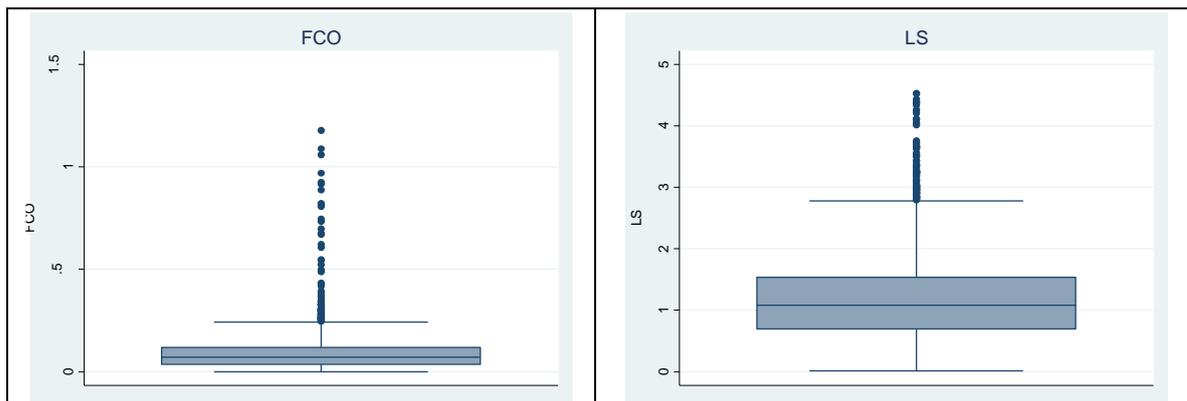


Figura 19 - Gráficos *boxplot* das variáveis de controle utilizadas na pesquisa.
Fonte: Dados da pesquisa.

A Figura 19 exibe os gráficos *boxplot* das variáveis de controle, permitindo verificar que somente a tangibilidade não evidencia a presença de *outliers*. Deste modo, a detecção das observações atípicas foi feita a partir do método *Z-score*, e seu tratamento foi realizado por meio da técnica de *winsorização* ao nível de 1%. Tal procedimento também foi realizado por Fu e Liu (2015), Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017), Yang et al. (2017), Xue et al. (2020) e Alter e Elekdag (2020).

4.3 Estimação dos parâmetros de interesse.

Neste tópico são evidenciados os modelos estimados para responder às hipóteses construídas. Por isso, são apresentadas as estatísticas de validação da abordagem GMM como primeira etapa necessária à análise dos parâmetros estimados.

4.3.1 Estatísticas de validação dos modelos

Mesmo havendo apenas dez observações temporais, optou-se por também realizar os testes de raiz unitária dos regressores que integram os modelos GMM propostos nesta pesquisa.

Pelos resultados da Tabela 2 a seguir, pode-se verificar a presença de estacionariedade para as variáveis dos modelos econométricos. Os dados dos outros testes de validação são apresentados nas tabelas de resultado de cada modelo, no tópico (4.3.2). Por meio do teste de autocorrelação de Arellano e Bond (1991), verificou-se o atendimento ao pressuposto de inexistência de

autocorrelação de segunda ordem para todas as variáveis. Em relação aos instrumentos propostos, a análise de sua viabilidade foi baseada no teste de Hansen, devido à sua maior robustez. Assim, o teste de Hansen evidenciou, para todos os modelos, a não rejeição de sua hipótese nula, assumindo-se assim a adequabilidade dos instrumentos utilizados no modelo proposto.

Tabela 2- Teste de raiz unitária de Phillips-Perron para os regressores.

Teste de raiz unitária de Phillips-Perron	
Regressores	Estatística Qui-quadrado
$\Delta M1$	18,7592***
$\Delta M2$	5,9233***
$\Delta SELIC$	33,4446***
SELICHP	15,2135***
$\Delta TJLP$	10,1565***
TANG	19,4903***
TAM	43,0035***
ΔLO	84,9040***
ROA	32,0886***
AL	15,5780***
LS	17,7171***
FCO	44,4356***
M/B	16,1108***
LC	21,1994***
ΔDOL	70,6331***

Fonte: Dados da pesquisa.

As significâncias estatísticas dos testes são representadas por meio da seguinte simbologia: *10%; **5%; ***1%.

No que tange à escolha entre as abordagens GMM em diferenças e GMM-Sistêmico, verifica-se que o teste de Dif-Hansen evidenciou, para todos os modelos propostos, a não rejeição de sua hipótese nula, assumindo-se a adequabilidade do GMM-Sistêmico como abordagem para obtenção dos parâmetros estimados. Por fim, a significância global dos modelos evidenciados nesta pesquisa é verificada por meio do teste de Wald, que aponta a rejeição de sua hipótese nula, presumindo-se a existência de significância global do modelo proposto.

Uma vez atendidos os pressupostos de ajuste da abordagem GMM, os resultados obtidos pela sua utilização podem ser analisados. A seguir, são evidenciados os resultados estatísticos obtidos por meio da aplicação do GMM aos dados da presente pesquisa.

4.3.2 - Estimação dos parâmetros para responder às hipóteses 1, 2 e 3.

Nesta etapa, os modelos apresentam como variáveis dependentes o indicador de alavancagem (ALC) e o indicador da composição do endividamento (CE).

4.3.2.1 - Estimação dos parâmetros (hipóteses 1, 2 e 3: Alavancagem 1).

A seguir, são apresentados os seis modelos estimados por meio da abordagem GMM para responder às hipóteses 1, 2 e 3 deste estudo.

Tabela 3 - Resultados para as hipóteses 1, 2 e 3: variável $\Delta ALC1$ e *proxies* $\Delta M1$ e $\Delta M2$.

<i>VARIÁVEL DEPENDENTE: ALC1</i>			
<i>GMM Sistêmico</i>		<i>GMM Sistêmico</i>	
$\Delta ALC1_{i,t-1}$	-0,0113 (0,709)	$\Delta ALC1_{i,t-1}$	-,0178 (0,464)
ΔMI	1,5023** (0,042)	$\Delta M2$	0,5064 (0,480)
<i>LOGTAM</i>	-1,5512* (0,080)	<i>LOGTAM</i>	-1,4224* (0,089)
<i>TANG</i>	-0,4648 (0,326)	<i>TANG</i>	-0,5013 (0,188)
<i>ROA</i>	-0,6021 (0,386)	<i>ROA</i>	-0,6659 (0,315)
<i>MB</i>	0,0284 (0,637)	<i>MB</i>	-0,0151 (0,813)
<i>LC</i>	0,2779** (0,049)	<i>LC</i>	0,2267* (0,088)
<i>DUMMY1</i>	-0,2630 (0,313)	<i>DUMMY1</i>	-0,2321 (0,343)
<i>DUMMY2</i>	-0,1305 (0,598)	<i>DUMMY2</i>	-0,1442 (0,429)
<i>DUMMY1I</i>	-1,4858 (0,264)	<i>DUMMY1I</i>	-0,8083 (0,504)
<i>DUMMY2I</i>	-2,2232 (0,112)	<i>DUMMY2I</i>	-0,7733 (0,543)
ΔDOL	0,3793** (0,042)	ΔDOL	0,3657 (0,125)
<i>CONSTANTE</i>	4,0623 (0,104)	<i>CONSTANTE</i>	3,8696* (0,097)
AR(1)	-1,22	AR(1)	-1,23
AR(2)	-0,34	AR(2)	-0,95
Teste de Sargan	154,23	Teste de Sargan	187,18
Teste de Hansen	202,10	Teste de Hansen	213,80
Teste de Dif. Hansen	4,37	Teste de Dif. Hansen	-0,01
Teste de Wald	31,89***	Teste de Wald	19,42*
Nº de observações	1861	Nº de observações	1861
Nº de Grupos	217	Nº de Grupos	217
Nº de Instrumentos	193	Nº de Instrumentos	229

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: AR(1) e AR(2) – verificação da existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem entre os termos de erros; testes de Sargan e Hansen verificam o pressuposto de exogeneidade dos instrumentos; Dif-Hansen – validade da abordagem GMM-Sistêmico. As significâncias estatísticas dos testes são representadas por meio da seguinte simbologia: *10%; **5%; ***1%.

Os resultados da Tabela 3 permitem verificar que a *proxy* de política monetária M1 apresenta influência positiva e significativa sobre a alavancagem das firmas da amostra (ALC1). Essa variável contribui para a teoria de *market timing*, demonstrando que as variações no agregado monetário M1 têm relação direta e positiva com a estrutura de capital das empresas, de modo que aumentos nesse agregado tendem a provocar aumentos no nível de endividamento das firmas. *Lato sensu*, esse resultado também contribui para as teorias neokeynesianas sobre a não neutralidade da moeda (Christoffel e Linzert, 2010; Christiano, Eichenbaum e Evans, 2005; Del Negro et al., 2007; Gali, 2015; Farhi e Werning, 2016; Özcan, 2020), uma vez que demonstrou os efeitos reais das políticas monetárias sobre as estruturas de capital das empresas brasileiras.

Deve-se apontar que a variável M1 não foi contemplada nos trabalhos de Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Albanez e Lima (2014), Albanez (2015), Schuh et al. (2017) e Alter e Elekdag (2020). Por isso, a inserção dessa variável nos modelos contribui para os estudos sobre as estruturas de capitais das firmas sob a ótica da teoria de *market timing*. O agregado monetário M2 não apresentou o mesmo comportamento, uma vez que seu parâmetro estimado não foi significativo. Em relação às variáveis de controle, verifica-se a presença de significância estatística para as variáveis de tamanho, liquidez e câmbio.

Pela análise da Tabela 4 a seguir, pode-se verificar a inexistência de significância estatística das *proxies* de política monetária SELIC, SELICHP e TJLP para explicar a estrutura de capital das firmas que integram o conjunto de análise. Da mesma forma, a interação das *dummies* com essas *proxies* de política monetária não apresentou qualquer tipo de impacto sobre as alavancagens das empresas. A falta de significância estatística dessas *proxies* ocorreu tanto para a taxa de curto prazo (SELIC/SELICHP) como para a de longo prazo (TJLP). Já as variáveis de controle que impactaram de forma significativa a alavancagem das empresas foram o tamanho, a liquidez e o câmbio. Convém observar, também, os testes de validação de Hansen, de modo que quando há homocedasticidade, os testes de Sargan e Hansen são coincidentes; caso contrário, o de Hansen é preferido. Conforme a Tabela 4, esse teste não foi validado no modelo com a variável SELIC.

Tabela 4 - Resultados para as hipóteses 1, 2 e 3: variável $\Delta ALC1$ e *proxies* $\Delta SELIC$, $SELICHP$ e $\Delta TJLP$.

VARIÁVEL DEPENDENTE: ALC1					
GMM Sistemico		GMM Sistemico		GMM Sistemico	
$\Delta ALC1_{i,t-1}$	-0,0119 (0,734)	$\Delta ALC1_{i,t-1}$	-0,0441** (0,038)	$\Delta ALC1_{i,t-1}$	0,0129 (0,676)
$\Delta SELIC$	0,3971 (0,500)	<i>SELICHP</i>	-7,5692 (0,230)	$\Delta TJLP$	-2,0370 (0,209)
<i>LOGTAM</i>	-1,7603** (0,039)	<i>LOGTAM</i>	-3,2062** (0,028)	<i>LOGTAM</i>	-1,5655* (0,065)
<i>TANG</i>	-0,5111 (0,282)	<i>TANG</i>	-0,6905 (0,101)	<i>TANG</i>	-0,4240 (0,356)
<i>ROA</i>	-0,7055 (0,331)	<i>ROA</i>	-0,8576 (0,443)	<i>ROA</i>	-0,5851 (0,377)
<i>MB</i>	0,0082 (0,902)	<i>MB</i>	-0,0769 (0,713)	<i>MB</i>	0,0256 (0,670)
<i>LC</i>	0,2674* (0,086)	<i>LC</i>	0,3032*** (0,003)	<i>LC</i>	0,2771** (0,042)
<i>DUMMY1</i>	-0,3687 (0,217)	<i>DUMMY1</i>	-0,4931* (0,073)	<i>DUMMY1</i>	-0,3964 (0,173)
<i>DUMMY2</i>	-0,2597 (0,319)	<i>DUMMY2</i>	-0,4055 (0,162)	<i>DUMMY2</i>	-0,2954 (0,251)
<i>DUMMY1I</i>	-0,4741 (0,425)	<i>DUMMY1I</i>	6,4549 (0,283)	<i>DUMMY1I</i>	2,0667 (0,182)
<i>DUMMY2I</i>	-0,1984 (0,757)	<i>DUMMY2I</i>	9,9103 (0,121)	<i>DUMMY2I</i>	2,2432 (0,150)
ΔDOL	0,3107 (0,202)	ΔDOL	0,3858 (0,117)	ΔDOL	0,5155* (0,061)
CONSTANTE	4,7746** (0,050)	CONSTANTE	8,7550** (0,039)	CONSTANTE	4,2002* (0,085)
AR(1)	-1,23	AR(1)	-1,23	AR(1)	-1,22
AR(2)	-0,67	AR(2)	-0,96	AR(2)	-0,05
Teste de Sargan	147,45	Teste de Sargan	1723,5***	Teste de Sargan	150,31
Teste de Hansen	193,18**	Teste de Hansen	212,60	Teste de Hansen	202,97
Teste de Dif. Hansen	3,31	Teste de Dif. Hansen	-0,69	Teste de Dif. Hansen	3,2
Teste de Wald	23,69**	Teste de Wald	20,33*	Teste de Wald	35,81***
Nº de observações	1861	Nº de observações	1861	Nº de observações	1861
Nº de Grupos	217	Nº de Grupos	217	Nº de Grupos	217
Nº de Instrumentos	169	Nº de Instrumentos	297	Nº de Instrumentos	193

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: AR(1) e AR(2) – verificação da existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem entre os termos de erros; testes de Sargan e Hansen verificam o pressuposto de exogeneidade dos instrumentos; Dif-Hansen – validade da abordagem GMM-Sistemico. As significâncias estatísticas dos testes são representadas por meio da seguinte simbologia: *10%; **5%; ***1%.

4.3.2.2 - Estimação dos parâmetros (hipóteses 1, 2 e 3: Alavancagem 2).

A seguir, são apresentados os seis modelos estimados por meio da abordagem GMM para responder às hipóteses 1, 2 e 3 deste estudo.

Tabela 5 - Resultados para as hipóteses 1, 2 e 3: variável $\Delta ALC2$ e *proxies* $\Delta M1$ e $\Delta M2$.

VARIÁVEL DEPENDENTE: ALC2			
GMM Sistemico		GMM Sistemico	
$\Delta ALC2_{i,t-1}$	-0,1553* (0,0760)	$\Delta ALC2_{i,t-1}$	-0,0199 (0,308)
$\Delta M1$	1,3317* (0,0990)	$\Delta M2$	-1,6025 (0,165)
<i>LOGTAM</i>	-1.9058* (0,076)	<i>LOGTAM</i>	-1,8789** (0,0160)
<i>TANG</i>	0,1328 (0,689)	<i>TANG</i>	0,0607 (0,889)
<i>ROA</i>	-1,0751* (0,0940)	<i>ROA</i>	-0,5362 (0,228)
<i>MB</i>	0,0407 (0,677)	<i>MB</i>	0,1065 (0,210)
<i>LC</i>	0,3299** (0,0270)	<i>LC</i>	0,3010* (0,095)
<i>DUMMY1</i>	-0,1566 (0,4210)	<i>DUMMY1</i>	-0,4118** (0,025)
<i>DUMMY2</i>	-0,0137 (0,948)	<i>DUMMY2</i>	-0,4638*** (0,002)
<i>DUMMY1I</i>	-0,4498 (0,762)	<i>DUMMY1I</i>	1,7279 (0,183)
<i>DUMMY2I</i>	-1,7613 (0,283)	<i>DUMMY2I</i>	2,7178** (0,018)
ΔDOL	0,3266* (0,066)	ΔDOL	0,1805 (0,273)
<i>CONSTANTE</i>	4,9366* (0,079)	<i>CONSTANTE</i>	4,8923** (0,018)
AR(1)	-2,39**	AR(1)	-3,07***
AR(2)	-1,64	AR(2)	-1,25
Teste de Sargan	353,67***	Teste de Sargan	210,49***
Teste de Hansen	168,64	Teste de Hansen	108,16
Teste de Dif. Hansen	4,33	Teste de Dif. Hansen	1,46
Teste de Wald	21,59**	Teste de Wald	36,77***
Nº de observações	1839	Nº de observações	1839
Nº de Grupos	217	Nº de Grupos	217
Nº de Instrumentos	169	Nº de Instrumentos	117

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: AR(1) e AR(2) – verificação da existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem entre os termos de erros; testes de Sargan e Hansen verificam o pressuposto de exogeneidade dos instrumentos; Dif-Hansen – validade da abordagem GMM-Sistemico. As significâncias estatísticas dos testes são representadas por meio da seguinte simbologia: *10%; **5%; ***1%.

Conforme os resultados apresentados na Tabela 5, pode-se observar novamente que a *proxy* de política monetária M1 apresenta influência positiva e significativa sobre a alavancagem das firmas da amostra (ALC2), o que corrobora a robustez dessa *proxy*. Isso demonstra que as variações no agregado monetário M1 têm relação direta e positiva com a estrutura de capital das empresas (relação entre as dívidas e o patrimônio líquido), de modo que aumentos nesse agregado tendem a provocar aumento no nível de endividamento das firmas.

Esse resultado contribui novamente para as teorias nekeynesianas sobre a não neutralidade da moeda (Christoffel e Linzert, 2010; Christiano, Eichenbaum e Evans, 2005; Del Negro et al., 2007; Gali, 2015; Farhi e Werning, 2016; Özcan, 2020) e também para a teoria de *market timing* (Baker e Wurgler, 2002; Huang e Ritter, 2009; Albanez e Lima, 2014; Albanez, 2015; Schuh et al., 2017; Alter e Elekdag, 2020).

Quanto às variáveis *dummies* propostas para verificar os efeitos das políticas monetárias sobre o endividamento em diferentes setores, observa-se que ambas as variáveis – DUMMY1 (bens de consumo) e DUMMY2 (bens de capital) – apresentam influência negativa sobre a alavancagem, ou seja, verifica-se que as empresas inseridas nesses setores possuem uma tendência a exibir menores índices de alavancagem comparativamente ao restante da amostra. Logo, como o restante da amostra é constituído por firmas de utilidade pública, tem-se a indicação de que esse setor detém os maiores endividamentos para a amostra analisada.

Assim, observa-se que as empresas de utilidade pública (constituído principalmente pelo setor elétrico) demandam uma maior quantidade de recursos quando se estudam os efeitos das políticas monetárias sobre as estruturas de capital das firmas brasileiras. Isso pode evidenciar a relevância desse setor quando se realizam as políticas monetárias no Brasil. Esse resultado, que evidencia as diferenças de estrutura de capital a depender do setor, soma-se aos resultados apresentados por Frank e Goyal (2009), Simerly e Li (2000), Eriotis et al. (2011), Akhtar (2014), Serrasqueiro (2011), Javed e Imad (2012) e Schuh et al. (2017).

Em complemento a isso, a interação entre a *dummy* representativa do setor de bens de capital (DUMMY2) e a *proxy* de política monetária M2 apontou influência positiva e significativa sobre a alavancagem das empresas que integram esse setor na amostra estudada. Tal achado permite inferir que a *proxy* de política monetária M2 impacta significativamente a alavancagem das empresas do referido setor. Não obstante, a interação entre a *dummy* representativa do setor de bens de consumo (DUMMY1) e a *proxy* de política monetária M2 não apresentou significância estatística.

Esse resultado contribui empiricamente para a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca (Mises, 1998; Hayek, 2008; Garrison, 2001; Soto, 2009), uma vez que permite inferir que as firmas de bens de última ordem (bens de capital), por possuírem estrutura produtiva decorrente de investimentos com maior prazo de realização, são influenciadas pelas políticas monetárias

de forma distinta das firmas de primeira ordem (bens de consumo). Já em relação às variáveis de controle, verifica-se que apenas as variáveis tangibilidade e *market-to-book* apresentaram parâmetros significativos.

Tabela 6 - Resultados para as hipóteses 1, 2 e 3: variável $\Delta ALC2$ e *proxies* $\Delta SELIC$, $SELICHP$ e $\Delta TJLP$.

