



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA  
CENTRO SÓCIO-ECONÔMICO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Mario Augusto Gouvêa de Almeida

**COMMODITIES, INVESTIMENTO E COORDENAÇÃO MACROECONÔMICA:  
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL NO PERÍODO 1996-2019**

Florianópolis

2020



Mario Augusto Gouvêa de Almeida

**COMMODITIES, INVESTIMENTO E COORDENAÇÃO MACROECONÔMICA:  
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL NO PERÍODO 1996-2019**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em  
Economia da Universidade Federal de Santa  
Catarina para a obtenção do Grau de Doutor em  
Economia.

Orientadora: Prof.<sup>a</sup> Dr. Eva Yamila A. S. Catela

Coorientador: Prof. Dr. Jaylson Jair da Silveira

Florianópolis

2020

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,  
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da UFSC.

Almeida, Mario Augusto Gouvêa de  
Commodities, investimento e coordenação macroeconômica:  
evidências empíricas para o Brasil no período 1996-2019 /  
Mario Augusto Gouvêa de Almeida ; orientadora, Eva Yamila  
A. Silva Catela , coorientador, Jaylson Jair da Silveira ,  
2020.

150 p.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa  
Catarina, Centro Sócio-Econômico, Programa de Pós-Graduação em  
Economia, Florianópolis, 2020.

Inclui referências.

1. Economia. 2. Flutuações macroeconômicas. 3.  
Commodities. 4. Investimento. 5. Coordenação macroeconômica.  
I. , Eva Yamila A. Silva Catela. II. , Jaylson Jair da  
Silveira. III. Universidade Federal de Santa Catarina.  
Programa de Pós-Graduação em Economia. IV. Título.

Mario Augusto Gouvêa de Almeida

**COMMODITIES, INVESTIMENTO E COORDENAÇÃO MACROECONÔMICA:  
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL NO PERÍODO 1996-2019**

O presente trabalho em nível de doutorado foi avaliado e aprovado por banca examinadora composta pelos seguintes membros:

---

Prof. Gilberto Tadeu Lima, Dr.  
FEA/USP

---

Prof. Roberto Meurer, Dr.  
UFSC/PPGEco

---

Prof. Dominik Hartmann, Dr.  
UFSC

---

Prof.<sup>a</sup> Solange Regina Marin, Dr.<sup>a</sup>  
UFSC/ PPGEco

---

Prof. Cláudio Hamilton dos Santos, Dr.  
IPEA

Certificamos que esta é a **versão original e final** do trabalho de conclusão que foi julgado adequado para obtenção do título de doutor em Economia.

---

Prof. Marcelo Arend, Dr.  
Coordenação do Programa de Pós-Graduação

---

Prof.<sup>a</sup> Eva Yamila A. da Silva Catela, Dra.  
Orientadora

Florianópolis, 2020.



*Dedico este trabalho à minha filha, Pietra Hinnig Gouvêa.*

*“Economics itself...has always been partly a vehicle for the ruling ideology of each period as well as partly a method of scientific investigation.”*

(Joan Robinson)



*“Unlimited tolerance must lead to the disappearance of tolerance. If we extend unlimited tolerance even to those who are intolerant, if we are not prepared to defend a tolerant society against the onslaught of the intolerant, then the tolerant will be destroyed, and tolerance with them. In this formulation, I do not imply, for instance, that we should always suppress the utterance of intolerant philosophies; as long as we can counter them by rational argument and keep them in check by public opinion, suppression would certainly be most unwise. But we should claim the right to suppress them if necessary even by force; for it may easily turn out that they are not prepared to meet us on the level of rational argument, but begin by denouncing all argument; they may forbid their followers to listen to rational argument, because it is deceptive, and teach them to answer arguments by the use of their fists or pistols. We should therefore claim, in the name of tolerance, the right not to tolerate the intolerant. We should claim that any movement preaching intolerance places itself outside the law, and we should consider incitement to intolerance and persecution as criminal, in the same way as we should consider incitement to murder, or to kidnapping, or to the revival of the slave trade, as criminal.”*

(Karl R. Popper)



## AGRADECIMENTOS

Retornar às salas de aula após um longo período no mercado de trabalho foi uma das tarefas mais desafiadoras que experimentei em minha vida. Se recondicionar a prática acadêmica, deixar “esvaziar o copo” para poder compreender os novos conhecimentos, se permitir reciclar, são tarefas que vão além de sua capacidade cognitiva, por tantas vezes auto questionada.