VARIÁVEL DEPENDENTE: ALC2					
GMM Sistêmico		GMM Sistêmico		GMM Sistêmico	
$\Delta ALC2_{i,t-1}$	-0,0194 (0,324)	$\Delta ALC2_{i,t-1}$	-0,0196 (0,333)	$\Delta ALC2_{i,t-1}$	-0,0209 (0,324)
$\Delta SELIC$	-0,2312 (0,225)	$SELICHP$	-3,8933** (0,029)	$\Delta TJLP$	-0,9512*** (0,000)
$LOGTAM$	-2,1920* (0,011)	$LOGTAM$	-2,0490*** (0,007)	$LOGTAM$	-2,0304*** (0,008)
$TANG$	0,3024 (0,462)	$TANG$	0,2191 (0,566)	$TANG$	0,2315 (0,565)
ROA	-0,6566 (0,146)	ROA	-0,5977 (0,154)	ROA	-0,5837 (0,151)
MB	0,1116 (0,222)	MB	0,0948 (0,243)	MB	0,0945 (0,250)
LC	0,3222* (0,079)	LC	0,3167* (0,069)	LC	0,3215* (0,070)
$DUMMY1$	-0,2891* (0,064)	$DUMMY1$	-0,2804** (0,040)	$DUMMY1$	-0,2843* (0,071)
$DUMMY2$	-0,2399* (0,078)	$DUMMY2$	-0,2441* (0,053)	$DUMMY2$	-0,2618** (0,050)
$DUMMY1I$	0,1188 (0,669)	$DUMMY1I$	2,6531 (0,442)	$DUMMY1I$	0,8697* (0,097)
$DUMMY2I$	0,2854 (0,188)	$DUMMY2I$	2,8468 (0,323)	$DUMMY2I$	0,8976* (0,082)
ΔDOL	0,2440 (0,129)	ΔDOL	0,1864 (0,254)	ΔDOL	0,2835** (0,019)
$CONSTANTE$	4,4867** (0,013)	$CONSTANTE$	5,1594*** (0,009)	$CONSTANTE$	5,1092*** (0,010)
AR(1)	-3,08***	AR(1)	-3,07***	AR(1)	-3,07***
AR(2)	-1,30	AR(2)	-1,23	AR(2)	-1,21
Teste de Sargan	207,60***	Teste de Sargan	209,72***	Teste de Sargan	210,40***
Teste de Hansen	113,40	Teste de Hansen	109,04	Teste de Hansen	105,33
Teste de Dif. Hansen	7,04	Teste de Dif. Hansen	2,18	Teste de Dif. Hansen	0,73
Teste de Wald	20,19*	Teste de Wald	25,36**	Teste de Wald	48,89***
Nº de observações	1839	Nº de observações	1839	Nº de observações	1839
Nº de Grupos	217	Nº de Grupos	217	Nº de Grupos	217
Nº de Instrumentos	117	Nº de Instrumentos	117	Nº de Instrumentos	117

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: AR(1) e AR(2) – verificação da existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem entre os termos de erros; testes de Sargan e Hansen verificam o pressuposto de exogeneidade dos instrumentos; Dif-Hansen – validade da abordagem GMM-Sistêmico. As significâncias estatísticas dos testes são representadas por meio da seguinte simbologia: *10%; **5%; ***1%.

Os resultados apresentados na Tabela 6 permitem verificar que as variáveis de política monetária $SELICHP$ e $TJLP$ apresentam influência negativa e significativa sobre a alavancagem das firmas da amostra ($ALC2$), de modo que reduções nas taxas de juros geram aumentos nos níveis de endividamento. Essas *proxies* contribuem para a teoria *market timing*,

demonstrando que as variações nas taxas de juros de curto e de longo prazo têm relação direta e negativa com a estrutura de capital das empresas, de modo que diminuições nessas taxas tendem a provocar aumentos no nível de endividamento das firmas. Desta forma, pode-se inferir que esse resultado também contribui para as teorias neokeynesianas a respeito da não neutralidade da moeda (Christoffel e Linzert, 2010; Christiano, Eichenbaum e Evans, 2005; Del Negro et al., 2007; Gali, 2015; Farhi e Werning, 2016; Özcan, 2020), uma vez que demonstrou os efeitos reais das políticas monetárias sobre as estruturas de capital do agregado das firmas da amostra.

É importante observar que as *proxies* SELICHP e TJLP não foram contempladas nos trabalhos de Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Albanez e Lima (2014), Albanez (2015), Schuh et al. (2017) e Alter e Elekdag (2020). Por isso, sob a ótica da teoria de *market timing*, a inserção dessas variáveis nos modelos contribui para os estudos sobre as estruturas de capitais das firmas. A variável SELIC não apresentou o mesmo comportamento, uma vez que seu parâmetro estimado não foi significativo.

A interação entre as *dummies* representativas dos setores e a taxa de juros de longo prazo (TJLP) apontou influência significativa sobre a alavancagem das empresas que integram a amostra estudada. Esse resultado contribui empiricamente para a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca (Mises, 1998; Hayek, 2008; Garrison, 2001; Soto, 2009), uma vez que permite inferir que essa *proxy* de política monetária impacta a alavancagem das empresas de formas distintas, a depender do setor em que se encontram.

E, novamente, as *dummies* referentes aos setores de bens de consumo e capital apresentaram influência de forma negativa e significativa sobre a alavancagem, demonstrando o maior endividamento do setor de utilidade pública. Já as variáveis de controle que impactaram de forma significativa a alavancagem das empresas foram as de tamanho, liquidez e câmbio.

4.3.2.3 - Estimação dos parâmetros (hipóteses 1, 2 e 3: Composição do Endividamento)

A seguir, são apresentados os seis modelos estimados por meio da abordagem GMM para responder às hipóteses 1, 2 e 3 deste estudo a respeito da composição do endividamento (CE).

Conforme descreve a escola austríaca, as políticas monetárias tendem a influenciar os projetos de longo prazo de forma mais acentuada do que os de curto prazo, uma vez que variações nas taxas de juros exercem mais poder de desconto em fluxos de caixa com maior série temporal (Mises, 1998; Hayek, 2008; Garrison, 2001). Por isso, outra variável analisada é a composição do endividamento (CE), pois esta mensura a proporção de dívidas de curto e longo prazo.

Tabela 7 -Resultados para as hipóteses 1, 2 e 3: variável ΔCE e *proxies* $\Delta M1$ e $\Delta M2$.

<i>VARIÁVEL DEPENDENTE: CE</i>			
<i>GMM Sistêmico</i>		<i>GMM Sistêmico</i>	
$\Delta CE_{i,t-1}$	-0,0564*** (0,000)	$\Delta CE_{i,t-1}$	-0,0097*** (0,000)
$\Delta M1$	-31,4615 (0,170)	$\Delta M2$	-14,307 (0,151)
<i>LOGTAM</i>	-9,9166 (0,127)	<i>LOGTAM</i>	-3,9556* (0,079)
<i>TANG</i>	-1,4097 (0,438)	<i>TANG</i>	-4,0935 (0,151)
<i>ROA</i>	8,0536 (0,317)	<i>ROA</i>	11,816 (0,143)
<i>MB</i>	0,0094 (0,992)	<i>MB</i>	0,2653 (0,758)
<i>LC</i>	0,9701* (0,089)	<i>LC</i>	1,1304** (0,039)
<i>DUMMY1</i>	-0,4636 (0,877)	<i>DUMMY1</i>	-9,635 (0,173)
<i>DUMMY2</i>	-3,5252* (0,097)	<i>DUMMY2</i>	-1,909 (0,304)
<i>DUMMY1I</i>	4,9835 (0,894)	<i>DUMMY1I</i>	94,818 (0,241)
<i>DUMMY2I</i>	35,600 (0,213)	<i>DUMMY2I</i>	10,319 (0,495)
ΔDOL	-0,6195 (0,780)	ΔDOL	2,1451 (0,230)
<i>CONSTANTE</i>	27,865 (0,109)	<i>CONSTANTE</i>	11,042** (0,041)
AR(1)	-1,06	AR(1)	-1,06
AR(2)	-0,91	AR(2)	1,35
Teste de Sargan	124,65	Teste de Sargan	161,41
Teste de Hansen	210,96	Teste de Hansen	208,11
Teste de Dif. Hansen	4,06	Teste de Dif. Hansen	-1,66
Teste de Wald	46,97***	Teste de Wald	62,46***
Nº de observações	1827	Nº de observações	1827
Nº de Grupos	216	Nº de Grupos	216
Nº de Instrumentos	223	Nº de Instrumentos	285

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: AR(1) e AR(2) – verificação da existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem entre os termos de erros; testes de Sargan e Hansen verificam o pressuposto de exogeneidade dos instrumentos; Dif-Hansen – validade da abordagem GMM-Sistêmico. As significâncias estatísticas dos testes são representadas por meio da seguinte simbologia: *10%; **5%; ***1%.

A partir dos resultados apresentados na Tabela 7, pode-se perceber a significância estatística da variável defasada dependente CE. Esse achado confirma o caráter dinâmico dessa variável e

aponta para a necessidade da abordagem de painel dinâmico para tratamento dos dados analisados. Já as *proxies* de interesse da política monetária M1 e M2 não apresentaram influência significativa sobre CE.

Já a variável *dummy* referente ao setor de bens de capital impactou de forma negativa e significativa a variável CE. Esse achado permite dizer que as empresas inseridas em tal setor tendem a apresentar menores valores de CE comparativamente aos demais setores amostrados. Portanto, o setor de utilidade pública, além um maior nível de alavancagem (como demonstrado nos modelos com a variável dependente ALC), possuem também maior nível de endividamento de curto prazo.

Desta forma, infere-se que as firmas de utilidade pública demandam uma maior quantidade de recursos frente aos outros setores. Esse resultado, que evidencia as diferenças de estrutura de capital a depender do setor, soma-se aos resultados apresentados por Eriotis et al. (2011), Serrasqueiro (2011), Javed e Imad (2012) e Akhtar (2014). Por outro lado, a interação das *dummies* setoriais com as *proxies* de política monetária M1 e M2 não impactou a variável CE. Já em relação às variáveis de controle, verifica-se que as *proxies* de tamanho e de liquidez impactaram de forma significativa a variável dependente CE.

Os resultados apresentados na Tabela 8, a seguir, permitem verificar, de forma análoga aos modelos anteriormente descritos, a viabilidade do painel dinâmico para o tratamento dos dados analisados, uma vez que se observa a presença da significância estatística na defasagem do indicador da composição do endividamento (CE). Tal resultado foi obtido em ambos os modelos com a presença das variáveis de interesse SELIC, SELICHP e TJLP. Por outro lado, não se observaram parâmetros significativos para as *proxies* de interesses e suas *dummies* interativas.

Nos modelos em que SELIC e SELICHP são variáveis de interesse, verifica-se novamente a significância da DUMMY2 (bens de capital). Esse resultado demonstra uma diferença significativa na composição do endividamento das firmas, a depender do setor. Sobre as variáveis de controle, observa-se que apenas a *proxy* de liquidez impactou a composição do endividamento de forma significativa.

Tabela 8 - Resultados para as hipóteses 1, 2 e 3: variável ΔCE e *proxies* $\Delta SELIC$, $SELICHP$ e $\Delta TJLP$.

VARIÁVEL DEPENDENTE: CE					
GMM Sistêmico		GMM Sistêmico		GMM Sistêmico	
$\Delta CE_{i,t-1}$	-0,011*** (0,000)	$\Delta CE_{i,t-1}$	-0,010*** (0,001)	$\Delta CE_{i,t-1}$	-0,0733** (0,000)
$\Delta SELIC$	1,9765 (0,212)	<i>SELICHP</i>	52,085 (0,271)	$\Delta TJLP$	12,8576 (0,305)
<i>LOGTAM</i>	-5,3824 (0,124)	<i>LOGTAM</i>	-5,816 (0,106)	<i>LOGTAM</i>	-10,8572 (0,154)
<i>TANG</i>	-4,186 (0,125)	<i>TANG</i>	-4,1259 (0,137)	<i>TANG</i>	-1,1884 (0,710)
<i>ROA</i>	12,363 (0,134)	<i>ROA</i>	12,615 (0,131)	<i>ROA</i>	9,2880 (0,348)
<i>MB</i>	0,6267 (0,590)	<i>MB</i>	0,7471 (0,547)	<i>MB</i>	-0,3199 (0,731)
<i>LC</i>	1,2312** (0,032)	<i>LC</i>	1,2682** (0,029)	<i>LC</i>	0,9337 (0,152)
<i>DUMMY1</i>	-0,0691 (0,956)	<i>DUMMY1</i>	-0,1051 (0,926)	<i>DUMMY1</i>	0,1087 (0,930)
<i>DUMMY2</i>	-1,0608** (0,018)	<i>DUMMY2</i>	-1,058*** (0,006)	<i>DUMMY2</i>	-1,4611 (0,131)
<i>DUMMY1I</i>	-0,9424 (0,645)	<i>DUMMY1I</i>	-15,898 (0,819)	<i>DUMMY1I</i>	-17,3513 (0,241)
<i>DUMMY2I</i>	-1,562 (0,274)	<i>DUMMY2I</i>	-49,927 (0,321)	<i>DUMMY2I</i>	-14,6891 (0,295)
ΔDOL	1,6570 (0,298)	ΔDOL	1,8708 (0,261)	ΔDOL	1,5414 (0,295)
<i>CONSTANTE</i>	13,017 (0,104)	<i>CONSTANTE</i>	13,868* (0,091)	<i>CONSTANTE</i>	26,8792 (0,149)
<i>AR(1)</i>	-1,06	<i>AR(1)</i>	-1,06	<i>AR(1)</i>	-1,05
<i>AR(2)</i>	1,4	<i>AR(2)</i>	1,41	<i>AR(2)</i>	-0,93
Teste de Sargan	169,04	Teste de Sargan	168,67	Teste de Sargan	124,14
Teste de Hansen	211,52	Teste de Hansen	213,71	Teste de Hansen	200
Teste de Dif. Hansen	2,61	Teste de Dif. Hansen	1,03	Teste de Dif. Hansen	1,98
Teste de Wald	79,40***	Teste de Wald	78,16***	Teste de Wald	69,37***
Nº de observações	1827	Nº de observações	1827	Nº de observações	1827
Nº de Grupos	216	Nº de Grupos	216	Nº de Grupos	216
Nº de Instrumentos	285	Nº de Instrumentos	285	Nº de Instrumentos	193

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: AR(1) e AR(2) – verificação da existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem entre os termos de erros; testes de Sargan e Hansen verificam o pressuposto de exogeneidade dos instrumentos; Dif-Hansen – validade da abordagem GMM-Sistêmico. As significâncias estatísticas dos testes são representadas por meio da seguinte simbologia: *10%; **5%; ***1%.

4.3.2.4 – Síntese das respostas observadas às hipóteses 1, 2 e 3.

De acordo com os modelos neokeynesianos de rigidez de preços, as políticas monetárias influenciam a estrutura de capital do agregado das empresas de uma economia. Nesse sentido, a primeira hipótese a ser respondida por esta pesquisa foi:

- 1- H_0 : As políticas monetárias são relevantes para explicar a alavancagem do agregado das firmas brasileiras listadas na B3.

Com base nos resultados apresentados, pode-se perceber a relevância estatística das *proxies* M1 (agregado monetário 1), SELICHP (taxa Selic filtrada) e TJLP (taxa de juros de longo prazo) para a explicação do nível de endividamento (ALC1 e ALC2) das firmas da amostra.

Deste modo, contribuindo empiricamente para as teorias apresentadas por Christoffel e Linzert (2010), Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), Del Negro et al. (2007), Gali (2015), Farhi e Werning (2016) e Özcan (2020), não se rejeita a hipótese 1 desta tese, evidenciando-se assim a não neutralidade da moeda sobre a alavancagem das firmas da amostra.

Para a teoria austríaca dos ciclos econômicos, as políticas monetárias tendem a influenciar os projetos de longo prazo de forma mais acentuada do que os de curto prazo, uma vez que variações nas taxas de juros exercem maior poder de desconto em fluxos de caixa com maior horizonte temporal. Assim, a segunda hipótese a ser respondida por esta pesquisa foi:

- 2- H_0 : As políticas monetárias têm maior influência sobre os endividamentos de longo prazo do que sobre os endividamentos de curto prazo das empresas.

Conforme os resultados apresentados, nota-se que nenhuma das *proxies* criadas para representar as políticas monetárias (M1, M2, SELIC, SELICHP e TJLP) apresentou parâmetros significativos nos modelos estimados para explicar a composição do endividamento (CE) das empresas da amostra.

Deste modo, tal resultado pode contribuir empiricamente para as teorias apresentadas por Lucas (1972), Barro e Gordon (1983) e Friedman (1989), rejeitando-se a hipótese 2 desta pesquisa.

Isso aponta que as políticas monetárias no período estudado não impactaram a proporção de curto e longo prazo do endividamento, o que sugere a neutralidade da moeda sobre a composição do endividamento das firmas da amostra.

Segundo os economistas austríacos, as políticas monetárias exercem influências distintas nas empresas, a depender do seu setor na cadeia produtiva. Com base nisso, a terceira hipótese a ser respondida por esta pesquisa foi:

- 3- H_0 : As políticas monetárias impactam mais o endividamento das firmas, a depender do setor de produção.

Conforme os resultados apresentados, observou-se a relevância estatística das *dummies* setoriais (bens de consumo e bens de capital), em interação com as variáveis M2 e TJLP, para a explicação do nível de alavancagem das firmas (ALC2).

Portanto, como contribuição empírica para a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca, não se rejeitou a hipótese 3 desta tese, o que demonstra que as políticas monetárias tendem a influenciar o endividamento das firmas de formas distintas, a depender de seu setor na cadeia produtiva.

4.3.3 - Estimação dos parâmetros para responder às hipóteses 4, 5 e 6.

4.3.3.1 – Estimação dos parâmetros (hipóteses 4, 5 e 6: Investimento Produtivo 1)

A seguir são apresentados os seis modelos estimados por meio da abordagem GMM para testar as hipóteses 4, 5 e 6 sobre o nível do Investimento Produtivo 1 (IP1).

Tabela 9 - Resultados para as hipóteses 4, 5 e 6: variável $\Delta IP1$ e *proxies* $\Delta M1$ e $\Delta M2$.

<i>VARIÁVEL DEPENDENTE: IP1</i>			
<i>GMM Sistêmico</i>		<i>GMM Sistêmico</i>	
$\Delta IP1_{i,t-1}$	-0,0416*** (0,004)	$\Delta IP1_{i,t-1}$	-0,0486*** (0,001)
$\Delta M1$	0,7146* (0,092)	$\Delta M2$	-0,2159 (0,715)
<i>LOGTAM</i>	0,4530** (0,048)	<i>LOGTAM</i>	0,4825** (0,042)
ΔLO	-0,0028 (0,551)	ΔLO	-0,0031 (0,467)
<i>ROA</i>	0,2653* (0,056)	<i>ROA</i>	0,2426* (0,081)
<i>MB</i>	0,0131 (0,146)	<i>MB</i>	0,0171* (0,073)
<i>AL</i>	-0,0462 (0,417)	<i>AL</i>	-0,0308 (0,591)
<i>LS</i>	0,00001 (0,757)	<i>LS</i>	0,0000 (0,987)
<i>FCO</i>	-0,8031*** (0,019)	<i>FCO</i>	-0,7301** (0,024)
<i>DUMMY1</i>	0,0345 (0,373)	<i>DUMMY1</i>	-0,0541 (0,447)
<i>DUMMY2</i>	0,0341 (0,431)	<i>DUMMY2</i>	-0,0420 (0,583)
<i>DUMMY1I</i>	-0,1664 (0,716)	<i>DUMMY1I</i>	0,8079 (0,209)
<i>DUMMY2I</i>	0,0236 (0,965)	<i>DUMMY2I</i>	0,8153 (0,249)
ΔDOL	0,1444*** (0,006)	ΔDOL	0,0381 0,265
<i>CONSTANTE</i>	-1,2374** (0,045)	<i>CONSTANTE</i>	-1,2520** (0,047)
AR(1)	-4,40***	AR(1)	-4,36***
AR(2)	-1,82*	AR(2)	-1,87*
Teste de Sargan	609,23***	Teste de Sargan	651,81***
Teste de Hansen	193,28	Teste de Hansen	190,03
Teste de Dif. Hansen	7,16	Teste de Dif. Hansen	1,58
Teste de Wald	30,26***	Teste de Wald	33,72**
Nº de observações	1653	Nº de observações	1653
Nº de Grupos	202	Nº de Grupos	202
Nº de Instrumentos	349	Nº de Instrumentos	365

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: AR(1) e AR(2) – verificação da existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem entre os termos de erros (considerou-se 5% de significância estatística para a validade dos modelos); testes de Sargan e Hansen verificam o pressuposto de exogeneidade dos instrumentos; Dif-Hansen – validade da abordagem GMM-Sistêmico. As significâncias estatísticas dos testes são representadas por meio da seguinte simbologia: *10%; **5%; ***1%.