Neste processo, o apoio de inúmeras pessoas é fundamental e torna a caminhada mais leve. Assim, gostaria de agradecer as seguintes pessoas e instituições:

Inicialmente a minha família, minha esposa Patrícia F. Hinnig, minha mãe Maria H. A. Gouvêa e minha filha Pietra Hinnig Gouvêa, cada uma ao seu modo trouxe um pouco de felicidade, deixando a vida mais leve;

Aos meus colegas que ingressaram comigo no ano de 2016, em especial Jennifer Gonçalves, Amanda Fernandez de Moraes e Alexandre Garcia, entre tantos outros, pelos momentos de conhecimento e descontração compartilhados nesses quatro anos;

À minha orientadora, Dra. Eva Y. A. S. Catela e meu coorientador, Dr. Jaylson Jair da Silveira, pelas orientações, conselhos e tempo dedicado a mim no decorrer desses quatro anos, foram decisivos para chegar ao término do programa;

Aos professores Dr. Roberto Meurer, Dr. Dominik Hartmann, Dra. Solange Regina Marin, Dr. Claudio Hamilton dos Santos e Dr. Gilberto Tadeu Lima por terem aceitado participar da banca de defesa e contribuir com a discussão aqui proposta;

À Secretaria do Tesouro Nacional (STN), como servidor desde 2003, tenho um profundo respeito à instituição e espero conseguir retribuir o apoio financeiro recebido neste período.

Por fim, a alguns colegas e professores que ao longo do projeto contribuíram decisivamente para a conclusão deste trabalho, entre eles cito: Fernanda Vilhena (IBGE), Julia Torraca (UFF/YSI) e Rafael Ribeiro (UFMG/YSI) e Jailson Oliveira (MF/Cabo Verde).

A Deus, esta força desconhecida, que a todos conforta.

Muito obrigado.



## RESUMO

Composto por três ensaios, este trabalho tem por finalidade estudar a recente crise brasileira a partir de análises empíricas compreendendo o período 1996-2019, quais sejam: i) ciclo dos preços das commodities internacionais e a dinâmica de investimentos no Brasil: evidências do período 1996 – 2017; ii) investimento e lucratividade dos setores industriais no Brasil: evidências do período 1996-2017; e iii) interação de políticas econômicas e estímulos fiscais no Brasil: evidências do período 2000:2019. No primeiro ensaio, procurando entender as implicações dinâmicas sobre a economia decorrente das variações nos preços das commodities, observou-se que choques nos preços das commodities internacionais respondem por aproximadamente 57% da variância do investimento em máquinas e equipamentos, sendo, portanto, variável determinante sobre as decisões de investimento no Brasil. Tal resultado ressalta a influência externa sobre a dinâmica de investimento no Brasil, reforçando o debate sobre os conhecidos “voos de galinha” da economia. No segundo ensaio, procurando explorar as relações entre lucratividade e investimento no nível dos setores industriais brasileiros, com dados da Pesquisa Industrial Anual – Empresa (PIA-Empresa), a três dígitos, observou-se que taxa de lucro guarda relação positiva, com impactos contemporâneos e de longo prazo, sobre o investimento. Observou-se também que o longo ciclo de elevação dos preços das commodities parece ter influenciado a produtividade do capital com impactos diretos sobre o ciclo de expansão das margens de lucros que o país vivenciou no período, ao passo, que a queda dos preços dessas commodities, conjuntamente à elevação dos custos com trabalho ao fim do ciclo, está diretamente associada ao *profit squeeze* observado a partir de 2010, e à queda do investimento da economia. Por fim, o terceiro ensaio volta-se a uma análise de identificação das interações entre as políticas monetárias e fiscais e a mensuração dos multiplicadores fiscais, em um arcabouço de mudanças de regimes markovianas, relacionando-as com a evolução da recente crise econômica brasileira. A alternância de regimes parece ser uma prática, em linha com recentes trabalhos que utilizam metodologias semelhantes. Para o Brasil, foram identificadas oito alternâncias de regimes, com prevalência de dominância monetária e a mensuração dos multiplicadores fiscais mostrou que os impactos sobre o produto e o investimento alteram significativamente, a depender do regime de políticas monetária e fiscal.