Por meio dos resultados apresentados na Tabela 9, pode-se verificar a significância da defasagem da variável IP1, o que evidencia a importância da utilização do painel dinâmico para tratamento dos dados que integram a amostra deste estudo. Já a *proxy* de política monetária M2 não evidenciou significância estatística no modelo estimado. A ausência de significância é também observada em relação às variáveis *dummies* referentes aos setores de bens de consumo e de capital em suas interações com as *proxies* de política monetária M1 e M2.

Não obstante, a *proxy* de política monetária M1 apresentou parâmetro positivo e significativo, podendo-se inferir que aumentos nesse agregado monetário geram aumentos nos níveis de investimento produtivo das empresas que compõem a amostra. Deve-se apontar que esse resultado é consistente com as respostas apresentadas quando da análise dos níveis de alavancagem das firmas (ALC1 e ALC2), concedendo maior robustez a esse agregado monetário. Esses resultados também são análogos aos apresentados por Fu e Liu (2015) e Yang et al. (2017), trabalhos nos quais esse agregado monetário se mostra relevante para a explicação dos investimentos produtivos das firmas no mercado chinês.

Desta forma, tais resultados contribuem para as teorias neokeynesianas sobre a não neutralidade da moeda (Christoffel e Linzert, 2010; Christiano, Eichenbaum e Evans, 2005; Del Negro et al., 2007; Gali, 2015; Farhi e Werning, 2016; Özcan, 2020), uma vez que as políticas monetárias realizadas por meio dos agregados monetários durante o período analisado tiveram significância estatística para explicar o nível de investimentos produtivos para as firmas brasileiras. Em relação às variáveis de controle, é possível verificar que as *proxies* para o tamanho (LOGTAM), para a rentabilidade (ROA), para o fluxo de caixa (FCO) e para o câmbio (DOL) apresentaram influência significativa sobre a variável IP1.

Novamente, de acordo com a Tabela 10 a seguir, observa-se a significância estatística da defasagem da variável IP1, corroborando a utilização do GMM como metodologia adequada para tratamento dos dados analisados. Por outro lado, evidencia-se, de forma similar ao modelo anteriormente apresentado, a ausência de significância estatística das *proxies* de política monetária SELIC, SELICHP e TJLP para explicar a variável IP1. Da mesma forma, houve também inexistência de significância estatística para as variáveis *dummies* referentes aos setores de bens de consumo e de capital. Também não houve parâmetros significativos das interações entre as *dummies* e as *proxies* de política monetária SELIC, SELICHP e TJLP.

Tabela 10 - Resultados para as hipóteses 4, 5 e 6: variável $\Delta IP1$ e *proxies* $\Delta SELIC$, $SELICHP$ e $\Delta TJLP$.

VARIÁVEL DEPENDENTE: <i>IP1</i>					
<i>GMM Sistêmico</i>		<i>GMM Sistêmico</i>		<i>GMM Sistêmico</i>	
$\Delta IP1_{i,t-1}$	-0,0458*** (0,005)	$\Delta IP1_{i,t-1}$	-0,0437*** (0,005)	$\Delta IP1_{i,t-1}$	-0,0071** (0,022)
$\Delta SELIC$	0,0441 (0,707)	<i>SELICHP</i>	0,2304 (0,827)	$\Delta TJLP$	-1,3931 (0,317)
<i>LOGTAM</i>	0,3891* (0,092)	<i>LOGTAM</i>	0,3696* (0,091)	<i>LOGTAM</i>	10,9040 (0,329)
ΔLO	-0,0048 (0,276)	ΔLO	-0,0054 (0,233)	ΔLO	0,1327 (0,232)
<i>ROA</i>	0,2444* (0,071)	<i>ROA</i>	0,2417* (0,079)	<i>ROA</i>	-0,5247 (0,774)
<i>MB</i>	0,0218** (0,018)	<i>MB</i>	0,0197** (0,030)	<i>MB</i>	0,2278 (0,310)
<i>AL</i>	-0,0384 (0,505)	<i>AL</i>	-0,0369 (0,523)	<i>AL</i>	1,2129 (0,515)
<i>LS</i>	0,0000 (0,891)	<i>LS</i>	0,0000 (0,785)	<i>LS</i>	-0,0013 (0,258)
<i>FCO</i>	-0,8210** (0,015)	<i>FCO</i>	-0,7951** (0,013)	<i>FCO</i>	-4,9548 (0,427)
<i>DUMMY1</i>	0,0207 (0,596)	<i>DUMMY1</i>	0,0218 (0,573)	<i>DUMMY1</i>	-0,7210 (0,685)
<i>DUMMY2</i>	0,0355 (0,368)	<i>DUMMY2</i>	0,0382 (0,354)	<i>DUMMY2</i>	0,0305 (0,988)
<i>DUMMY1I</i>	0,0081 (0,995)	<i>DUMMY1I</i>	-0,5729 (0,671)	<i>DUMMY1I</i>	0,1851 (0,929)
<i>DUMMY2I</i>	-0,0600 (0,664)	<i>DUMMY2I</i>	-2,140 (0,168)	<i>DUMMY2I</i>	0,9327 (0,670)
ΔDOL	0,0287 (0,402)	ΔDOL	0,0484 (0,153)	ΔDOL	-0,2707 (0,407)
<i>CONSTANTE</i>	-1,0177 (0,105)	<i>CONSTANTE</i>	-0,9721 (0,101)	<i>CONSTANTE</i>	-27,2492 (0,372)
AR(1)	-4,36***	AR(1)	-4,44***	AR(1)	-1,26
AR(2)	-1,82*	AR(2)	-1,84*	AR(2)	-0,05
Teste de Sargan	672,52***	Teste de Sargan	665,36***	Teste de Sargan	356,74***
Teste de Hansen	189,73	Teste de Hansen	193,39	Teste de Hansen	184,20
Teste de Dif. Hansen	-1,58	Teste de Dif. Hansen	-1,00	Teste de Dif. Hansen	1,65
Teste de Wald	27,05**	Teste de Wald	27,10**	Teste de Wald	21,27*
Nº de observações	1653	Nº de observações	1653	Nº de observações	1553
Nº de Grupos	202	Nº de Grupos	202	Nº de Grupos	198
Nº de Instrumentos	373	Nº de Instrumentos	373	Nº de Instrumentos	205

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: AR(1) e AR(2) – verificação da existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem entre os termos de erros (considerou-se 5% de significância estatística para a validade dos modelos); testes de Sargan e Hansen verificam o pressuposto de exogeneidade dos instrumentos; Dif-Hansen – validade da abordagem GMM-Sistêmico. As significâncias estatísticas dos testes são representadas por meio da seguinte simbologia: *10%; **5%; ***1%.

Portanto, observa-se que todas as *proxies* utilizadas para avaliar a influência das políticas monetárias sobre os investimentos das firmas se mostraram irrelevantes. Desta forma, esses comportamentos dos dados contribuem para a teoria da neutralidade da moeda, conforme argumentado por Lucas (1972), Barro e Gordon (1983) e Friedman (1989), pois se identifica um cenário no qual a moeda, por meio das políticas monetárias, foi neutra nas decisões de

investimento corporativo das empresas. Em relação às variáveis de controle, observa-se significância estatística nos parâmetros das variáveis LOGTAM, ROA, MB e FCO.

4.3.3.2 - Estimação dos parâmetros (hipóteses 4, 5 e 6: Investimento Produtivo 2)

A seguir, são apresentados os seis modelos estimados por meio da abordagem GMM para responder às hipóteses 4, 5 e 6 sobre o nível do Investimento Produtivo 2 (IP2).

De acordo com autores como Garrison (2001), Mises (1998) e Soto (2009), as políticas monetárias tendem a influenciar as estruturas de longo prazo de forma mais acentuada do que as de curto prazo, pois as variações nas taxas de juros exercem mais poder de desconto em fluxos de caixa com maior série temporal. Desta forma, outro indicador analisado é o Investimento Produtivo 2 (IP2), que pondera a relação dos ativos produtivos de longo prazo (ativos imobilizados e intangíveis) pelos ativos circulantes.

Nesse sentido, conforme dados apresentados na Tabela 11 a seguir, a significância da defasagem da variável IP2 evidencia a correta utilização da abordagem GMM para a estimação dos parâmetros do modelo proposto, demonstrando o caráter dinâmico da variável resposta IP2. Por outro lado, os resultados também apontam a ausência de significância estatística das *proxies* de política monetária M1 e M2 em relação à variável dependente IP2.

Não obstante, a interação da DUMMY1 (bens de consumo) com a *proxy* de política monetária M1 apresentou relevância estatística sobre a variável IP2. Isso sinaliza como os setores presentes na amostra são influenciados de forma distinta em relação aos investimentos produtivos, a depender das políticas monetárias. Desta forma, esse resultado contribui empiricamente para a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca (Hayek, 2008; Garrison, 2001; Mises, 1998; Soto, 2009).

Deve-se apontar que a variável IP2 não foi contemplada nos trabalhos de Fu e Liu (2015), Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017), Yang et al. (2017) e Xue et al. (2020). Por isso, a inserção dessa variável nos modelos, em interação com as *dummies* setoriais, apresentou relevante resultado aos estudos da influência das políticas monetárias sobre os investimentos

produtivos das empresas. Quanto às variáveis de controle, os indicadores MB e FCO impactaram o IP2 de forma significativa.

Tabela 11 - Resultados para as hipóteses 4, 5 e 6: variável $\Delta IP2$ e *proxies* $\Delta M1$ e $\Delta M2$.

VARIÁVEL DEPENDENTE: IP2			
GMM Sistêmico		GMM Sistêmico	
$\Delta IP2_{i,t-1}$	-0,1116* (0,090)	$\Delta IP2_{i,t-1}$	-0,1154* (0,089)
$\Delta M1$	-2,0136 (0,174)	$\Delta M2$	0,1394 (0,945)
LOGTAM	0,3138 (0,661)	LOGTAM	0,4022 (0,559)
ΔLO	-0,0008 (0,921)	ΔLO	0,0012 (0,884)
ROA	0,4448 (0,198)	ROA	0,4291 (0,184)
MB	0,0746** (0,027)	MB	0,0733** (0,022)
AL	0,1486 (0,354)	AL	0,1603 (0,311)
LS	0,0000 (0,930)	LS	0,0000 (0,955)
FCO	-2,1426** (0,013)	FCO	-2,0239*** (0,009)
DUMMY1	-0,2007 (0,129)	DUMMY1	-0,0374 (0,886)
DUMMY2	-0,1067 (0,429)	DUMMY2	-0,0739 (0,793)
DUMMY1I	2,9922* (0,060)	DUMMY1I	0,1069 (0,958)
DUMMY2I	2,7273 (0,137)	DUMMY2I	1,1401 (0,623)
ΔDOL	0,1184 (0,378)	ΔDOL	0,0630 (0,557)
CONSTANTE	-0,6875 (0,720)	CONSTANTE	-1,0532 (0,580)
AR (1)	-3,69***	AR (1)	-3,58***
AR (2)	-2,29**	AR (2)	-2,36**
Teste de Sargan	503,44***	Teste de Sargan	510,31***
Teste de Hansen	191,78	Teste de Hansen	194,23
Teste de Dif. Hansen	5,69	Teste de Dif. Hansen	6,92
Teste de Wald	21,55*	Teste de Wald	26,48**
Nº de observações	1653	Nº de observações	1653
Nº de Grupos	202	Nº de Grupos	202
Nº de Instrumentos	233	Nº de Instrumentos	233

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: AR(1) e AR(2) – verificação da existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem entre os termos de erros; testes de Sargan e Hansen verificam o pressuposto de exogeneidade dos instrumentos; Dif-Hansen – validade da abordagem GMM-Sistêmico. As significâncias estatísticas dos testes são representadas por meio da seguinte simbologia: *10%; **5%; ***1%.

É importante destacar a existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem entre os termos de erros. Para que não haja autocorrelação no modelo, espera-se uma autocorrelação de primeira ordem negativa (significativa), mas que não seja encontrada autocorrelação de segunda ordem (não significativa). No entanto, conforme Tabela 11, há autocorrelação de segunda

ordem ao nível de 5% de significância estatística. Não obstante, o teste de Arellano e Bond é uma condição suficiente, mas não necessária para as estimações pela abordagem GMM-Sistêmico. Tal comportamento também foi presente nos resultados da Tabela 12 a seguir.

Tabela 12 - Resultados para as hipóteses 4, 5 e 6: variável $\Delta IP2$ e *proxies* $\Delta SELIC$, $SELICHP$ e $\Delta TJLP$.

Variável dependente: IP2					
GMM Sistêmico		GMM Sistêmico		GMM Sistêmico	
$\Delta IP2_{i,t-1}$	-0,1627** (0,047)	$\Delta IP2_{i,t}$	-0,0890 (0,237)	$\Delta IP2_{i,t}$	-0,166*** (0,000)
$\Delta SELIC$	0,0442 (0,862)	$SELICHP$	0,1695 (0,971)	$\Delta TJLP$	0,8822 (0,773)
$LOGTAM$	0,4340 (0,557)	$LOGTAM$	0,6189 (0,367)	$LOGTAM$	-5,3021 (0,569)
ΔLO	-0,0028 (0,765)	LO	-0,0047 (0,596)	ΔLO	-0,0700 (0,271)
ROA	0,0710 (0,791)	ROA	0,4630 (0,332)	ROA	0,7165 (0,908)
MB	0,0971** (0,034)	MB	0,0506* (0,093)	MB	0,5634* (0,098)
AL	0,3234* (0,078)	AL	0,1780 (0,334)	AL	1,6546 (0,754)
LS	0,0001 (0,306)	LS	0,0001 (0,298)	LS	-0,0008 (0,568)
FCO	-0,4218 (0,734)	FCO	-2,7678** (0,028)	FCO	-39,101* (0,088)
$DUMMY1$	0,0241 (0,840)	$DUMMY1$	0,0012 (0,991)	$DUMMY1$	-4,9293 (0,141)
$DUMMY2$	0,0828 (0,523)	$DUMMY2$	0,0527 (0,658)	$DUMMY2$	-3,4741 (0,295)
$DUMMYII$	0,0470 (0,877)	$DUMMYII$	-0,7376 (0,877)	$DUMMYII$	-2,4553 (0,439)
$DUMMY2I$	-0,0828 (0,766)	$DUMMY2I$	-3,4813 (0,517)	$DUMMY2I$	-4,5991 (0,364)
ΔDOL	0,0853 (0,417)	ΔDOL	0,0851 (0,406)	ΔDOL	-0,4281 (0,648)
$CONSTANTE$	-1,4978 (0,464)	$CONSTANTE$	-1,7029 (0,352)	$CONSTANTE$	21,744 (0,431)
AR(1)	-3,18***	AR(1)	-3,46***	AR(1)	-0,72
AR(2)	-2,33**	AR(2)	-2,32*	AR(2)	-1,45
Teste de Sargan	331,64***	Teste de Sargan	422,85***	Teste de Sargan	477,83***
Teste de Hansen	124,48	Teste de Hansen	174,11	Teste de Hansen	183,25
Teste de Dif. Hansen	7,46	Teste de Dif. Hansen	11,06**	Teste de Dif. Hansen	4,77
Teste de Wald	23,95**	Teste de Wald	32,34***	Teste de Wald	88,37***
Nº de observações	1653	Nº de observações	1653	Nº de observações	1553
Nº de Grupos	202	Nº de Grupos	202	Nº de Grupos	198
Nº de Instrumentos	125	Nº de Instrumentos	175	Nº de Instrumentos	188

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: AR(1) e AR(2) – verificação da existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem entre os termos de erros; testes de Sargan e Hansen verificam o pressuposto de exogeneidade dos instrumentos; Dif-Hansen – validade da abordagem GMM-Sistêmico. As significâncias estatísticas dos testes são representadas por meio da seguinte simbologia: *10%; **5%; ***1%.

Os resultados apresentados na Tabela 12 apontam novamente para a significância da defasagem de IP2, o que remete à importância do painel dinâmico para a estimação dos parâmetros do modelo proposto. Por outro lado, não se percebe significância estatística das variáveis *proxies* de política monetária SELIC, SELICHP e TJLP em relação a IP2. Da mesma forma, as *dummies* do setor (bens de consumo e de capital) não apresentam influência significativa sobre IP2, o que se verifica também para as suas interações com as *proxies* de política monetária SELIC, SELICHP e TJLP.

Como tais *proxies* das políticas monetárias não tiveram significância estatística para explicar o nível de investimento produtivo para as firmas durante o período analisado, identifica-se um cenário no qual a moeda foi neutra para as decisões de investimento corporativo das empresas brasileiras, o que corrobora os estudos de Lucas (1972), Barro e Gordon (1983) e Friedman (1989). Desta forma, esses resultados vão de encontro ao abordado pela teoria neokeynesiana de rigidez de preços (Christoffel e Linzert, 2010; Christiano, Eichenbaum e Evans, 2005; Farhi e Werning, 2016; Özcan, 2020).

Nota-se a rejeição no teste de Dif. Hansen para o modelo com a variável SELICHP como regressor, indicando que o GMM-Sistêmico não é válido, comprometendo assim as análises dos parâmetros estimados nesse modelo. É necessário destacar que, durante o processo de construção dos resultados, na busca por parâmetros significativos para as *proxies* de política monetária, foram estimados os modelos em outros níveis de defasagens. No entanto, os resultados obtidos não contribuíram para o aumento de parâmetros significantes.

4.3.3.3 – Síntese dos resultados dos testes das hipóteses 4, 5 e 6.

Segundo a teoria neokeynesiana sobre a neutralidade da moeda, as políticas monetárias impactam os investimentos produtivos do agregado das empresas de uma economia. Desta forma, para atender ao quarto objetivo específico, a quarta hipótese a ser respondida foi:

- 4- H_0 : As políticas monetárias são relevantes para explicar os investimentos produtivos do agregado das firmas brasileiras listadas na B3.

Destarte, pelos resultados apresentados, pode-se perceber a relevância estatística da *proxy* M1 (agregado monetário 1) na explicação do nível de investimento produtivo (IP1) das firmas da amostra, assim como ocorrido nos modelos que explicam os níveis de alavancagem das firmas. Deste modo, contribuindo empiricamente para as teorias apresentadas por Christoffel e Linzert (2010), Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), Del Negro et al. (2007), Gali (2015), Farhi e Werning (2016) e Özcan (2020), não se rejeita a hipótese 4 desta tese, o que sugere a não neutralidade da moeda sobre os investimentos produtivos das firmas.

De acordo com Mises (1998) e Hayek (2008), as políticas monetárias têm maior atuação nos investimentos de longo prazo devido à maior influência das taxas de juros em fluxos de caixa com maior horizonte temporal. Por isso, a quinta hipótese a ser respondida por esta pesquisa foi:

- 5- H_0 : As políticas monetárias têm maior influência sobre os investimentos produtivos de longo prazo das empresas.

Os resultados revelam que nenhuma das *proxies* criadas para representar as políticas monetárias (M1, M2, SELIC, SELICHP e TJLP) apresentou parâmetros significativos nos modelos estimados para explicar o investimento produtivo (IP2) das empresas da amostra. Logo, rejeita-se a hipótese 5 desta pesquisa, de modo que as políticas monetárias não tiveram maior influência sobre os investimentos de longo prazo. Esse comportamento pode ser explicado pelas políticas monetárias diretamente direcionadas ao consumo que ocorreram entre os anos de 2011 a 2016, no governo da ex-presidente Dilma.

De acordo com Garrison (2001), Mises (1998) e Hayek (2008), as políticas monetárias impactam mais os investimentos corporativos das empresas, a depender do setor produtivo. Desta forma, a sexta hipótese a ser respondida por esta pesquisa foi:

- 6- H_0 : As políticas monetárias impactam diferentemente os investimentos produtivos das firmas, a depender do setor produtivo em que se inserem.

Deste modo, conforme os resultados apresentados, observou-se a relevância estatística das *dummies* setoriais (bens de consumo e bens de capital), em interações com as variáveis M1,

para a explicação do nível de investimento produtivo ponderado pelos ativos circulantes (IP2). Logo, observa-se novamente a robustez da *proxy* M1 nas análises dos efeitos das políticas monetárias. Assim, quando se observa o conjunto de resultados desse agregado monetário, não se rejeita a hipótese 6 desta tese, o que demonstra que as políticas monetárias influenciam mais o investimento produtivo das firmas, a depender de seu setor na cadeia produtiva, contribuindo empiricamente para a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca.