**Palavras-chave:** flutuações macroeconômicas, commodities, investimento, coordenação macroeconômica.



## ABSTRACT

Comprising three essays, the present work aims to study the recent Brazilian crisis from empirical analyzes covering the period 1996-2019, namely: i) international commodity price cycle and the dynamics of investments in Brazil: evidence from the 1996 period - 2017; ii) investment and profitability of the industrial sectors in Brazil: evidence from the 1996-2017 period; and iii) interaction of economic policies and fiscal stimuli in Brazil: evidence from the 2000: 2019 period. In the first essay, seeking to understand the dynamic implications for the economy resulting from changes in commodity prices, it was observed that shocks in the prices of international commodities account for approximately 57% of the variance of investment in machinery and equipment, thus being a determining variable on investment decisions in Brazil. This result highlights the external influence on investment dynamics in Brazil, reinforcing the debate about the well-known “chicken flights” of the Brazilian economy. In the second essay, seeking to explore the relationship between profitability and investment at the level of the Brazilian industrial sectors, using data from the Annual Industrial Survey (PIA-Empresa), in three digits, it was observed that the profit rate has a positive relationship, with contemporary and long-term impacts on investment. It was also observed that the long cycle of rising commodity prices seems to have influenced capital productivity with direct impacts on the cycle of expansion of profit margins that the country experienced in the period, whereas the fall in the prices of these commodities, together with the increase in labor costs at the end of the cycle, is directly associated with the profit squeeze observed since 2010, and the fall in investment in the economy. Finally, the third essay focuses on an analysis of the identification of the interactions between monetary and fiscal policies and the measurement of fiscal multipliers, within a framework of changes in Markovian regimes, relating them to the evolution of the recent Brazilian economic crisis. The alternation of regimes seems to be a practice, in line with recent studies that use similar methodologies. For Brazil, eight alternations of regimes were identified, with prevalence of monetary dominance and the measurement of fiscal multipliers showed that the impacts on output and investment change significantly, depending on the monetary and fiscal policy regime