4.4 - Resposta ao problema de pesquisa.

Esta tese tem como objeto de pesquisa estudar as estruturas de capital e investimentos corporativos das firmas brasileiras. A abordagem se dá pelo somatório das teorias de *market timing*, dos ciclos econômicos da escola austríaca e dos modelos de rigidez de preços. Essa abordagem gerou o seguinte problema de pesquisa: **Quais são os impactos das políticas monetárias nos investimentos corporativos e nas estruturas de capital das empresas dos diferentes setores listadas na B3 na última década?**

Para responder a esse questionamento, foram construídas seis hipóteses, que apresentaram os seguintes resultados:

Quadro 5 - Resultados das hipóteses.

HIPÓTESES	RESULTADOS
Hipótese 1	Não rejeitada
Hipótese 2	Rejeitada
Hipótese 3	Não rejeitada
Hipótese 4	Não rejeitada
Hipótese 5	Rejeitada
Hipótese 6	Não rejeitada

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observou-se, portanto, que as hipóteses 1, 3, 4 e 6 não foram rejeitadas, o que indica a presença de efeitos das políticas monetárias sobre a estrutura de capital e sobre os investimentos produtivos das firmas, contribuindo para as teorias apresentadas por Christoffel e Linzert

(2010), Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), Del Negro et al. (2007), Gali (2015), Farhi e Werning (2016), Hayek (2008), Garrison (2001), Mises (1998), Soto (2009) e Özcan (2020).

Já as hipóteses 2 e 5 foram rejeitadas, o que sugere a presença da neutralidade da moeda em relação às estruturas de capital e aos investimentos produtivos das empresas durante a janela temporal de análise. Esses resultados podem ser explicados por Lucas (1972), Barro e Gordon (1983) e Friedman (1989). Tal comportamento também pode ser esclarecido tendo em vista a fase do ciclo econômico em que as empresas da amostra se encontram. Conforme explicam Garrison (2001) e Mises (1998), no início do ciclo econômico as políticas monetárias afetam as estruturas produtivas das empresas. Já no fim do ciclo, a economia passa por um processo de depuração das partes não produtivas e não rentáveis, de modo que novas expansões monetárias não desfazem esse processo natural de renovação do sistema.

Os resultados dessas hipóteses somam-se também aos resultados empíricos apresentados por Brierley e Bunn (2005), Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Albanez (2015), Shuh et al. (2017), Fu e Liu (2015), Vithessonth et al. (2017), Yang et al. (2017), Xue et al. (2020) e Alter e Elekdag (2020). Isto posto, esta tese defende, à luz da teoria de *market timing*, a seguinte resposta ao problema de pesquisa:

Os investimentos corporativos e as estruturas de capital das firmas podem ser determinados pelos momentos de mercado definidos pelas políticas monetárias, de modo que tal influência é distinta, a depender do setor da cadeia produtiva no qual as empresas se situam.

5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS.

Ao se observar a situação macroeconômica brasileira sob a ótica da teoria de *market timing*, verifica-se que as firmas podem optar por contrair dívidas quando o custo do capital de terceiros fique mais barato devido às influências das políticas monetárias. Os modelos de rigidez de preços complementam tal constatação explicando que essa expansão monetária deve impactar, de forma agregada, as produções das firmas e suas estruturas de capital.

Nesse cenário macroeconômico, a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca descreve que as políticas monetárias influenciam as empresas de formas distintas, a depender de seu setor, uma vez que variações nos juros derivadas das políticas monetárias impactam de forma mais significativa projetos de longo prazo em relação a projetos de curto prazo.

Pelo somatório dessas três teorias e considerando também os resultados empíricos de trabalhos como os de Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Albanez e Lima (2014), Albanez (2015), Fu e Liu (2015), Vithessonth et al. (2017), Yang et al. (2017), Alter e Elekdag (2020) e Xue et al. (2020), esta tese apresentou como objetivo geral a análise da influência que as políticas monetárias exercem sobre as decisões de financiamento e investimento das empresas brasileiras listadas da B3. Esse objetivo geral desdobrou-se em seis hipóteses fundamentadas nas três teorias expostas, assim como nos resultados empíricos presentes na literatura.

Quanto ao escopo do objetivo geral e às hipóteses, a amostra coletada do ano de 2009 a 2019 totalizou 220 firmas, das quais 84 representam as empresas de bens de consumo (bens de primeira ordem), 89 representam as firmas de bens de capital (bens de última ordem) e 47 representam as empresas de utilidade pública. Sobre essa amostra foram testadas as seis hipóteses por meio de modelos GMM-Sistêmico.

Primeiramente, é importante destacar a relevância das *proxies* propostas por esta tese. Somando-se aos modelos estatísticos apresentados por Baker e Wurgler (2002), Huang e Ritter (2009), Albanez e Lima (2014), Albanez (2015), Schuh et al. (2017) e Alter e Elekdag (2020), verificou-se a relevância do agregado monetário M1, da taxa Selic filtrada (SELICHP) e da taxa de juros de longo prazo (TJLP). Além disso, observou-se também a relevância da *proxy* M2 em interação com as *dummies* setoriais.

Somando-se aos modelos estatísticos apresentados por Vithessonth, Schwaninger e Müller (2017), Fu e Liu (2015), Yang et al. (2017) e Xue et al. (2020), observou-se novamente a relevância do agregado monetário M1 como uma variável explicativa dos investimentos produtivos. Além disso, constatou-se que a variável do investimento produtivo ponderado pelos ativos circulantes (IP2) gera mais relevância aos modelos nas interações das *dummies* setoriais com a *proxy* M1, constatando-se a robustez desse agregado monetário quando se estudam os efeitos das políticas monetárias.

Analisando-se as hipóteses, de acordo com os resultados obtidos, pode-se identificar a relevância estatística das *proxies* M1 (agregado monetário 1), SELICHP (taxa Selic filtrada) e TJLP (Taxa de Juros de Longo Prazo) na explicação do nível de endividamento do agregado das firmas da amostra.

Deste modo, contribuindo empiricamente para as teorias apresentadas por Christoffel e Linzert (2010), Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), Del Negro et al. (2007), Gali (2015), Farhi e Werning (2016) e Özcan (2020), não se rejeitou a hipótese 1 desta tese, o que demonstra a não neutralidade da moeda em relação à alavancagem das firmas. Assim, pode-se concluir que, durante o período de análise, as políticas monetárias tiveram influência significativa sobre a estrutura de capital do agregado das empresas listadas na B3.

Não obstante, verificou-se a falta de relevância estatística de todas as *proxies* estimadas (M1, M2, SELIC, SELICHP e TJLP) para a explicação da composição do endividamento das empresas (CE). Logo, contribuindo empiricamente para as teorias apresentadas por Lucas (1972), Barro e Gordon (1983) e Friedman (1989), rejeitou-se a hipótese 2 desta pesquisa. Deste modo, pode-se concluir que as políticas monetárias no período estudado não impactaram a proporção de curto e longo prazo do endividamento, sugerindo, *lato sensu*, a presença da neutralidade da moeda quando é analisada a composição do endividamento das firmas.

Quando se buscou explicar o nível de alavancagem das firmas, os resultados também indicaram a relevância estatística das *dummies* em interação com as variáveis M2 e TJLP. Com isso, contribuindo empiricamente para a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca (Garrison, 2001; Soto, 2009), não se rejeitou a hipótese 3 desta tese, demonstrando que as políticas monetárias influenciaram mais o endividamento das firmas, a depender de seu setor na cadeia

produtiva. Portanto, para a amostra analisada, pode-se concluir que as políticas monetárias influenciam o endividamento das empresas de formas distintas, a depender do seu setor de produção.

Pelos resultados apresentados, quando se buscou explicar o nível de investimento produtivo do agregado das empresas da amostra, pôde-se perceber a relevância estatística da *proxy* M1 (agregado monetário 1) na explicação do nível de investimento produtivo (IP1) das firmas. Por isso, contribuindo empiricamente para as teorias apresentadas por Christoffel e Linzert (2010), Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), Del Negro et al. (2007), Gali (2015), Farhi e Werning (2016) e Özcan (2020), não se rejeitou a hipótese 4 desta tese. Portanto, pode-se concluir que as políticas monetárias no período estudado impactaram o investimento produtivo das firmas, indicando a ausência de neutralidade da moeda sobre os investimentos produtivos do agregado da amostra.

Já para explicar o investimento produtivo (IP2) das empresas, os resultados evidenciaram que nenhuma das *proxies* criadas para representar as políticas monetárias (M1, M2, SELIC, SELICHP e TJLP) exibiu parâmetros significativos nos modelos estimados. Logo, rejeitou-se a hipótese 5 desta pesquisa, podendo-se concluir que as políticas monetárias não tiveram maior influência sobre os investimentos de longo prazo. Esse comportamento pode ser explicado pelo fato de que, durante o horizonte de tempo analisado, houve políticas monetárias diretamente direcionadas ao consumo, entre os anos de 2011 a 2016.

Por outro lado, quando se buscou explicar o nível de investimento produtivo ponderado pelos ativos circulantes (IP2), os resultados apresentaram a relevância estatística das *dummies* setoriais na interação com as variáveis M1. Desta forma, contribuindo empiricamente para a teoria dos ciclos econômicos da escola austríaca (Hayek, 2008; Soto, 2009), não se rejeitou a hipótese 6 desta tese, o que demonstra que as políticas monetárias influenciam mais o investimento produtivo das firmas, a depender de seu setor na cadeia produtiva. Por isso, pode-se concluir, para a amostra estudada, que as políticas monetárias influenciam os investimentos produtivos das firmas de formas distintas, a depender do seu setor de produção.

Isto posto, vale retomar o problema de pesquisa que norteou este estudo: **Quais são os impactos das políticas monetárias nos investimentos corporativos e nas estruturas de capital das empresas dos diferentes setores listadas na B3 na última década?**

Como resposta ao problema de pesquisa, após os resultados dos testes das seis hipóteses mencionadas, esta tese defende que **os investimentos corporativos e as estruturas de capital das firmas podem ser determinados pelos momentos de mercado (*market timing*) definidos pelas políticas monetárias, de modo que tal influência é distinta, a depender do setor da cadeia produtiva no qual as empresas se situam.**

No que tange às limitações do presente estudo, pode-se mencionar, primeiramente, o tamanho da amostra. O mercado brasileiro de ações é ainda incipiente, gerando uma limitação na quantidade de empresas que apresentam os dados necessários para as estimações. Essa limitação impediu que a série temporal fosse dividida para melhor descrever os ciclos, uma vez que modelos regressivos GMM sistêmicos necessitam de alto número de graus de liberdade para a estimação dos modelos. Além disso, a amostra se constitui de um grupo de empresas que não representa estatisticamente a totalidade das firmas brasileiras. Portanto, os resultados obtidos e as conclusões apresentadas limitam-se a essa amostra estudada.

Em termos epistemológicos, uma limitação se deve ao método escolhido e à necessidade de filtrar os *outliers* das variáveis. Mesmo sendo um procedimento indicado nesse tipo de análise, uma vez que são modelos de regressão à média, quando se analisa o mercado financeiro, principalmente ciclos e crises, as informações principais estão, muitas vezes, exatamente nos *outliers*, ou *black swans*, como explicado por Taleb (2007). Para esse tipo de situação, um complemento a tal análise pode ser feito por meio da matemática fractal, como descrito por Mandelbrot e Hudson (2010).

Outra limitação desta pesquisa se deve aos canais de transmissão da política monetária e às variáveis explicativas escolhidas nesta tese. As decisões e ações tomadas pelo COPOM e pelo BACEN dependem do comportamento esperado dos canais de transmissão para que surjam os efeitos previstos nas construções das políticas monetárias. Além disso, outra significativa limitação da pesquisa se deve ao baixo número de variáveis de controle com significância estatística, o que compromete uma possível melhora nas análises do modelo. Por isso, sugere-se, em novas pesquisas, a busca por outras *proxies* a fim de gerar maior significância para a amostra brasileira.

É importante observar que os resultados apontaram maior predominância de influência das políticas monetárias sobre a estrutura de capital do que sobre os investimentos produtivos. Isso, segundo Mises (1998) e Garrison (2001), pode sinalizar a presença de aspectos que indicam um período de final de ciclo, uma vez que a expansão da base monetária não resultou significativamente em aumento de produção, enquanto expandiu o nível de alavancagem. Ou seja, as firmas se encontrariam em um estágio no qual as políticas monetárias aumentam o endividamento sem o correspondente aumento de produção, o que pode indicar problemas futuros de liquidez.

Portanto, sugere-se principalmente a ampliação da amostra, assim como a aplicação dos modelos em outros mercados. Ainda, um estudo com horizonte temporal que percorra as crises de 2001, de 2008 e de 2020 contribuirá sobremaneira para uma melhor identificação dos ciclos e um melhor entendimento de como as estruturas produtivas e de endividamento se comportam frente às políticas monetárias com o passar do tempo.

Ampliando a análise nesse contexto macroeconômico, embora extrapolando os resultados diretos desta tese, é importante também dissertar sobre possíveis temas de pesquisas a respeito das políticas monetárias realizadas durante 2020, um ano mundialmente atípico que suscitará um vasto campo para futuros estudos, já que, devido à pandemia de COVID-19, houve uma elevação sem precedentes das bases monetárias. Além disso, observam-se o crescente endividamento público e taxas de juros reais próximas de zero ou negativas. Os Estados, por um lado, ao demandarem extensivos recursos para seu endividamento, enxugam a liquidez do mercado, impactando diretamente as taxas de juros. Os Bancos Centrais, para gerar liquidez ao sistema, expande os agregados monetários sem lastro ou processo produtivo que o conceba. Desse modo, tal processo poderá elevar o endividamento dos Estados a um patamar, de acordo com Dalio (2018), impagável.

Como os títulos públicos entesourados pelos bancos comerciais são contabilizados por seu valor de mercado, uma elevação na taxa de juros desencadeia prejuízos contábeis que aumentam o risco sistêmico, fragilizando ainda mais a estrutura financeira vigente. Além disso, em momentos de alto endividamento, a busca por liquidez se torna prioridade e os Bancos Centrais incorrem em risco moral ao tentarem impedir que as firmas entrem em insolvência. Por isso, os Bancos Centrais têm sinalizado a manutenção das taxas de juros abaixo das “taxas naturais” e um maior afrouxamento das metas de inflação de preço.

Nesse sentido, motivado pela pandemia de COVID-19, o World Economic Forum (2020) tem apresentado o que se chama “*The Great Reset*”, no qual temas de pesquisa para propor uma nova ordem monetária global podem ganhar tração. Portanto, assim como se iniciou, no fim do acordo de *Bretton Woods*, em 1971, o fim da conversibilidade das moedas em um lastro real, há a possibilidade de surgirem novas proposições sobre a ampliação do escopo de atuação dos Bancos Centrais e, com elas, novos campos de pesquisa, no intuito de criar meios para flexibilizar o manejo das políticas monetárias e dos títulos de dívidas públicas.

Por outro lado, devido à fragilidade que o atual sistema monetário apresenta, o debate científico sobre as atuais formas de política monetária – ou até mesmo sobre a necessidade da existência dos Bancos Centrais – pode também ganhar força. Há a possibilidade de emergir, de forma mais robusta no meio acadêmico, o questionamento a respeito da necessidade de a taxa de juros ser controlada por um órgão centralizado e estatal. Nesse sentido, sugerem-se pesquisas sobre uma possível volta ao padrão-ouro, ou até mesmo a utilização de moedas descentralizadas de alcance global – como o *Bitcoin* (Nakamoto, 2008) ou outra criptomoeda – como um aceitável substituto ou complemento ao atual cenário de política monetária mundial.

REFERÊNCIAS

Aguinis, H., Boyd, B. K., Pierce, C. A., & Short, J. C. (2011). Walking new avenues in management research methods and theories: *Bridging micro and macro domains*.

Akerlof, G. A. (1970). The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism, 84Q. *J. ECON*, 488, 489-90.

Albarez, T. (2012). *Efeitos do market timing sobre a estrutura de capital de companhias abertas brasileiras* (Doctoral dissertation, Universidade de São Paulo).

Albarez, T., & de Lima, G. A. S. F. (2014). Effects of Market Timing on the Capital Structure of Brazilian Firms. *International Finance Review*, 307–351.

Albarez, T. (2015). Impact of the cost of capital on the financing decisions of Brazilian companies. *International Journal of Managerial Finance*, 11(3), 285-307.

Alter, A., & Elekdag, S. (2020). Emerging market corporate leverage and global financial conditions. *Journal of Corporate Finance*, 101590.

Altig, D., Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Linde, J. (2011). Firm-specific capital, nominal rigidities and the business cycle. *Review of Economic dynamics*, 14(2), 225-247.

Aquino, T. (2005). *Suma teológica VI* (Vol. 6). Edicoes Loyola.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.

Asquith, P., & Mullins Jr, D. W. (1986). Equity issues and offering dilution. *Journal of financial economics*, 15(1-2), 61-89.

Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.

Banco Central do Brasil (BACEN) – Relatório anual 2005/2019. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2015/rel2015p.pdf>. Acesso em 14 mai.2019.

Baker, M., & Wurgler, J. (2000). The equity share in new issues and aggregate stock returns. *the Journal of Finance*, 55(5), 2219-2257.

Baker, M., & Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. *The journal of finance*, 57(1), 1-32.

Barnett, A., Mumtaz, H., & Theodoridis, K. (2014). Forecasting UK GDP growth, inflation and interest rates under structural change: a comparison of models with time-varying parameters. *International Journal of Forecasting, Elsevier*, vol. 30(1), 129-143

Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983). A positive theory of monetary policy in a natural rate model. *Journal of political economy*, 91(4), 589-610.

Belongia, M. T., & Ireland, P. N. (2017). Circumventing the zero lower bound with monetary policy rules based on money. *Journal of Macroeconomics*, 54, 42-58.

Bernanke, B. (1990). The federal funds rate and the channels of monetary transmission (No. w3487). National Bureau of Economic Research.

Barros, L. A., Bergmann, D. R., Castro, F. H., & Silveira, A. D. M. D. (2020). Endogeneidade em regressões com dados em painel: Um guia metodológico para pesquisa em finanças corporativas. *Revista Brasileira de Gestão de Negócios*, 22(SPE), 437-461.

Baum, C. F., & Christopher, F. (2006). *An introduction to modern econometrics using Stata*. Stata press.

Blanchard, O., & Galí, J. (2010). Labor markets and monetary policy: A New Keynesian model with unemployment. *American economic journal: macroeconomics*, 2(2), 1-30.

Böhm-Bawerk, E. (1890). *Capital and interest: A critical history of economical theory* (Vol. 1). London; New York: Macmillan and Company.

Bond, S., & Meghir, C. (1994). Dynamic investment models and the firm's financial policy. *The Review of Economic Studies*, 61(2), 197-222.

Brierley, P.; Bunn, P. (2005). The determination of UK Corporate Capital Gearing. *Bank of England, Quarterly Bulletin, Autumn*, Vol. 45, nº 3.

Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics using stata* (Vol. 2). College Station, TX: Stata press.

Campos, R. S. (2010). Uma abordagem da hipótese da neutralidade da moeda usando dados do Brasil pós-real. Dissertação. Universidade de São Paulo. São Paulo.

Carrara, A.F. & Correa, A.K., (2012). O regime de metas de inflação no Brasil: uma análise empírica do IPCA. *Revista de Economia Contemporânea*, 16(3), pp.441-462.

Cleary, S. (1999). The relationship between firm investment and financial status. *The Journal of Finance*, 54(2), 673-692.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1), 1-45.

Christoffel, K., & Linzert, T. (2010). The role of real wage rigidity and labor market frictions for inflation persistence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(7), 1435-1446.

Cogley, T., & Nason, J. M. (1995). Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series Implications for business cycle research. *Journal of Economic Dynamics and control*, 19(1-2), 253-278.

Costa, C. H. G., Campos, R. S., & de Castro Júnior, L. G. (2016). Sensibilidade das políticas monetária, fiscal e cambial no combate à inflação no Brasil. *Race: revista de administração, contabilidade e economia*, 15(1), 115-136.

Cressy, R., & Olofsson, C. (1997). European SME financing: an overview. *Small Business Economics*, 87-96.

Dalio, R. (2018). *Principles for Navigating Big Debt Crises: German Debt Crisis and Hyperinflation (1918-1924); US Debt Crisis and Adjustment (1928-1937); US Debt Crisis and Adjustment (2007-2011). Detailed Case Studies*. Bridgewater.

Del Negro, M., Schorfheide, F., Smets, F., & Wouters, R. (2007). On the fit of new Keynesian models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(2), 123-143.