**Keywords: macroeconomic fluctuations, commodities, investment, macroeconomic coordination.**





## LISTA DE FIGURAS

<b>Figura 1:</b> Coordenação macroeconômica e inflação versus commodities e crescimento.....	16
<b>Figura 2:</b> Evolução dos Termos de Troca e o Índice de Preços de Commodities.....	19
<b>Figura 3:</b> Evolução dos Termos de Troca e o Índice de Preços de Commodities.....	20
<b>Figura 4:</b> Séries em nível deflacionadas e dessazonalizadas .....	27
<b>Figura 5:</b> Respostas do investimento privado (IMAQsa) a choques de 1 d.p. nas variáveis do modelo.....	36
<b>Figura 6:</b> Investimento e Lucratividade dos Setores Industriais no Brasil .....	46
<b>Figura 7:</b> Decomposição e contribuição por componentes (média de todos os setores). .....	59
<b>Figura 8:</b> Investimento e os componentes da lucratividade (media de todos os setores). .....	61
<b>Figura 9:</b> Variáveis para estimativas das regras de políticas fiscal e monetária. ....	90
<b>Figura 10:</b> Probabilidades dos Regimes da Política Monetária.....	97
<b>Figura 11:</b> Probabilidades dos Regimes da Política Fiscal. ....	98
<b>Figura 12:</b> Interação estimada para os Regimes de Políticas Monetária e Fiscal. ....	98
<b>Figura 13:</b> Resposta a um choque nos gastos do governo de 2 desvios-padrões (3%).....	113
<b>Figura 14:</b> Resposta das variáveis fiscais a um choque nos gastos do governo de 2 d.p (3%). .....	115
<b>Figura 15:</b> Contribuições da demanda para o PIB: consumo das famílias e investimento... ..	119
<b>Figura A.1:</b> Análise de quebra estrutural e dummies para os modelos. ....	135
<b>Figura A.2:</b> Ajustamento dos Modelos. ....	136
<b>Figura A.3:</b> Ajuste do modelo para regra fiscal. ....	140
<b>Figura C.1:</b> Ajuste do modelo para regra monetária. ....	140
<b>Figura C.2:</b> Regimes da política fiscal e DBGC e resultado primário. ....	141
<b>Figura C.3:</b> Funções de impulso resposta – regime AM/PF+.....	141
<b>Figura C.4:</b> Funções de impulso resposta – regime PM/PF+.....	141
<b>Figura C.5:</b> Funções de impulso resposta – regime PM/PF-. ....	142

## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 1:</b> Teste traço de Johansen. ....	28
<b>Tabela 2:</b> T $\beta$ 's – coeficiente dos vetores de co-integração. ....	32
<b>Tabela 3:</b> $\alpha$ 's - Velocidade de ajustamento. ....	32
<b>Tabela 4:</b> Matrizes de impactos contemporâneos (B) e de longo prazo ( $\Xi B$ ). ....	33
<b>Tabela 5:</b> Testes de sobre identificação dos modelos. ....	35
<b>Tabela 6:</b> Decomposição da variação do erro de previsão. ....	39
<b>Tabela 7:</b> Estatísticas Descritivas. ....	58
<b>Tabela 8:</b> Função de Investimento Keynes-Robinson. ....	67
<b>Tabela 9:</b> Função de Investimento Basu-Vasudevan. ....	69
<b>Tabela 10:</b> Função de Investimento Bhaduri-Marglin. ....	71
<b>Tabela 11:</b> Função de Investimento Foley-Mitchl. ....	72
<b>Tabela 12:</b> Teste de linearidade para as regras de políticas. ....	94
<b>Tabela 13:</b> Estimativas da Regra de Política Monetária. ....	95
<b>Tabela 14:</b> Estimativas da Regra de Política Fiscal. ....	96
<b>Tabela 15:</b> Matrizes de transição de probabilidade entre os regimes. ....	97
<b>Tabela 16:</b> Parâmetros utilizados no modelo MSDSGE. ....	110
<b>Tabela 17:</b> Valor presente dos multiplicadores do gasto do Governo (choque de 2 d.p). ....	116
<b>Tabela 18:</b> Mudança de preços acumulada (%). ....	117
<b>Tabela A.1:</b> Teste de Raiz Unitária. ....	134
<b>Tabela A.2:</b> Teste de Diagnóstico. ....	134
<b>Tabela B.1:</b> Formação bruta de capital das administrações públicas - R\$ milhões correntes. ....	138
<b>Tabela B.2:</b> PIA-EMPRESA a dois dígitos – CNAE 1.0: 1996-2007. ....	137
<b>Tabela B.3:</b> PIA-EMPRESA a dois dígitos – CNAE 1.0: 2007-2017. ....	137
<b>Tabela B.4:</b> Teste de raiz unitária em painéis. ....	138

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>CONSIDERAÇÕES INICIAIS.....</b>	<b>15</b>
<b>2</b>	<b>CICLO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES INTERNACIONAIS E A DINÂMICA DE INVESTIMENTOS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO PERÍODO 1996 – 2017</b>	<b>19</b>
2.1	INTRODUÇÃO .....	19
2.2	REVISÃO DA LITERATURA: TERMOS DE TROCA E FLUTUAÇÕES MACROECONÔMICAS.....	22
2.3	METODOLOGIA: MODELOS DE VETORES AUTORREGRESSIVOS ESTRUTURAIS .....	26
2.3.1	BASE DE DADOS, TESTES DE ESTACIONARIDADE E COINTEGRAÇÃO ...	26
2.3.2	MODELO EMPÍRICO .....	28
2.4	RESULTADOS DOS MODELOS .....	31
2.4.1	ESTIMATIVAS DOS VETORES DE COINTEGRAÇÃO.....	31
2.4.2	IDENTIFICAÇÃO DOS CHOQUES ESTRUTURAIS .....	33
2.4.3	FUNÇÕES DE RESPOSTA AO IMPULSO (IRFS).....	35
2.5	ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DO ERRO DE PREVISÃO .	38
2.6	DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	39
2.7	CONCLUSÕES .....	41
<b>3</b>	<b>INVESTIMENTO E LUCRATIVIDADE DOS SETORES INDUSTRIAIS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO PERÍODO 1996-2017 .....</b>	<b>45</b>
3.1	INTRODUÇÃO .....	45
3.2	INVESTIMENTO E TAXA DE LUCROS: EVOLUÇÃO E PRINCIPAIS INTUIÇÕES TEÓRICAS .....	47
3.3	ASPECTOS METODOLÓGICOS .....	53
3.3.1	BASE DE DADOS E METODOLOGIA DE CONSTRUÇÃO DAS VARIÁVEIS	53

3.3.2	PRINCIPAIS TENDÊNCIAS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....	57
3.3.3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	61
3.4	RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES ECONOMÉTRICAS .....	66
3.4.1	FUNÇÃO DE INVESTIMENTO KEYNES-ROBINSON.....	67
3.4.2	FUNÇÃO DE INVESTIMENTO BASU-VASUDEVAN.....	68
3.4.3	FUNÇÃO DE INVESTIMENTO BHADURI-MARGLIN .....	70
3.4.4	FUNÇÃO DE INVESTIMENTO FOLEY-MITCHEL.....	71
3.5	DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	73
3.6	CONCLUSÕES .....	76
<b>4.</b>	<b>INTERAÇÃO DE POLÍTICAS ECONÔMICAS E ESTÍMULOS FISCAIS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO PERÍODO 2000:2019 .....</b>	<b>80</b>
4.1	INTRODUÇÃO .....	80
4.2	INTERAÇÃO DAS POLÍTICAS ECONÔMICAS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL.....	83
4.3	MUDANÇAS DE REGIME E A ESPECIFICAÇÃO DAS POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA .....	87
4.3.1	REGRAS DE POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA .....	87
4.3.2	FONTE DE DADOS.....	89
4.3.3	MODELOS DE VETORES AUTOREGRESSIVOS COM MUDANÇAS DE REGIMES DE MARKOV (MS-VAR).....	91
4.3.4	RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES.....	94
4.4	IMPACTOS DINÂMICOS DOS GASTOS PÚBLICOS: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL.....	102
4.4.1	MODELO DINÂMICO DE EQUILÍBRIO GERAL ESTOCÁSTICO COM ALTERNÂNCIA DE REGIMES DE MARKOV (MS-DSGE) .....	103
4.4.1.1	FAMÍLIAS.....	103
4.4.1.2	FIRMAS .....	105
4.4.1.3	GOVERNO.....	108

4.4.1.4	CALIBRAÇÃO E CARACTERÍSTICAS DA SOLUÇÃO DO MODELO .....	109
4.4.2	FUNÇÕES DE IMPULSO RESPOSTA .....	110
4.4.3	MULTIPLICADORES FISCAIS.....	111
4.4.4	ANÁLISE DOS RESULTADOS DO MODELO MS-DSGE.....	112
4.5	CONCLUSÕES .....	117
<b>5.</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>121</b>
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS – ENSAIO 1.....	124
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS – ENSAIO 2.....	127
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS – ENSAIO 3.....	130
	<b>APÊNDICE A – ENSAIO 1.....</b>	<b>134</b>
	<b>APÊNDICE B – ENSAIO 2.....</b>	<b>137</b>
	<b>APÊNDICE C – ENSAIO 3.....</b>	<b>140</b>