Doornik, J. A., & Hansen, H. (2008). An omnibus test for univariate and multivariate normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70, 927-939.

Drèze, J. H. (1975). Existence of an exchange equilibrium under price rigidities. *International Economic Review*, 301-320.

Dudley, E. (2012). Capital structure and large investment projects. *Journal of Corporate Finance*, 18(5), 1168-1192.

Durand, D. (1952, January). Costs of debt and equity funds for business: trends and problems of measurement. In *Conference on research in business finance* (pp. 215-262). NBER.

Eriotis, N. P., Frangouli, Z., & Ventoura-Neokosmides, Z. (2002). Profit margin and capital structure: an empirical relationship. *Journal of Applied Business Research*, 18(2), 85-88.

Farhi, E., & Werning, I. (2016). A theory of macroprudential policies in the presence of nominal rigidities. *Econometrica*, 84(5), 1645-1704.

Fernández, V. (2005). Determinants of firm leverage in Chile: Evidence from panel data. *Estudios de Administracion*.

Fialho, T. M. M. (1996). Performance macroeconômica e política: análise da evidência de ciclos políticos no Brasil – 1953-1995. 1996. 77f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo

Horizonte, 1996.

Fisher, I. (1922). *The purchasing power of money: its' determination and relation to credit interest and crises*. Cosimo, Inc..

Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2003). Testing the pecking order theory of capital structure. *Journal of financial economics*, 67(2), 217-248.

Friedman, M. (1989). Quantity theory of money. In *Money* (pp. 1-40). Palgrave Macmillan, London.

Fu, Q., & Liu, X. (2015). Monetary policy and dynamic adjustment of corporate investment: A policy transmission channel perspective. *China Journal of Accounting Research*, 8(2), 91-109.

Galí, J., Gertler, M., & Lopez-Salido, J. D. (2001). European inflation dynamics. *European economic review*, 45(7), 1237-1270.

Galí, J. (2015). *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications*. Princeton University Press.

Garrison, R. W. (2001). *Time and money: The macroeconomics of capital structure*. Routledge.

Goyal, A., & Kumar, A. (2019). Overreaction in Indian monetary policy. *Economic and Political Weekly*, 54(12).

Granger, C., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.

Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis*. Pearson Education India.

Greaves, B. B. (2010). Ludwig von Mises on Money and Inflation: a synthesis of several lectures. *Ludwig von Mises Institute*.

- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1029-1054.
- Harris, M.; Raviv, A. (1991) The theory of capital structure. *The Journal of Finance*. v. 46, n. 1, p. 297-355
- Hayek, F. A. (1999) Good Money, Part 2: The Standard. London: The University of Chicago Press Routledge,.
- _____ (2011) Desemprego e política monetária. São Paulo: Instituto Ludwig von Mises. Brasil,.
- _____ (2008) Monetary Theory and the Trade Cycle. Auburn: Ludwig von Mises Institute,.
- _____ (2008). Prices and Production and other Works. Ludwig von Mises Institute.
- Heij, C., de Boer, P., Franses, P. H., Kloek, T., & van Dijk, H. K. (2004). *Econometric methods with applications in business and economics*. Oxford University Press.
- Hillbrecht, R. (1998). Meta de Inflação e Contratos para Bancos Centrais. *Economia Aplicada*, 2(4), 627-646.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 1-16.
- Hsiao, C. (2014). *Analysis of panel data* (No. 54). Cambridge university press.
- Huang, R., & Ritter, J. R. (2009). Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment. *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 44(2), 237-271.
- Huang, Y. S., Song, F. M., & Wang, Y. (2012). Monetary policy and corporate investment: Evidence from Chinese micro data. *China & World Economy*, 20(5), 1-20.

- Islam, S. S., & Mozumdar, A. (2007). Financial market development and the importance of internal cash: Evidence from international data. *Journal of Banking & Finance*, 31(3), 641-658.
- Jing, Q. L., Kong, X., & Hou, Q. C. (2012). Monetary policy, investment efficiency and equity value. *Econ. Res. J*, 47(5), 96-106.
- Jalilvand, A., & Harris, R. S. (1984). Corporate behavior in adjusting to capital structure and dividend targets: An econometric study. *The journal of Finance*, 39(1), 127-145.
- Javed, A. Y., & Imad, Q. (2012). A decomposition analysis of capital structure: evidence from Pakistan's manufacturing sector. *The Lahore Journal of Economics* 17: 1 pp. 1–31,
- Johnston, J., & DiNardo, J. (1997). *Econometric methods* (Vol. 4). New York.
- Kant, I. (2017). Crítica da razão prática. *Editora Vozes Limitada*.
- Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?. *The quarterly journal of economics*, 112(1), 169-215.
- Keynes, J. M. (2017). *Teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. Editora Saraiva.
- Kim, B.; G. Maddala. (1992), "Estimation and Specification Analysis of Models of Dividend Behavior Based on Censored Panel Data", *Empirical Economics* 17, 111-124.
- Klenow, P. J., & Malin, B. A. (2010). Microeconomic evidence on price-setting. In *Handbook of monetary economics* (Vol. 3, pp. 231-284). Elsevier.
- Klotzle, M. C., & Biagini, F. L. (2004). Fatores determinantes da estrutura de capital de empresas brasileiras. *Revista de Economia e Administração*, 3(3).
- Leeper, E. M. (1991). Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, v. 27, p. 129-147,
- _____. (2005) A simple model of the fiscal theory of the price level. Bloomington: Indiana University, May 2005.

- Lewis, C. S. (1996). *Mere Christianity*. New York: Touchstone. *Inc. Copyright, 45*.
- Li, B., & Liu, Q. (2017). On the choice of monetary policy rules for China: A Bayesian DSGE approach. *China Economic Review, 44*, 166-185.
- Li, Z. J., & Wang, S. P. (2011). Monetary policy, information disclosure quality and corporate debt financing. *Account. Res, 10*, 56-63.
- Lima, F. G.; Assaf Neto, A.; Perera, L. C. J.; da Silva, A. C. (2011) *The impacts in the capital structure of Brazilian companies during periods of crises*. *Journal of International Finance and Economics*.
- Lopes, J. C., & Rossetti, J. P. (1998). *Economia Monetária*. 7 ed. São Paulo: Atlas.
- Lopes, M. D. L. M., Mollo, M. D. L. R., & Colbano, F. S. (2012). Metas de inflação, regra de Taylor e neutralidade da moeda: uma crítica pós-keynesiana. *Brazilian Journal of Political Economy, 32(2)*, 282-304.
- Lucas Jr, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of economic theory, 4(2)*, 103-124.
- Lucas, D. J., & McDonald, R. L. (1990). Equity issues and stock price dynamics. *The journal of finance, 45(4)*, 1019-1043.
- Ma, W. C., & Hu, S. Y. (2012). Monetary policy, credit channel and capital structure. *Account. Res, 11*, 39-48.
- Mandelbrot, B. B., & Hudson, R. L. (2010). *The (mis) behaviour of markets: a fractal view of risk, ruin and reward*. Profile books.
- Marsh, P. (1982). The choice between equity and debt: An empirical study. *The Journal of finance, 37(1)*, 121-144.

Martinez, A.; Anunciação, E.; Filho, R.. (2014). *Taxation and Business Decisions: An Analysis of the Level of Fixed Assets and Debt before and after the End of Indexation in Brazil* . International Journal of Finance and Accounting.

Mendonça, M. J. C., Moreira, T. B. S., & Sachsida, A. (2017). *Regras de políticas monetária e fiscal no Brasil: Evidências empíricas de dominância monetária e dominância fiscal* (No. 2310). Texto para Discussão.

Menger, C. (2012). *Principios de economía política*. Bubok.

Mises, L. V. (1998) *Human Action: A Treatise On Economics*. Auburn: Ludwig von Mises Institute,

Mises, L. V., & Batson, H. E. (1953). *The theory of money and credit* (Vol. 2). New Haven: Yale University Press.

Modigliani, F., & Miller, M. H (1958). The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*.

_____ (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *The American economic review*, 433-443.

Mollo, M. D. L. R. (2004). Ortodoxia e Heterodoxia Monetária: a Questão da Neutralidade da Moeda. *Brazilian Journal of Political Economy*, 24(3), 323-345.

Mujahid, M., & Akhtar, K. (2014). Impact of capital structure on firms financial performance and shareholders wealth: Textile Sector of Pakistan. *International Journal of Learning & Development*, 4(2), 27-33.

Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of financial economics*, 13(2), 187-221.

Myers, S. C. (1984). The capital structure puzzle. *The journal of finance*, 39(3), 574-592.

- Myers, S. C. (2001). Capital structure. *Journal of Economic perspectives*, 15(2), 81-102.
- Nakamoto, S., & Bitcoin, A. (2008). A peer-to-peer electronic cash system. *Bitcoin*.– URL: <https://bitcoin.org/bitcoin.pdf>, 4.
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of monetary economics*, 10(2), 139-162.
- Osborne, J. W., & Overbay, A. (2004). The power of outliers (and why researchers should always check for them). *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 9(1), 6.
- Özcan, G. (2020). The amplification of the New Keynesian models and robust optimal monetary policy. *Quantitative Finance and Economics*, 4(1), 36.
- Pagano, M., Panetta, F., & Zingales, L. (1998). Why do companies go public? An empirical analysis. *The journal of finance*, 53(1), 27-64.
- Peikoff, L. (1993). *Objectivism: the philosophy of Ayn Rand*. Penguin.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *The journal of Finance*, 50(5), 1421-1460.
- Rao, P. G., & Jiang, G. H. (2011). Monetary policy changes, bank credits and accounting conservatism. *J. Financial Res*, 3, 51-71.
- Reilly, R. F., & Schweih, R. P. (1998). *Valuing intangible assets*. McGraw Hill Professional.
- Reis, R. (2006). Inattentive producers. *The Review of Economic Studies*, 73(3), 793-821.
- Reiter, M., Sveen, T., & Weinke, L. (2013). Lumpy investment and the monetary transmission mechanism. *Journal of Monetary Economics*, 60(7), 821-834.

- Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. *Review of accounting studies*, 11(2-3), 159-189.
- Romer, D. (1996). *Advanced Macroeconomics*. McGrawMHill Companies. Inc. Singapore.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86-136.
- Rothbard, Murray. (2000). *America's great depression*. Ludwig von Mises Institute.
- Rousseeuw, P. J., & Hubert, M. (2018). Anomaly detection by robust statistics. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Data Mining and Knowledge Discovery*, 8(2), e1236.
- Sbordone, A. M. (2002). Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness. *Journal of Monetary economics*, 49(2), 265-292.
- Schuh, A. B., Lopes da Silva, M., Mendes Vieira, K., & Arruda Coronel, D. (2017). *Estrutura de capital do setor de construção civil brasileiro e sua relação com a atividade econômica agregada. Gestão & Planejamento-G&P*, 18.
- Seo, S. (2006). *A review and comparison of methods for detecting outliers in univariate data sets* (Doctoral dissertation, University of Pittsburgh).
- Serrasqueiro, Z. (2011). Are capital structure decisions of service SMEs different? Empirical evidence from Portugal. *Management research review*, 34(1), 34-57.
- Silva, M. R. A. D. (2015). *Decisões de estrutura de capital no Brasil-uma abordagem por setor de atividade, fatores econômicos e de mercado e desempenho empresarial*. Tese. Universidade Presbiteriana Mackenzie. São Paulo.
- Sims, C. A. (2003). Implications of rational inattention. *Journal of monetary Economics*, 50(3), 665-690.
- Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European economic association*, 1(5), 1123-1175.

Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American economic review*, 97(3), 586-606.

Shirakawa, M. (2001). Monetary policy under the zero interest rate constraint and balance sheet adjustment. *International Finance*, 4(3), 463-489.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 70(1), 65-94.

Soto, Jesús Huerta de. (2009). Dinero, crédito bancario y ciclos económicos. *España: Unión Editorial*.

Svein, T., & Weinke, L. (2007). Lumpy investment, sticky prices, and the monetary transmission mechanism. *Journal of Monetary Economics*, 54, 23-36.

Svein, T., & Weinke, L. (2017). Optimal monetary policy with nominal rigidities and lumpy investment. *International Journal of Central Banking*, 13(4), 35-62.

SwarupaTripathy, S., Saxena, R. K., & Gupta, P. K. (2013). Comparison of statistical methods for outlier detection in proficiency testing data on analysis of lead in aqueous solution. *American Journal of Theoretical and Applied Statistics*, 2(6), 233-242.

Taggart Jr, R. A. (1977). A model of corporate financing decisions. *The Journal of Finance*, 32(5), 1467-1484.

Taleb, N. N. (2007). The black swan: The impact of the highly improbable (Vol. 2). Random house.

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 39, pp. 195-214). North-Holland.

Thomas, C. (2008). Search and matching frictions and optimal monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 55(5), 936-956.

Tucker, D. P. (1966). Dynamic income adjustment to money-supply changes. *The American Economic Review*, 56(3), 433-449.

Vallandro, L. F. J. (2009). Estrutura de capital: um estudo empírico sobre a ocorrência de equity market timing nas decisões de financiamento das companhias abertas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo. (Dissertação, Unisinos)

Vasconcelos, M. S. C., dos Santos, J. F., Almeida, M. A., & dos Santos Silva, E. (2015). Estrutura de capital das empresas do Brasil e China mediante a crise financeira mundial. *Revista Brasileira de Administração Científica*, 6(1), 92-113.

Vithessonthi, C., Schwaninger, M., & Müller, M. O. (2017). Monetary policy, bank lending and corporate investment. *International review of financial analysis*, 50, 129-142.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

Woodford, M. (2005). *Firm-specific capital and the New-Keynesian Phillips curve* (No. w11149). National Bureau of Economic Research.

Woodford, M. (2009). Information-constrained state-dependent pricing. *Journal of Monetary Economics*, 56, S100-S124.

World Economic Forum (2020). *The Great Reset: A Unique Twin Summit to Begin 2021*. Disponível em: <<https://www.weforum.org/press/2020/06/the-great-reset-a-unique-twin-summit-to-begin-2021/>> Acesso em: 22, fevereiro 2021.

Xue, W., Yilmazkuday, H., & Taylor, J. E. (2020). The impact of China's fiscal and monetary policy responses to the great recession: An analysis of firm-level Chinese data. *Journal of International Money and Finance*, 101, 102113.

Yan, Q. (2013). A Study on Monetary Policy and Corporate Investment—Based on Firm-level Dynamic Panel Data [J]. *Economy and Management*, 1.

Yang, X., Han, L., Li, W., Yin, X., & Tian, L. (2017). Monetary policy, cash holding and corporate investment: Evidence from China. *China Economic Review*, 46, 110-122.

APÊNDICE A – Composição da amostra

Quadro 6 - Composição da amostra

Nome	Setor Econômico B3	Nome	Setor Econômico B3
Aco Altona	Bens industriais	Karsten	Consumo cíclico
AES Sul	outros	Kepler Weber	Bens industriais
AES Tiete E	Utilidade pública	Klabin S/A	Materiais básicos
All Norte	Bens industriais	Le Lis Blanc	Consumo cíclico
Alpargatas	Consumo cíclico	Light S/A	Utilidade pública
Alupar	Utilidade pública	Lix da Cunha	Bens industriais
Ambev S/A	Consumo não cíclico	Localiza	Consumo cíclico
Ampla Energ	Utilidade pública	Locamerica	Consumo cíclico
Arezzo Co	Consumo cíclico	Log-In	Bens industriais
Arteris	Bens industriais	Lojas Americ	Consumo cíclico
Atmasa	Bens industriais	Lojas Marisa	Consumo cíclico
Azevedo	Bens industriais	Lojas Renner	Consumo cíclico
B2W Digital	Consumo cíclico	Lupatech	Petróleo gás e biocombustíveis
Bandeirante Energ	outros	M.Diasbranco	Consumo não cíclico
Bardella	Bens industriais	Magaz Luiza	Consumo cíclico
Bombril	Consumo não cíclico	Magnesita SA	Materiais básicos
Bradespar	Materiais básicos	Mangels Indl	Materiais básicos
Brasilagro	Consumo não cíclico	Marcopolo	Bens industriais
Braskem	Materiais básicos	Marfrig	Consumo não cíclico
BRF SA	Consumo não cíclico	Melhor SP	Consumo cíclico
Cambuci	Consumo cíclico	Mendes Jr	Bens industriais
Casan	Utilidade pública	Metal Iguacu	Materiais básicos
CCR SA	Bens industriais	Metal Leve	Consumo cíclico
Ceb	Utilidade pública	Metalfrio	Bens industriais
Cedro	Consumo cíclico	Metisa	Bens industriais
Ceee-D	Utilidade pública	Mills	Bens industriais
Ceee-Gt	Utilidade pública	Minasmaquinas	Bens industriais
Ceg	Utilidade pública	Minerva	Consumo não cíclico
Celesc	Utilidade pública	Minupar	Consumo não cíclico
Celgpar	Utilidade pública	MMX Miner	Materiais básicos
Celpe	Utilidade pública	Moura Dubeux	Consumo cíclico
Cemig	Utilidade pública	Mrs Logist	Bens industriais
Cesp	Utilidade pública	MRV	Consumo cíclico
Cia Hering	Consumo cíclico	Mundial	Consumo cíclico
Cobrasma	Bens industriais	Nadir Figuei	Consumo cíclico

Coelce	Utilidade pública	Neoenergia	Utilidade pública
Cogna ON	Consumo cíclico	Nordon Met	Bens industriais
Comgas	Utilidade pública	Nutriplant	Materiais básicos
Conc Rio Ter	Bens industriais	Oderich	Consumo não cíclico
Const A Lind	Consumo cíclico	OSX Brasil	Petróleo gás e biocombustíveis
Copasa	Utilidade pública	P.Acucar-Cbd	Consumo não cíclico
Copel	Utilidade pública	Panatlantica	Materiais básicos
Cosan	Petróleo gás e biocombustíveis	Paranapanema	Materiais básicos
Cosern	Utilidade pública	Paul F Luz	outros
Coteminas	Consumo cíclico	PDG Realt	Consumo cíclico
CPFL Energia	Utilidade pública	Pet Manguinh	Petróleo gás e biocombustíveis
CPFL Geracao	outros	Petrobras	Petróleo gás e biocombustíveis
CPFL Piratininga	outros	Petrorio	Petróleo gás e biocombustíveis
CPFL Renovav	Utilidade pública	Pettenati	Consumo cíclico
Cr2	Consumo cíclico	Plascar Part	Consumo cíclico
Cristal	Materiais básicos	Pomifrutas	Consumo não cíclico
Csu Cardsyst	Bens industriais	Portobello	Bens industriais
Cyrela Realt	Consumo cíclico	Proman	outros
Direcional	Consumo cíclico	Prumo	Bens industriais
Dohler	Consumo cíclico	Randon Part	Bens industriais
Dtcom Direct	Bens industriais	Recrusul	Bens industriais
Duratex	Materiais básicos	Rede Energia	Utilidade pública
Ecorodovias	Bens industriais	Renova	Utilidade pública
Elekeiroz	Materiais básicos	Riosulense	Bens industriais
Elektro	Utilidade pública	Rni	Consumo cíclico
Eletrobras	Utilidade pública	Rossi Resid	Consumo cíclico
Eletropaulo	Utilidade pública	Rumo S.A.	Bens industriais
Emae	Utilidade pública	Sabesp	Utilidade pública
Embraer	Bens industriais	Sanepar	Utilidade pública
Enauta Part	Petróleo gás e biocombustíveis	Sansuy	Materiais básicos
Encorpar	Consumo cíclico	Santanense	Consumo cíclico
Energias BR	Utilidade pública	Santos Brp	Bens industriais
Energisa	Utilidade pública	Sao Martinho	Consumo não cíclico
Energisa Mt	Utilidade pública	Saraiva Livr	Consumo cíclico
Enersul	outros	Schlosser	Consumo cíclico
Eneva	Utilidade pública	Schulz	Bens industriais
Engie Brasil	Utilidade pública	Sid Nacional	Materiais básicos
Equatorial	Utilidade pública	SLC Agricola	Consumo não cíclico
Escelsa	outros	Springs	Consumo cíclico
Estrela	Consumo cíclico	Sultepa	Bens industriais
Eternit	Bens industriais	Suzano Hold	Materiais básicos
Eucatex	Materiais básicos	Suzano S.A.	Materiais básicos
Even	Consumo cíclico	Taesa	Utilidade pública
Excelsior	Consumo não cíclico	Taurus Armas	Bens industriais
Eztec	Consumo cíclico	Tec Blumenau	Consumo cíclico
Fer Heringer	Materiais básicos	Tecel S Jose	Consumo cíclico

Ferbasa	Materiais básicos	Technos	Consumo cíclico
Fibam	Materiais básicos	Tecnisa	Consumo cíclico
Fibria	Materiais básicos	Tecnosolo	Bens industriais
Fras-Le	Bens industriais	Tectoy	Consumo cíclico
Gafisa	Consumo cíclico	Tegma	Bens industriais
Ger Paranap	Utilidade pública	Teka	Consumo cíclico
Gerdau	Materiais básicos	Tekno	Materiais básicos
Gerdau Met	Materiais básicos	Tenda	Consumo cíclico
Gol	Bens industriais	Terra Santa	Consumo não cíclico
GPC Part	Materiais básicos	Tex Renaux	Consumo cíclico
Grendene	Consumo cíclico	Time For Fun	Consumo cíclico
Grupo Natura	Consumo não cíclico	Tran Paulist	Utilidade pública
Guararapes	Consumo cíclico	Trevisa	Bens industriais
Haga S/A	Bens industriais	Trisul	Consumo cíclico
Helbor	Consumo cíclico	Triunfo Part	Bens industriais
Hercules	Consumo cíclico	Tupy	Bens industriais
Hoteis Othon	Consumo cíclico	Ultrapar	Petróleo gás e biocombustíveis
IGB S/A	Consumo cíclico	Unipar	Materiais básicos
Ind Cataguas	Consumo cíclico	Usiminas	Materiais básicos
Inds Romi	Bens industriais	Vale	Materiais básicos
Inepar	Bens industriais	Valid	Bens industriais
Invepar	Bens industriais	Viavarejo	Consumo cíclico
Iochp-Maxion	Consumo cíclico	Viver	Consumo cíclico
Irani	Materiais básicos	Vulcabras	Consumo cíclico
JBS	Consumo não cíclico	Weg	Bens industriais
JHSF Part	Consumo cíclico	Wetzel S/A	Bens industriais
Joao Fortes	Consumo cíclico	Whirlpool	Consumo cíclico
Josapar	Consumo não cíclico	Wilson Sons	Bens industriais
JSL	Bens industriais	Yduqs Part	Consumo cíclico

APÊNDICE B – Resultado do software Stata - Hipóteses 1, 2 e 3

Modelo Alc_M1

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```
-----
Group variable: codigo                Number of obs   =    1861
Time variable : ano                  Number of groups =     217
Number of instruments = 193          Obs per group: min =      1
Wald chi2(12) =    31.89                avg =    8.58
Prob > chi2   =    0.001                max =     9
-----
```

```
-----
                |                Corrected
                |                Coef.   Std. Err.   z    P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
Alc |
L1. |  -.0112968   .0302959   -0.37  0.709   -0.0706756   .048082
    |
M1  |   1.502385   .7381207    2.04  0.042    .0556948    2.949075
logwtam | -1.551295   .884683   -1.75  0.080   -3.285242    .1826515
wtang |  -.4648169   .4727734   -0.98  0.326   -1.391436    .461802
wroa |  -.6021593   .6952997   -0.87  0.386   -1.964922    .7606031
wmb  |   .0284376   .0603084    0.47  0.637   -0.0897648    .14664
wlc  |   .2779561   .1413187    1.97  0.049    .0009767    .5549356
dammy1 | -.2630854   .2606738   -1.01  0.313   -.7739966    .2478258
dammy2 |  -.130576   .2473754   -0.53  0.598   -.6154229    .3542709
dammy1i | -1.485827   1.328866   -1.12  0.264   -4.090357    1.118703
dammy2i | -2.223246   1.398708   -1.59  0.112   -4.964663    .5181715
wdol |   .3793031   .1869544    2.03  0.042    .0128792    .7457269
_cons |   4.062321   2.498319    1.63  0.104   -.8342952    8.958937
-----
```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.22 Pr > z = 0.221

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.34 Pr > z = 0.732

```
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(180) = 154.23 Prob > chi2 = 0.918
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
```

Hansen test of overid. restrictions: chi2(180) = 202.10 Prob > chi2 = 0.124

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(131) = 168.68 Prob > chi2 = 0.015

Difference (null H = exogenous): chi2(49) = 33.42 Prob > chi2 = 0.956

iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i)

Hansen test excluding group: chi2(176) = 197.74 Prob > chi2 = 0.125

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 4.37 Prob > chi2 = 0.359

*****Modelo Alc_M2*****

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```
-----
Group variable: codigo                Number of obs    =    1861
Time variable : ano                  Number of groups =     217
Number of instruments = 229          Obs per group: min =      1
Wald chi2(12) = 19.42                avg =           8.58
Prob > chi2 = 0.079                  max =           9
-----
```

		Corrected				
Alc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Alc						
L1.	-.0178385	.0243554	-0.73	0.464	-.0655743	.0298972
M2	.50642	.7172507	0.71	0.480	-.8993655	1.912206
logwtam	-1.422452	.83609	-1.70	0.089	-3.061158	.2162547
wtang	-.5013472	.3812037	-1.32	0.188	-1.248493	.2457984
wroa	-.6659496	.6625464	-1.01	0.315	-1.964517	.6326174
wmb	-.0151377	.0640937	-0.24	0.813	-.1407591	.1104837
wlc	.2267005	.1329853	1.70	0.088	-.0339459	.4873469
dammy1	-.2321137	.2450212	-0.95	0.343	-.7123463	.248119
dammy2	-.1442708	.1822311	-0.79	0.429	-.5014372	.2128956
dammyli	-.8083644	1.208514	-0.67	0.504	-3.177008	1.560279
dammy2i	-.7733126	1.269944	-0.61	0.543	-3.262357	1.715732
wdo1	.3657601	.2385241	1.53	0.125	-.1017385	.8332587
_cons	3.869611	2.334637	1.66	0.097	-.7061943	8.445416

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.23 Pr > z = 0.219

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.95 Pr > z = 0.344

Sargan test of overid. restrictions: chi2(216) = 187.18 Prob > chi2 = 0.922

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(216) = 213.80 Prob > chi2 = 0.529

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(167) = 200.46 Prob > chi2 = 0.039

Difference (null H = exogenous): chi2(49) = 13.34 Prob > chi2 = 1.000

iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i)

Hansen test excluding group: chi2(212) = 213.81 Prob > chi2 = 0.452

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = -0.01 Prob > chi2 = 1.000

*****Modelo Alc_Selic*****

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: codigo	Number of obs	=	1861
Time variable : ano	Number of groups	=	217
Number of instruments = 169	Obs per group: min	=	1
Wald chi2(12) = 23.69	avg	=	8.58
Prob > chi2 = 0.022	max	=	9

		Corrected				
Alc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Alc						
L1.	-.0119181	.0350719	-0.34	0.734	-.0806577	.0568216
selic	.397172	.5883417	0.68	0.500	-.7559565	1.550301
logwtam	-1.760312	.8516376	-2.07	0.039	-3.429491	-.0911331
wtang	-.511179	.4746883	-1.08	0.282	-1.441551	.4191929
wroa	-.7055972	.7260704	-0.97	0.331	-2.128669	.7174746
wmb	.0082546	.0669245	0.12	0.902	-.122915	.1394241
wlc	.2674903	.1558244	1.72	0.086	-.0379199	.5729005
dammy1	-.3687572	.298428	-1.24	0.217	-.9536653	.216151
dammy2	-.2597887	.260899	-1.00	0.319	-.7711412	.2515639

```

dammy1i | -.4741574 .5948772 -0.80 0.425 -1.640095 .6917805
dammy2i | -.1984263 .6418224 -0.31 0.757 -1.456375 1.059523
wdol | .3107858 .2436405 1.28 0.202 -.1667408 .7883123
_cons | 4.774646 2.434458 1.96 0.050 .0031967 9.546095
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.23 Pr > z = 0.219
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.67 Pr > z = 0.502
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(156) = 147.45 Prob > chi2 = 0.676
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(156) = 193.18 Prob > chi2 = 0.023
(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(107) = 156.05 Prob > chi2 = 0.001
Difference (null H = exogenous): chi2(49) = 37.13 Prob > chi2 = 0.893
iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)
Hansen test excluding group: chi2(152) = 189.87 Prob > chi2 = 0.020
Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 3.31 Prob > chi2 = 0.507
*****
***Modelo Alc_SelichHP***

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----
Group variable: codigo Number of obs = 1861
Time variable : ano Number of groups = 217
Number of instruments = 297 Obs per group: min = 1
Wald chi2(12) = 20.33 avg = 8.58
Prob > chi2 = 0.061 max = 9
-----
| Corrected
Alc | Coef. Std. Err. z P>|z| [95% Conf. Interval]
-----+-----
Alc |
L1. | -.0441582 .0212827 -2.07 0.038 -.0858716 -.0024448
|
selichp | -7.569298 6.306797 -1.20 0.230 -19.93039 4.791798
logwtam | -3.206208 1.462391 -2.19 0.028 -6.072441 -.339975

```


	Corrected					
Alc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Alc						
L1.	-.0129638	.0310335	-0.42	0.676	-.0737884	.0478609
tjlp	-2.037007	1.623135	-1.25	0.209	-5.218294	1.14428
logwtam	-1.565507	.8495852	-1.84	0.065	-3.230663	.0996496
wtang	-.4240407	.4591626	-0.92	0.356	-1.323983	.4759014
wroa	-.5851812	.6629785	-0.88	0.377	-1.884595	.7142327
wmb	.025666	.0601509	0.43	0.670	-.0922276	.1435595
wlc	.2771935	.136468	2.03	0.042	.009721	.5446659
dammy1	-.3964226	.290883	-1.36	0.173	-.9665428	.1736976
dammy2	-.2954154	.2572315	-1.15	0.251	-.7995799	.2087492
dammy1i	2.066709	1.548925	1.33	0.182	-.9691286	5.102546
dammy2i	2.2432	1.55866	1.44	0.150	-.8117169	5.298117
wdo1	.5155787	.275651	1.87	0.061	-.0246874	1.055845
_cons	4.200233	2.440231	1.72	0.085	-.5825313	8.982997

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.22 Pr > z = 0.222

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.05 Pr > z = 0.961

Sargan test of overid. restrictions: chi2(180) = 150.31 Prob > chi2 = 0.948

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(180) = 202.97 Prob > chi2 = 0.116

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(131) = 171.84 Prob > chi2 = 0.010

Difference (null H = exogenous): chi2(49) = 31.13 Prob > chi2 = 0.978

iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)

Hansen test excluding group: chi2(176) = 199.78 Prob > chi2 = 0.106

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 3.20 Prob > chi2 = 0.525

Modelo Dpl_M1

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```

Group variable: codigo                Number of obs   =    1839
Time variable : ano                  Number of groups =     217
Number of instruments = 169          Obs per group: min =     1
Wald chi2(12) =    21.59              avg =    8.47
Prob > chi2   =    0.042              max =     9

```

```

-----
          |                Corrected
          |                Coef.  Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
Dpl |
L1. | -.1553082   .0874102   -1.78  0.076   -0.3266291   .0160126
    |
M1 |  1.331732   .8078011    1.65  0.099   -0.251529    2.914993
logwtam | -1.905872   1.072969   -1.78  0.076   -4.008852    .197108
wtang | -.1328725   .3427338   -0.39  0.698   -0.8046183   .5388733
wroa | -1.075105   .6424395   -1.67  0.094   -2.334263    .1840534
wmb | -.0407807   .0980411   -0.42  0.677   -0.2329377   .1513763
wlc |  .329879    .1492198    2.21  0.027    .0374136    .6223444
dammy1 | -.1566371   .1947615   -0.80  0.421   -0.5383626   .2250883
dammy2 | -.0137641   .2101387   -0.07  0.948   -0.4256284   .3981002
dammy1i | -.4498629   1.483844   -0.30  0.762   -3.358145    2.458419
dammy2i | -1.751392   1.630794   -1.07  0.283   -4.94769    1.444906
wdol |  .3266702   .1777589    1.84  0.066   -0.0217308   .6750712
_cons |  4.936662   2.805877    1.76  0.079   -0.5627553   10.43608
-----

```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.39 Pr > z = 0.017

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.64 Pr > z = 0.100

Sargan test of overid. restrictions: chi2(156) = 353.57 Prob > chi2 = 0.000

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(156) = 168.64 Prob > chi2 = 0.231

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(107) = 118.50 Prob > chi2 = 0.210

Difference (null H = exogenous): chi2(49) = 50.14 Prob > chi2 = 0.428

iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)

Hansen test excluding group: chi2(152) = 164.30 Prob > chi2 = 0.234

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 4.33 Prob > chi2 = 0.363

Modelo Dpl_M2

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```
-----
Group variable: codigo                Number of obs    =    1839
Time variable : ano                   Number of groups =     217
Number of instruments = 117           Obs per group: min =     1
Wald chi2(12) = 36.77                  avg =           8.47
Prob > chi2 = 0.000                    max =           9
-----
```

	Corrected					
Dpl	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Dpl						
L1.	-.0199412	.0195468	-1.02	0.308	-.0582523	.0183698
M2	-1.602555	.8681075	-1.85	0.165	-3.304014	.0989045
logwtam	-1.878986	.7803311	-2.41	0.016	-3.408406	-.3495648
wtang	.0607885	.4371248	0.14	0.889	-.7959604	.9175375
wroa	-.5362308	.4447274	-1.21	0.228	-1.40788	.3354189
wmb	.1065698	.0850351	1.25	0.210	-.060096	.2732357
wlc	.3010235	.1802889	1.67	0.095	-.0523363	.6543833
dammy1	-.4118186	.1835149	-2.24	0.025	-.7715012	-.0521359
dammy2	-.4638726	.1529396	-3.03	0.002	-.7636287	-.1641164
dammy1i	1.727964	1.296751	1.33	0.183	-.8136222	4.269549
dammy2i	2.717854	1.149054	2.37	0.018	.465749	4.969959
wdol	.1805226	.1646657	1.10	0.273	-.1422162	.5032614
_cons	4.892356	2.065034	2.37	0.018	.8449635	8.939749

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -3.07 Pr > z = 0.002

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.25 Pr > z = 0.209

Sargan test of overid. restrictions: chi2(104) = 210.49 Prob > chi2 = 0.000

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(104) = 108.16 Prob > chi2 = 0.370

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(48) = 53.05 Prob > chi2 = 0.286
 Difference (null H = exogenous): chi2(56) = 55.11 Prob > chi2 = 0.509
 iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)
 Hansen test excluding group: chi2(100) = 106.69 Prob > chi2 = 0.305
 Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 1.46 Prob > chi2 = 0.833

*****Modelo Dpl_Selic*****

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

 Group variable: codigo Number of obs = 1839
 Time variable : ano Number of groups = 217
 Number of instruments = 117 Obs per group: min = 1
 Wald chi2(12) = 20.19 avg = 8.47
 Prob > chi2 = 0.064 max = 9

		Corrected				[95% Conf. Interval]	
Dpl	Coef.	Std. Err.	z	P> z			
Dpl							
L1.	-.0194759	.0197281	-0.99	0.324	-.0581423	.0191906	
selic	-.2312046	.190617	-1.21	0.225	-.6048071	.1423979	
logwtam	-2.19208	.865849	-2.53	0.011	-3.889113	-.4950467	
wtang	.3024857	.4111537	0.74	0.462	-.5033608	1.108332	
wroa	-.6566622	.4514714	-1.45	0.146	-1.54153	.2282055	
wmb	.1116766	.091545	1.22	0.222	-.0677483	.2911015	
wlc	.3222363	.1835135	1.76	0.079	-.0374436	.6819162	
dammy1	-.2891331	.1560984	-1.85	0.064	-.5950803	.0168141	
dammy2	-.2399615	.1363452	-1.76	0.078	-.5071933	.0272702	
dammy1i	.1188655	.2777417	0.43	0.669	-.4254981	.6632292	
dammy2i	.2854188	.2170219	1.32	0.188	-.1399364	.710774	
wdol	.2440781	.1605734	1.52	0.129	-.0706399	.5587961	
_cons	5.486759	2.218792	2.47	0.013	1.138008	9.835511	

 Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -3.08 Pr > z = 0.002
 Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.30 Pr > z = 0.194

Sargan test of overid. restrictions: chi2(104) = 207.60 Prob > chi2 = 0.000

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(104) = 113.40 Prob > chi2 = 0.249

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(48) = 55.33 Prob > chi2 = 0.218

Difference (null H = exogenous): chi2(56) = 58.06 Prob > chi2 = 0.399

iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i)

Hansen test excluding group: chi2(100) = 106.35 Prob > chi2 = 0.313

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 7.04 Prob > chi2 = 0.134

Modelo Dpl_SelichHP

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```
-----
Group variable: codigo                Number of obs    =    1839
Time variable : ano                   Number of groups =     217
Number of instruments = 117           Obs per group:  min =     1
Wald chi2(12) =    25.36                avg =    8.47
Prob > chi2    =    0.013                max =     9
-----
```

		Corrected				
Dpl	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Dpl						
L1.	-.0196408	.0203041	-0.97	0.333	-.059436	.0201544
selichp	-3.893302	1.784603	-2.18	0.029	-7.391061	-.3955439
logwtam	-2.049026	.7588076	-2.70	0.007	-3.536262	-.5617906
wtang	.219125	.3818631	0.57	0.566	-.5293129	.9675629
wroa	-.5976884	.4190491	-1.43	0.154	-1.41901	.2236328
wmb	.0948468	.0812857	1.17	0.243	-.0644701	.2541638
wlc	.3167912	.1741203	1.82	0.069	-.0244783	.6580607
dammy1	-.2804957	.1368953	-2.05	0.040	-.5488056	-.0121859
dammy2	-.2440874	.1261915	-1.93	0.053	-.4914182	.0032435
dammyli	2.653191	3.44991	0.77	0.442	-4.108508	9.41489
dammy2i	2.846956	2.879172	0.99	0.323	-2.796118	8.490031
wdol	.1864201	.1635166	1.14	0.254	-.1340666	.5069068

```

      _cons |    5.159499    1.960922    2.63    0.009    1.316163    9.002835
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.07  Pr > z =  0.002
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -1.23  Pr > z =  0.217
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(104) = 209.72  Prob > chi2 =  0.000
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(104) = 109.04  Prob > chi2 =  0.348
(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels
Hansen test excluding group:      chi2(48) =  53.77  Prob > chi2 =  0.263
Difference (null H = exogenous):  chi2(56) =  55.27  Prob > chi2 =  0.503
iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i)
Hansen test excluding group:      chi2(100) = 106.86  Prob > chi2 =  0.301
Difference (null H = exogenous):  chi2(4) =   2.18  Prob > chi2 =  0.702
*****

```

Modelo Dpl _tjlp

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```

-----
Group variable: codigo                Number of obs    =    1839
Time variable : ano                  Number of groups =     217
Number of instruments = 117          Obs per group: min =     1
Wald chi2(12) =    48.89                avg =     8.47
Prob > chi2 =    0.000                max =     9
-----

```

		Corrected				
Dpl	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Dpl						
L1	-.0209025	.0211943	-0.99	0.324	-.0624425	.0206374
tjlp	-.9512091	.2015395	-4.72	0.000	-1.346219	-.5561988
logwtam	-2.03037	.7670966	-2.65	0.008	-3.533852	-.5268882
wtang	.2315475	.4025898	0.58	0.565	-.557514	1.020609
wroa	-.5837212	.4064799	-1.44	0.151	-1.380407	.2129647
wmb	.0945289	.0821267	1.15	0.250	-.0664364	.2554942
wlc	.3215707	.1774546	1.81	0.070	-.026234	.6693753


```

-----+-----
      CE |
      L1. |   -.00977   .0026841   -3.64   0.000   -.0150307   -.0045093
          |
      M2 |  -14.30791   9.96478   -1.44   0.151   -33.83852   5.222704
logwtam |  -3.955632   2.252328   -1.76   0.079   -8.370114   .4588494
      wtang |  -4.093528   2.85116   -1.44   0.151   -9.681699   1.494644
      wroa |   11.8166   8.066868   1.46   0.143   -3.994176   27.62737
      wmb |   .2653574   .8606441   0.31   0.758   -1.421474   1.952189
      wlc |   1.130432   .5488063   2.06   0.039   .0547917   2.206073
      dammy1 |  -9.635312   7.075568   -1.36   0.173   -23.50317   4.232546
      dammy2 |  -1.909232   1.856565   -1.03   0.304   -5.548032   1.729568
      dammy1i |   94.91879   80.96909   1.17   0.241   -63.77771   253.6153
      dammy2i |   10.31988   15.12785   0.68   0.495   -19.33016   39.96992
      wdo1 |   2.145195   1.787162   1.20   0.230   -1.357577   5.647968
      _cons |   11.04245   5.416685   2.04   0.041   .4259479   21.65896
-----

```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.06 Pr > z = 0.289

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.35 Pr > z = 0.176

Sargan test of overid. restrictions: chi2(272) = 161.41 Prob > chi2 = 1.000

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(272) = 208.11 Prob > chi2 = 0.998

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(216) = 211.49 Prob > chi2 = 0.574

Difference (null H = exogenous): chi2(56) = -3.38 Prob > chi2 = 1.000

iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)

Hansen test excluding group: chi2(268) = 209.77 Prob > chi2 = 0.996

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = -1.66 Prob > chi2 = 1.000

Modelo CE_Selic

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```

-----
Group variable: codigo                Number of obs      =      1827
Time variable : ano                   Number of groups   =       216
Number of instruments = 285           Obs per group: min =        1

```

Wald chi2(12) = 79.40 avg = 8.46
 Prob > chi2 = 0.000 max = 9

```
-----
```

		Corrected				
CE	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+						
CE						
L1.	-.0107411	.0029604	-3.63	0.000	-.0165434	-.0049388
selic	1.976552	1.58216	1.25	0.212	-1.124425	5.07753
logwtam	-5.382407	3.500905	-1.54	0.124	-12.24405	1.479241
wtang	-4.186502	2.727905	-1.53	0.125	-9.533098	1.160094
wroa	12.36373	8.261178	1.50	0.134	-3.827882	28.55534
wmb	.6267681	1.163404	0.54	0.590	-1.653461	2.906998
wlc	1.231268	.5754904	2.14	0.032	.103328	2.359209
dammy1	-.0691826	1.25962	-0.05	0.956	-2.537992	2.399627
dammy2	-1.060876	.4478728	-2.37	0.018	-1.938691	-.1830618
dammy1i	-.942418	2.04429	-0.46	0.645	-4.949152	3.064316
dammy2i	-1.56255	1.428998	-1.09	0.274	-4.363335	1.238236
wdol	1.657098	1.593293	1.04	0.298	-1.465699	4.779894
_cons	13.0177	8.001395	1.63	0.104	-2.664745	28.70015

```
-----
```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.06 Pr > z = 0.289

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.40 Pr > z = 0.162

```
-----
```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(272) = 169.04 Prob > chi2 = 1.000

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(272) = 211.52 Prob > chi2 = 0.997

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(216) = 210.63 Prob > chi2 = 0.590

Difference (null H = exogenous): chi2(56) = 0.88 Prob > chi2 = 1.000

iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)

Hansen test excluding group: chi2(268) = 208.90 Prob > chi2 = 0.997

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 2.61 Prob > chi2 = 0.624

Modelo CE_SelichP

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```

-----
Group variable: codigo                Number of obs    =    1827
Time variable : ano                  Number of groups =    216
Number of instruments = 285          Obs per group: min =    1
Wald chi2(12) =    78.16              avg =    8.46
Prob > chi2 =    0.000                max =    9
-----

```

```

-----
              |              Corrected
              |              Coef.  Std. Err.   z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
              |
              |              CE |
              |              L1. |
              |              L1. |  -.0106906   .003336   -3.20  0.001   -.0172291   -.0041521
              |              |
selichp      |  52.08567   47.31671    1.10  0.271   -40.65339   144.8247
logwtam     | -5.816226   3.594454   -1.62  0.106   -12.86123    1.228775
wtang       | -4.125913   2.774216   -1.49  0.137   -9.563277    1.311452
wroa        | 12.61551    8.351939    1.51  0.131   -3.753985   28.98501
wmb         |  .7471539   1.239226    0.60  0.547   -1.681685    3.175993
wlc         |  1.268274   .5804023    2.19  0.029    .1307059    2.405841
dammy1      | -.1051558   1.129722   -0.09  0.926   -2.31937    2.109059
dammy2      | -1.058463   .3826668   -2.77  0.006   -1.808476   -.3084495
dammy1i     | -15.89865   69.60416   -0.23  0.819  -152.3203   120.523
dammy2i     | -49.92765   50.35025   -0.99  0.321  -148.6123   48.75703
wdol        |  1.870883   1.665997    1.12  0.261   -1.39441    5.136176
   _cons    | 13.86846    8.205185    1.69  0.091   -2.213407   29.95033
-----

```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.06 Pr > z = 0.289

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.41 Pr > z = 0.160

Sargan test of overid. restrictions: chi2(272) = 168.67 Prob > chi2 = 1.000

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(272) = 213.71 Prob > chi2 = 0.996

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(216) = 211.24 Prob > chi2 = 0.579

Difference (null H = exogenous): chi2(56) = 2.48 Prob > chi2 = 1.000

iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i)

Hansen test excluding group: chi2(268) = 212.69 Prob > chi2 = 0.995

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 1.03 Prob > chi2 = 0.906

Modelo CE_tjlp

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```
-----
Group variable: codigo                Number of obs    =    1827
Time variable : ano                   Number of groups =     216
Number of instruments = 193           Obs per group: min =     1
Wald chi2(12) =    69.37                avg =    8.46
Prob > chi2    =    0.000                max =     9
-----
```

		Corrected				
CE	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
L1.	-.0733185	.0165065	-4.44	0.000	-.1056706	-.0409665
tjlp	12.85762	12.52943	1.03	0.305	-11.6996	37.41484
logwtam	-10.24031	7.177687	-1.43	0.154	-24.30832	3.827693
wtang	-1.188443	3.195181	-0.37	0.710	-7.450883	5.073998
wroa	9.288097	9.89559	0.94	0.348	-10.1069	28.6831
wmb	-.319998	.9315804	-0.34	0.731	-2.145862	1.505866
wlc	.9337333	.6521015	1.43	0.152	-.3443622	2.211829
dammy1	.1087245	1.243778	0.09	0.930	-2.329036	2.546485
dammy2	-1.461141	.9680069	-1.51	0.131	-3.358399	.4361182
dammyli	-17.35134	14.81253	-1.17	0.241	-46.38336	11.68068
dammy2i	-14.68917	14.0165	-1.05	0.295	-42.161	12.78266
wdol	1.541419	1.461754	1.05	0.292	-1.323565	4.406403
_cons	26.87926	18.63327	1.44	0.149	-9.641285	63.39981

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.05 Pr > z = 0.292

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.93 Pr > z = 0.355

Sargan test of overid. restrictions: chi2(180) = 124.48 Prob > chi2 = 0.999

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(180) = 200.00 Prob > chi2 = 0.146

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(131) = 170.71 Prob > chi2 = 0.011
 Difference (null H = exogenous): chi2(49) = 29.29 Prob > chi2 = 0.989

iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i)

Hansen test excluding group: chi2(176) = 198.02 Prob > chi2 = 0.122
 Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 1.98 Prob > chi2 = 0.740

APÊNDICE C – Resultado do software Stata - Hipóteses 4, 5 e 6

Modelo IP_M1

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```
-----
Group variable: codigo                Number of obs    =    1653
Time variable : ano                   Number of groups =     202
Number of instruments = 349           Obs per group:  min =     1
Wald chi2(14) =    30.26                avg =     8.18
Prob > chi2    =    0.007                max =     9
-----
```

		Corrected				
wIP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
wIP						
L1.	-.0416056	.0146221	-2.85	0.004	-.0702644	-.0129469
M1	.7146636	.4238816	1.69	0.092	-.116129	1.545456
logwtam	.4530602	.2286388	1.98	0.048	.0049364	.9011839
wLO	-.0028254	.0047428	-0.60	0.551	-.0121211	.0064702
wroa	.2653746	.1389473	1.91	0.056	-.0069572	.5377064
wmb	.0131858	.0090753	1.45	0.146	-.0046013	.030973
wal	-.0462974	.0570699	-0.81	0.417	-.1581524	.0655576
wls	.0000115	.0000372	0.31	0.757	-.0000613	.0000843
wfco	-.8031088	.3415877	-2.35	0.019	-1.472608	-.1336092
dammy1	.0345032	.0387039	0.89	0.373	-.041355	.1103615

wIP	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
wIP						
L1.	-.0458033	.0161429	-2.84	0.005	-.0774428	-.0141638
selic	.0441341	.1173499	0.38	0.707	-.1858675	.2741357
logwtam	.3891939	.2307029	1.69	0.092	-.0629754	.8413633
wLO	-.0048977	.0044958	-1.09	0.276	-.0137094	.003914
wroa	.2444328	.1351908	1.81	0.071	-.0205362	.5094019
wmb	.0218154	.009223	2.37	0.018	.0037386	.0398922
wal	-.0384122	.05763	-0.67	0.505	-.1513649	.0745404
wls	5.35e-06	.0000389	0.14	0.891	-.0000071	.0000817
wfco	-.8210971	.3359287	-2.44	0.015	-1.479505	-.1626889
dammy1	.0207299	.0390553	0.53	0.596	-.0558171	.0972769
dammy2	.0355573	.0394599	0.90	0.368	-.0417825	.1128972
dammy1i	.00081	.1283699	0.01	0.995	-.2507903	.2524104
dammy2i	-.0600273	.1381081	-0.43	0.664	-.3307142	.2106597
wdol	.0287774	.0343567	0.84	0.402	-.0385604	.0961152
_cons	-1.017791	.6270881	-1.62	0.105	-2.246861	.2112796

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -4.36 Pr > z = 0.000
 Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.82 Pr > z = 0.069

Sargan test of overid. restrictions: chi2(358) = 672.52 Prob > chi2 = 0.000
 (Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(358) = 189.73 Prob > chi2 = 1.000
 (Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(286) = 188.07 Prob > chi2 = 1.000
 Difference (null H = exogenous): chi2(72) = 1.65 Prob > chi2 = 1.000

iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)

Hansen test excluding group: chi2(354) = 191.31 Prob > chi2 = 1.000
 Difference (null H = exogenous): chi2(4) = -1.58 Prob > chi2 = 1.000

Modelo IP_SelicHP

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)

Hansen test excluding group: chi2(354) = 194.39 Prob > chi2 = 1.000

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = -1.00 Prob > chi2 = 1.000

*****Modelo IP1_tjlp*****

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```
-----
Group variable: codigo                Number of obs    =    1553
Time variable : ano                   Number of groups =    198
Number of instruments = 205           Obs per group: min =    1
Wald chi2(14) = 21.27                  avg =    7.84
Prob > chi2 = 0.095                    max =    9
-----
```

		Corrected				[95% Conf. Interval]	
IP	Coef.	Std. Err.	z	P> z			
IP							
L1.	-.0071047	.003097	-2.29	0.022	-.0131747	-.0010348	
tjlp	-1.393145	1.393323	-1.00	0.317	-4.124007	1.337717	
logwtam	10.90405	11.17852	0.98	0.329	-11.00545	32.81355	
wLO	.1327847	.1111689	1.19	0.232	-.0851023	.3506718	
wroa	-.5247587	1.830441	-0.29	0.774	-4.112357	3.062839	
wmb	.2278964	.224669	1.01	0.310	-.2124469	.6682396	
wal	1.212919	1.862318	0.65	0.515	-2.437157	4.862996	
wls	-.0013355	.0011795	-1.13	0.258	-.0036472	.0009762	
wfco	-4.954832	6.234924	-0.79	0.427	-17.17506	7.265395	
wrm	-.2707129	.3266277	-0.83	0.407	-.9108913	.3694655	
dammy1	-.7420518	1.827012	-0.41	0.685	-4.322929	2.838825	
dammy2	.0305315	2.087844	0.01	0.988	-4.061567	4.12263	
dammy1i	.1851809	2.073988	0.09	0.929	-3.879761	4.250123	
dammy2i	-.9327645	2.187834	-0.43	0.670	-5.22084	3.355311	
_cons	-27.24921	30.53351	-0.89	0.372	-87.0938	32.59537	

```
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.26 Pr > z = 0.209
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.05 Pr > z = 0.962
-----
```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(190) = 356.74 Prob > chi2 = 0.000
 (Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(190) = 184.20 Prob > chi2 = 0.605
 (Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(118) = 142.46 Prob > chi2 = 0.062
 Difference (null H = exogenous): chi2(72) = 41.74 Prob > chi2 = 0.998

iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i)

Hansen test excluding group: chi2(186) = 182.55 Prob > chi2 = 0.558
 Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 1.65 Prob > chi2 = 0.800

Modelo IP2_M1

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

 Group variable: codigo Number of obs = 1653
 Time variable : ano Number of groups = 202
 Number of instruments = 233 Obs per group: min = 1
 Wald chi2(14) = 21.55 avg = 8.18
 Prob > chi2 = 0.088 max = 9

		Corrected				
wIP2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
wIP2						
L1.	-.1116287	.0657725	-1.70	0.090	-.2405405	.0172831
M1	-2.013642	1.480509	-1.36	0.174	-4.915388	.8881028
logwtam	.313896	.716347	0.44	0.661	-1.090118	1.71791
wLO	-.0008154	.0081823	-0.10	0.921	-.0168525	.0152217
wroa	.444836	.3455895	1.29	0.198	-.2325069	1.122179
wmb	.0746382	.0338014	2.21	0.027	.0083886	.1408878
wal	.1486074	.1602134	0.93	0.354	-.165405	.4626199
wls	8.96e-06	.0001023	0.09	0.930	-.0001916	.0002095
wfco	-2.142672	.8604587	-2.49	0.013	-3.82914	-.4562039
dammy1	-.2007073	.1321945	-1.52	0.129	-.4598038	.0583892
dammy2	-.1067029	.1349182	-0.79	0.429	-.3711377	.1577318
dammyli	2.992267	1.593985	1.88	0.060	-.131887	6.11642
dammy2i	2.727616	1.834587	1.49	0.137	-.868109	6.323342
wdol	.1184056	.1341703	0.88	0.378	-.1445635	.3813747

```

      _cons |  -.6875813   1.91672   -0.36   0.720   -4.444284   3.069121
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -3.69  Pr > z =  0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =  -2.29  Pr > z =  0.022
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(218) = 503.44  Prob > chi2 =  0.000
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(218) = 191.78  Prob > chi2 =  0.899
(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels
Hansen test excluding group:      chi2(164) = 163.15  Prob > chi2 =  0.504
Difference (null H = exogenous):  chi2(54) =  28.63  Prob > chi2 =  0.998
iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i)
Hansen test excluding group:      chi2(214) = 186.09  Prob > chi2 =  0.916
Difference (null H = exogenous):  chi2(4) =   5.69  Prob > chi2 =  0.224
*****

```

Modelo IP2_M2

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```

-----
Group variable: codigo          Number of obs   =   1653
Time variable : ano            Number of groups =    202
Number of instruments = 233     Obs per group: min =     1
Wald chi2(14) = 26.48          avg = 8.18
Prob > chi2 = 0.022           max = 9
-----

```

		Corrected				
wIP2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
wIP2						
L1	-.1154539	.0679358	-1.70	0.089	-.2486057	.0176978
M2	.1394418	2.010265	0.07	0.945	-3.800606	4.079489
logwtam	.4022557	.6887014	0.58	0.559	-.9475741	1.752086
wLO	.0012463	.0085308	0.15	0.884	-.0154738	.0179665
wroa	.4291584	.3230693	1.33	0.184	-.2040458	1.062363
wmb	.0733051	.0320376	2.29	0.022	.0105125	.1360976
wal	.1603981	.1582457	1.01	0.311	-.1497579	.4705541

```

wls | 5.50e-06 .0000968 0.06 0.955 -.0001842 .0001952
wfco | -2.023998 .7794085 -2.60 0.009 -3.551611 -.4963857
dammy1 | -.0374662 .261645 -0.14 0.886 -.5502809 .4753486
dammy2 | -.0739249 .2823054 -0.26 0.793 -.6272333 .4793836
dammy1i | .1069447 2.051021 0.05 0.958 -3.912983 4.126872
dammy2i | 1.14015 2.31713 0.49 0.623 -3.401342 5.681642
wdol | .063045 .1073793 0.59 0.557 -.1474145 .2735045
_cons | -1.053282 1.904646 -0.55 0.580 -4.786319 2.679755
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -3.58 Pr > z = 0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -2.36 Pr > z = 0.018
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(218) = 510.31 Prob > chi2 = 0.000
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(218) = 194.23 Prob > chi2 = 0.875
(Robust, but weakened by many instruments.)
Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(164) = 163.81 Prob > chi2 = 0.490
Difference (null H = exogenous): chi2(54) = 30.42 Prob > chi2 = 0.996
iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)
Hansen test excluding group: chi2(214) = 187.31 Prob > chi2 = 0.906
Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 6.92 Prob > chi2 = 0.140
*****
***Modelo IP2_Selic***
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----
Group variable: codigo Number of obs = 1653
Time variable : ano Number of groups = 202
Number of instruments = 125 Obs per group: min = 1
Wald chi2(14) = 23.95 avg = 8.18
Prob > chi2 = 0.046 max = 9
-----
| Corrected
wIP2 | Coef. Std. Err. z P>|z| [95% Conf. Interval]
-----+-----
wIP2 |
L1. | -.1627202 .0820841 -1.98 0.047 -.3236022 -.0018383
|

```

```

      selic |   .0442607   .253808   0.17   0.862   -.4531938   .5417151
logwtam |   .4340906   .7383448   0.59   0.557  -1.013039   1.88122
      wLO |  -.0028179   .0094446  -0.30   0.765  -.0213289   .0156932
      wroa |   .0710311   .267544   0.27   0.791  -.4533454   .5954076
      wmb |   .0971827   .0459104   2.12   0.034    .0072   .1871655
      wal |   .3234553   .1837753   1.76   0.078  -.0367376   .6836482
      wls |   .0001018   .0000994   1.02   0.306  -.000093   .0002967
      wfco |  -.4218265   1.240135  -0.34   0.734  -2.852447   2.008794
dammy1 |   .0241065   .1193631   0.20   0.840  -.2098409   .258054
dammy2 |   .0828405   .1297768   0.64   0.523  -.1715173   .3371984
dammy1i |   .0470638   .3041737   0.15   0.877  -.5491057   .6432334
dammy2i |  -.0828519   .2787478  -0.30   0.766  -.6291875   .4634836
      wdo1 |   .0853643   .1051189   0.81   0.417  -.1206649   .2913936
      _cons | -1.497813   2.044651  -0.73   0.464  -5.505255   2.509629
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -3.18 Pr > z = 0.001
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -2.33 Pr > z = 0.020
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(110) = 331.64 Prob > chi2 = 0.000
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(110) = 124.48 Prob > chi2 = 0.163
(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels
Hansen test excluding group:   chi2(74) = 88.76 Prob > chi2 = 0.116
Difference (null H = exogenous): chi2(36) = 35.72 Prob > chi2 = 0.482
iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)
Hansen test excluding group:   chi2(106) = 117.02 Prob > chi2 = 0.218
Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 7.46 Prob > chi2 = 0.113
*****

***Modelo IP2_SelicHP***

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----
Group variable: codigo           Number of obs   =   1653
Time variable : ano             Number of groups =    202
Number of instruments = 175      Obs per group: min =    1
Wald chi2(14) = 32.34           avg = 8.18
Prob > chi2 = 0.004            max = 9

```

```

-----
                |
                |          Corrected
wIP2 |          Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
wIP2 |
  L1. |  -.0890888   .0752635   -1.18  0.237   - .2366025   .0584249
    |
selichp |  .1695319   4.585986    0.04  0.971   -8.818836    9.1579
logwtam |  .6189898   .6863262    0.90  0.367   - .7261849    1.964164
  wLO |  -.0047044   .0088739   -0.53  0.596   - .0220969    .012688
  wroa |  .4630237   .4771264    0.97  0.332   - .4721269    1.398174
  wmb |  .0506122   .0301098    1.68  0.093   - .008402    .1096264
  wal |  .1780906   .1845263    0.97  0.334   - .1835743    .5397556
  wls |  .0001249    .00012    1.04  0.298   - .0001103    .00036
  wfco | -2.767821   1.261198   -2.19  0.028   -5.239723   -.2959191
dammy1 |  .0012501   .1116493    0.01  0.991   - .2175785    .2200787
dammy2 |  .0527993   .1192441    0.44  0.658   - .1809148    .2865134
dammy1i | -.7376224   4.774833   -0.15  0.877   -10.09612    8.620878
dammy2i | -3.481347   5.376418   -0.65  0.517   -14.01893    7.056239
  wdol |  .0851875   .1025583    0.83  0.406   - .115823    .2861979
  _cons | -1.702993   1.829916   -0.93  0.352   -5.289562    1.883576
-----

```

```

-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -3.46 Pr > z = 0.001
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -2.32 Pr > z = 0.020
-----

```

```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(160) = 422.85 Prob > chi2 = 0.000
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

```

```

Hansen test of overid. restrictions: chi2(160) = 174.11 Prob > chi2 = 0.211
(Robust, but weakened by many instruments.)

```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

```

Hansen test excluding group:      chi2(115) = 125.10 Prob > chi2 = 0.245
Difference (null H = exogenous):  chi2(45) = 49.02 Prob > chi2 = 0.315

```

iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)

```

Hansen test excluding group:      chi2(156) = 163.06 Prob > chi2 = 0.333
Difference (null H = exogenous):  chi2(4) = 11.06 Prob > chi2 = 0.026

```

Modelo IP2_tjlp

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```

-----
Group variable: codigo                Number of obs    =    1553
Time variable : ano                  Number of groups =    198
Number of instruments = 188          Obs per group: min =    1
Wald chi2(14) =    88.37              avg =    7.84
Prob > chi2    =    0.000              max =    9
-----

```

```

-----
                |                Corrected
                |                Coef.   Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
IP2 |
L1. |  -.1666519   .0369698   -4.51   0.000   - .2391113   - .0941925
    |
tjlp |  .8823381    3.06205    0.29   0.773   -5.119171    6.883847
logwtam | -5.302145   9.320115   -0.57   0.569   -23.56924    12.96495
wLO |  -.0700677   .0636254   -1.10   0.271   - .1947711    .0546357
wroa |  .7165868    6.215549    0.12   0.908   -11.46567    12.89884
wmb |  .5634441    .3408445    1.65   0.098   - .1045989    1.231487
wal |  1.654628    5.280425    0.31   0.754   -8.694814    12.00407
wls |  -.0008771   .0015345   -0.57   0.568   - .0038847    .0021306
wfco | -39.10133    22.91756   -1.71   0.088   -84.01892    5.816274
wrm |  -.4281436   .9366484   -0.46   0.648   -2.263941    1.407653
dammy1 | -4.929327    3.351907   -1.47   0.141   -11.49894    1.640291
dammy2 | -3.474125    3.316722   -1.05   0.295   -9.974781    3.026532
dammy1i | -2.45532     3.173048   -0.77   0.439   -8.674379    3.763739
dammy2i | -4.599141    5.068649   -0.91   0.364   -14.53351    5.335227
_cons |  21.74454    27.59687    0.79   0.431   -32.34432    75.83341
-----

```

```

-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -0.72 Pr > z = 0.471
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.45 Pr > z = 0.146
-----

```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(173) = 477.83 Prob > chi2 = 0.000

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(173) = 183.25 Prob > chi2 = 0.282

(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

```

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group:      chi2(119)  = 126.84  Prob > chi2 = 0.294
Difference (null H = exogenous):  chi2(54)   = 56.41  Prob > chi2 = 0.385
iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i)

Hansen test excluding group:      chi2(169) = 178.48  Prob > chi2 = 0.294
Difference (null H = exogenous):  chi2(4)   = 4.77   Prob > chi2 = 0.311

```

APÊNDICE D – Comandos da modelagem em painel

Modelo Alc_m1

Hipóteses 1, 2 E 3

/Verificação de estacionariedade variáveis de interesse/

```

xtset codigo ano, yearly
xtunitroot fisher tam, pp lags(1)
xtunitroot fisher roa, pp lags(1)
xtunitroot fisher mb, pp lags(1)
xtunitroot fisher risco, pp lags(1)
xtunitroot fisher lc, pp lags(1)
xtunitroot fisher dol, pp lags(1)

```

/Verificação de estacionariedade variáveis interesse/

```

xtunitroot fisher M1, pp lags(1)
xtunitroot fisher M2, pp lags(1)
xtunitroot fisher selic, pp lags(1)
xtunitroot fisher selichp, pp lags(1)
xtunitroot fisher tjlp, pp lags(1)

```

/Estimação dos modelos propostos no estudo/

Modelo Alc_m1

```

xtset codigo ano, yearly
winsor Alc, gen (wAlc)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor tang, gen (wtang)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)

```

```

winsor risco, gen (wrisco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
winsor lc , gen (wlc)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)

xtabond2 Alc L.Alc M1 logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i wdol, gmm
(L.Alc L.M1 L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(5 2))iv(dammy1 dammy2 dammy1i
dammy2i) twostep robust

```

Modelo Alc_m2

```

xtset codigo ano, yearly
winsor Alc, gen (wAlc)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor tang, gen (wtang)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
winsor lc , gen (wlc)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)

xtabond2 Alc L.Alc M2 logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i wdol, gmm
(L.Alc L.M2 L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(10 2))iv(dammy1 dammy2 dammy1i
dammy2i) twostep robust

```

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Modelo Alc_Selic

```

xtset codigo ano, yearly
winsor Alc, gen (wAlc)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor tang, gen (wtang)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
winsor lc , gen (wlc)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)

xtabond2 Alc L.Alc selic logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i wdol, gmm
(L.Alc L.selic L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(4 2))iv(dammy1 dammy2 dammy1i
dammy2i) twostep robust

```

Modelo Alc_SelicHP

```
xtset codigo ano, yearly
```

```
winsor Alc, gen (wAlc)h(22)
```

```
winsor tam , gen (wtam)h(22)
```

```
winsor tang, gen (wtang)h(22)
```

```
winsor roa, gen (wroa)h(22)
```

```
winsor mb, gen (wmb)h(22)
```

```
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
```

```
winsor dol , gen (wdol)h(22)
```

```
winsor lc , gen (wlc)h(22)
```

```
xtset codigo ano, yearly
```

```
gen logwtam = ln(wtam)
```

```
xtabond2 Alc L.Alc selichp logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol, gmm  
(L.Alc L.selich L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(5 0))iv(dammy1 dammy2 dammyli  
dammy2i) twostep robust
```

```
*****
```

*****Modelo Alc_tjlp*****

```
winsor Alc , gen (walc)h(22)
```

```
winsor tam , gen (wtam)h(22)
```

```
winsor tang, gen (wtang)h(22)
```

```
winsor roa, gen (wroa)h(22)
```

```
winsor mb, gen (wmb)h(22)
```

```
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
```

```
winsor dol , gen (wdol)h(22)
```

```
winsor lc , gen (wlc)h(22)
```

```
xtset codigo ano, yearly
```

```
gen logwtam = ln(wtam)
```

```
xtabond2 Alc L.Alc tjlp logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol, gmm  
(L.Alc L.tjlp L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(2 5))iv(dammy1 dammy2 dammyli  
dammy2i) twostep robust
```

```
*****
```

*****Modelo Dpl_M1*****

```
winsor Dpl, gen (wDpl)h(22)
```

```
winsor tam , gen (wtam)h(22)
```

```
winsor tang, gen (wtang)h(22)
```

```
winsor roa, gen (wroa)h(22)
```

```
winsor mb, gen (wmb)h(22)
```

```
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
```

```
winsor dol , gen (wdol)h(22)
```

```
winsor lc , gen (wlc)h(22)
```

```
xtset codigo ano, yearly
```

```
gen logwtam = ln(wtam)
```

```
xtabond2 Dpl L.Dpl M1 logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol, gmm
(L.Dpl L.M1 L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(2 4))iv(dammy1 dammy2 dammyli
dammy2i) twostep robust
```

```
*****
```

```
***Modelo Dpl_M2***
```

```
winsor Dpl, gen (wDpl)h(22)
```

```
winsor tam , gen (wtam)h(22)
```

```
winsor tang, gen (wtang)h(22)
```

```
winsor roa, gen (wroa)h(22)
```

```
winsor mb, gen (wmb)h(22)
```

```
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
```

```
winsor dol , gen (wdol)h(22)
```

```
winsor lc , gen (wlc)h(22)
```

```
xtset codigo ano, yearly
```

```
gen logwtam = ln(wtam)
```

```
xtabond2 Dpl L.Dpl M2 logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol, gmm
(L.Dpl L.M2 L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(1 1))iv(dammy1 dammy2 dammyli
dammy2i) twostep robust
```

```
*****
```

```
***Modelo Dpl_Selic***
```

```
winsor Dpl, gen (wDpl)h(22)
```

```
winsor tam , gen (wtam)h(22)
```

```
winsor tang, gen (wtang)h(22)
```

```
winsor roa, gen (wroa)h(22)
```

```
winsor mb, gen (wmb)h(22)
```

```
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
```

```
winsor dol , gen (wdol)h(22)
```

```
winsor lc , gen (wlc)h(22)
```

```
xtset codigo ano, yearly
```

```
gen logwtam = ln(wtam)
```

```
xtabond2 Dpl L.Dpl selic logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol, gmm
(L.Dpl L.selic L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(1 1))iv(dammy1 dammy2 dammyli
dammy2i) twostep robust
```

```
*****
```

```
***Modelo Dpl_SelicHP***
```

```
winsor Dpl, gen (wDpl)h(22)
```

```
winsor tam , gen (wtam)h(22)
```

```
winsor tang, gen (wtang)h(22)
```

```
winsor roa, gen (wroa)h(22)
```

```
winsor mb, gen (wmb)h(22)
```

```

winsor risco, gen (wrisco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
winsor lc , gen (wlc)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)

xtabond2 Dpl L.Dpl selichp logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol, gmm
(L.Dpl L.selichp L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(1 1))iv(dammy1 dammy2
dammyli dammy2i) twostep robust

```

*****Modelo Dpl _tjlp*****

```

winsor Dpl, gen (wDpl)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor tang, gen (wtang)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
winsor lc , gen (wlc)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)

xtabond2 Dpl L.Dpl tjlp logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol, gmm
(L.Dpl L.tjlp L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(1 1))iv(dammy1 dammy2 dammyli
dammy2i) twostep robust

```

Modelo CE_m1

```

xtset codigo ano, yearly
winsor CE, gen (wCE)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor tang, gen (wtang)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
winsor lc , gen (wlc)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)

xtabond2 CE L.CE M1 logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol, gmm (L.CE
L.M1 L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(2 7))iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i)
twostep robust

```

*****Modelo CE_M2*****

```

xtset codigo ano, yearly
winsor CE, gen (wCE)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor tang, gen (wtang)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
winsor lc , gen (wlc)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)
xtabond2 CE L.CE M2 logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i wdol, gmm (L.CE
L.M2 L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(8 1))iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)
twostep robust

```

Modelo CE_Selic

```

xtset codigo ano, yearly
winsor CE, gen (wCE)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor tang, gen (wtang)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
winsor lc , gen (wlc)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)
xtabond2 CE L.CE selic logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i wdol, gmm
(L.CE L.selic L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(9 1))iv(dammy1 dammy2 dammy1i
dammy2i) twostep robust

```

Modelo CE_SelicHP

```

xtset codigo ano, yearly
winsor CE, gen (wCE)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor tang, gen (wtang)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)

```

```
winsor lc , gen (wlc)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)
xtabond2 CE L.CE selichp logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i wdol, gmm
(L.CE L.selichp L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(9 1))iv(dammy1 dammy2 dammy1i
dammy2i) twostep robust
```

*****Modelo CE_tjlp*****

```
winsor CE , gen (wCE)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor tang, gen (wtang)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor risco, gen (wrisco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
winsor lc , gen (wlc)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)
xtabond2 CE L.CE tjlp logwtam wtang wroa wmb wlc dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i wdol, gmm (L.CE
L.tjlp L.logwtam L.wtang L.wroa L.wmb L.wlc L.wdol, lag(2 5))iv(dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i)
twostep robust
```

Hipóteses 4, 5 E 6

/Verificação de estacionariedade variáveis de controle/

```
xtset codigo ano, yearly
xtunitroot fisher tam , pp lags(1)
xtunitroot fisher LO , pp lags(1)
xtunitroot fisher roa , pp lags(1)
xtunitroot fisher mb , pp lags(1)
xtunitroot fisher al , pp lags(1)
xtunitroot fisher ls , pp lags(1)
xtunitroot fisher fco , pp lags(1)
```

/Verificação de estacionariedade variáveis interesse/

```
xtunitroot fisher M1 , pp lags(1)
xtunitroot fisher M2 , pp lags(1)
xtunitroot fisher selic, pp lags(1)
xtunitroot fisher selichp, pp lags(1)
xtunitroot fisher tjlp, pp lags(1) Modelo IP_m1
```

```

xtset codigo ano, yearly

gen logtam = ln(tam)

xtabond2 IP L.IP M1 logtam LO roa mb al ls fco rm dammy1 dammy2 dammyli dammy2i, gmm (L.IP
L.M1 L.logtam L.LO L.roa L.mb L.al L.ls L.fco L.rm, lag(10 4))iv(dammy1 dammy2 dammyli
dammy2i) twostep robust

*****

*****

***Modelo IP_M1***

xtset codigo ano, yearly

winsor IP, gen (wIP)h(22)

winsor tam , gen (wtam)h(22)

winsor LO, gen (wLO)h(22)

winsor roa, gen (wroa)h(22)

winsor mb, gen (wmb)h(22)

winsor al, gen (wal)h(22)

winsor ls , gen (wls)h(22)

winsor fco , gen (wfco)h(22)

winsor dol , gen (wdol)h(22)

xtset codigo ano, yearly

gen logwtam = ln(wtam)

xtabond2 wIP L.wIP M1 logwtam wLO wroa wmb wal wls wfco dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol,
gmm (L.wIP L.M1 L.logwtam L.wLO L.wroa L.wmb L.wal L.wls L.wfco L.wdol, lag(6 1))iv(dammy1
dammy2 dammyli dammy2i) twostep robust

*****

***Modelo IP_M2***

xtset codigo ano, yearly

winsor IP, gen (wIP)h(22)

winsor tam , gen (wtam)h(22)

winsor LO, gen (wLO)h(22)

winsor roa, gen (wroa)h(22)

winsor mb, gen (wmb)h(22)

winsor al, gen (wal)h(22)

winsor ls , gen (wls)h(22)

winsor fco , gen (wfco)h(22)

winsor dol , gen (wdol)h(22)

xtset codigo ano, yearly

gen logwtam = ln(wtam)

xtabond2 wIP L.wIP M2 logwtam wLO wroa wmb wal wls wfco dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol,
gmm (L.wIP L.M2 L.logwtam L.wLO L.wroa L.wmb L.wal L.wls L.wfco L.wdol, lag(7 1))iv(dammy1
dammy2 dammyli dammy2i) twostep robust

*****

```

*****Modelo IP_Selic*****

```
xtset codigo ano, yearly
```

```
winsor IP, gen (wIP)h(22)
```

```
winsor tam , gen (wtam)h(22)
```

```
winsor LO, gen (wLO)h(22)
```

```
winsor roa, gen (wroa)h(22)
```

```
winsor mb, gen (wmb)h(22)
```

```
winsor al, gen (wal)h(22)
```

```
winsor ls , gen (wls)h(22)
```

```
winsor fco , gen (wfco)h(22)
```

```
winsor dol , gen (wdol)h(22)
```

```
xtset codigo ano, yearly
```

```
gen logwtam = ln(wtam)
```

```
xtabond2 wIP L.wIP selic logwtam wLO wroa wmb wal wls wfco dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol,
gmm (L.wIP L.selic L.logwtam L.wLO L.wroa L.wmb L.wal L.wls L.wfco L.wdol, lag(8 1))iv(dammy1
dammy2 dammyli dammy2i) twostep robust
```

```
*****
```

*****Modelo IP_SelicHP*****

```
xtset codigo ano, yearly
```

```
winsor IP, gen (wIP)h(22)
```

```
winsor tam , gen (wtam)h(22)
```

```
winsor LO, gen (wLO)h(22)
```

```
winsor roa, gen (wroa)h(22)
```

```
winsor mb, gen (wmb)h(22)
```

```
winsor al, gen (wal)h(22)
```

```
winsor ls , gen (wls)h(22)
```

```
winsor fco , gen (wfco)h(22)
```

```
winsor dol , gen (wdol)h(22)
```

```
xtset codigo ano, yearly
```

```
gen logwtam = ln(wtam)
```

```
xtabond2 wIP L.wIP selichp logwtam wLO wroa wmb wal wls wfco dammy1 dammy2 dammyli dammy2i
wdol, gmm (L.wIP L.selichp L.logwtam L.wLO L.wroa L.wmb L.wal L.wls L.wfco L.wdol, lag(10
1))iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i) twostep robust
```

```
*****
```

*****Modelo IP1_tjlp*****

```
winsor IP , gen (wIP)h(22)
```

```
winsor tam , gen (wtam)h(22)
```

```
winsor LO, gen (wLO)h(22)
```

```
winsor roa, gen (wroa)h(22)
```

```
winsor mb, gen (wmb)h(22)
```

```
winsor al, gen (wal)h(22)
```

```

winsor ls, gen (wls)h(22)
winsor fco , gen (wfco)h(22)
winsor dol, gen (wrm)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)

xtabond2 IP L.IP tjlpl logwtam wLO wroa wmb wal wls wfco wrm dammy1 dammy2 dammyli dammy2i, gmm
(L.IP L.tjlpl L.logwtam L.wLO L.wroa L.wmb L.wal L.wls wrm, lag(2 1))iv(dammy1 dammy2 dammyli
dammy2i) twostep robust

```

Modelo IP2_M1

```

xtset codigo ano, yearly
winsor IP2, gen (wIP2)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor LO, gen (wLO)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor al, gen (wal)h(22)
winsor ls , gen (wls)h(22)
winsor fco , gen (wfco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)

xtabond2 wIP2 L.wIP2 M1 logwtam wLO wroa wmb wal wls wfco dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol,
gmm (L.wIP2 L.M1 L.logwtam L.wLO L.wroa L.wmb L.wal L.wls L.wfco L.wdol, lag(9 3))iv(dammy1
dammy2 dammyli dammy2i) twostep robust

```

Modelo IP2_M2

```

xtset codigo ano, yearly
winsor IP2, gen (wIP2)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor LO, gen (wLO)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor al, gen (wal)h(22)
winsor ls , gen (wls)h(22)
winsor fco , gen (wfco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)

```

```
xtabond2 wIP2 L.wIP2 M2 logwtam wLO wroa wmb wal wls wfco dammy1 dammy2 dammyli dammy2i wdol,
gmm (L.wIP2 L.M2 L.logwtam L.wLO L.wroa L.wmb L.wal L.wls L.wfco L.wdol, lag(9 3))iv(dammy1
dammy2 dammyli dammy2i) twostep robust
```

```
*****
```

*****Modelo IP2_Selic*****

```
xtset codigo ano, yearly
winsor IP2, gen (wIP2)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor LO, gen (wLO)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor al, gen (wal)h(22)
winsor ls , gen (wls)h(22)
winsor fco , gen (wfco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)
```

```
xtabond2 wIP2 L.wIP2 selic logwtam wLO wroa wmb wal wls wfco dammy1 dammy2 dammyli dammy2i
wdol, gmm (L.wIP2 L.selic L.logwtam L.wLO L.wroa L.wmb L.wal L.wls L.wfco L.wdol, lag(10
5))iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i) twostep robust
```

```
*****
```

*****Modelo IP2_SelichP*****

```
xtset codigo ano, yearly
winsor IP2, gen (wIP2)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor LO, gen (wLO)h(22)
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor al, gen (wal)h(22)
winsor ls , gen (wls)h(22)
winsor fco , gen (wfco)h(22)
winsor dol , gen (wdol)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)
```

```
xtabond2 wIP2 L.wIP2 selichp logwtam wLO wroa wmb wal wls wfco dammy1 dammy2 dammyli dammy2i
wdol, gmm (L.wIP2 L.selichp L.logwtam L.wLO L.wroa L.wmb L.wal L.wls L.wfco L.wdol, lag(9
4))iv(dammy1 dammy2 dammyli dammy2i) twostep robust
```

```
*****
```

*****Modelo IP2_tjlp*****

```
winsor IP2 , gen (wIP2)h(22)
winsor tam , gen (wtam)h(22)
winsor LO, gen (wLO)h(22)
```

```
winsor roa, gen (wroa)h(22)
winsor mb, gen (wmb)h(22)
winsor al, gen (wal)h(22)
winsor ls, gen (wls)h(22)
winsor fco , gen (wfco)h(22)
winsor rm, gen (wrm)h(22)
xtset codigo ano, yearly
gen logwtam = ln(wtam)
xtabond2 IP L.IP tjlp logwtam wLO wroa wmb wal wls wfco wrm dammy1 dammy2 dammy1i dammy2i, gmm
(L.IP L.tjlp L.logwtam L.wLO L.wroa L.wmb L.wal L.wls wrm, lag(3 5))iv(dammy1 dammy2 dammy1i
dammy2i) twostep robust
```