## 1 CONSIDERAÇÕES INICIAIS

Desde 1996 o país atravessou por muitas transformações. Após a implementação do Plano Real e a estabilização da inflação em 1994, possivelmente a introdução do sistema de metas de inflação no Brasil em 1999 foi um dos temas macroeconômicos mais relevantes neste período. A partir da consolidação do sistema de metas de inflação, o país passou a adotar o chamado tripé macroeconômico, baseado ainda em metas para o superávit primário e um sistema de câmbio flutuante.

Pode-se dizer que o sistema de metas de inflação tem apresentado relativo sucesso no Brasil, em que os níveis de preços têm acompanhado as metas estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). De fato, se observarmos o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) acumulado em doze meses no período 2000:T1 a 2019:T4, percebemos uma tendência declinante para a inflação. Em apenas oito dos oitenta trimestres observados desde o ano 2000 a inflação acumulada em 12 meses atingiu patamares superiores a 10% a.a., conforme Figura 1.a.

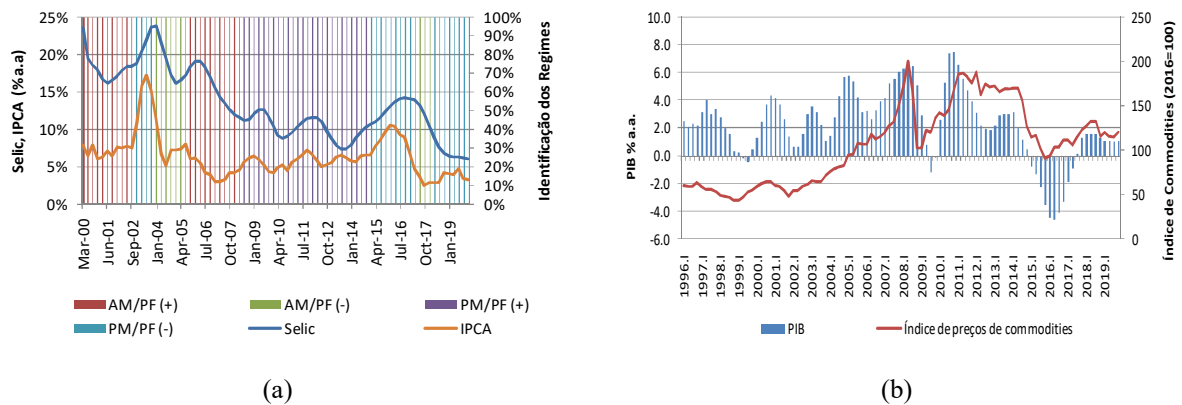
Mas se, por um lado, a coordenação macroeconômica conseguiu ter relativo sucesso no processo de controle da inflação, por outro, não foi capaz de colocar o país numa rota de crescimento sustentável. Observando a taxa de crescimento do produto interno bruto, observamos que o padrão de voos curtos, ou os chamados voos de galinha, têm sido um fato marcante no período observado. Dos 96 trimestres observados, podemos destacar cinco períodos em que a economia manteve uma taxa de crescimento superior a 1,0% a.a., intercalado por períodos de muito baixo crescimento ou contração econômica.

Ainda que a crise financeira dos EUA em 2008 tenha sido um ponto de inflexão para a economia global, com reflexos sobre a coordenação macroeconômica do país, as medidas de enfrentamento à crise e estímulo ao consumo não se mostraram suficientes para garantir um crescimento econômico sustentável de longo prazo no país. Em verdade, após o superciclo de commodities iniciado no começo dos anos 2000, com reflexos sobre o ritmo de crescimento acima da média recente, o país encontrou uma das maiores recessões de sua história. Entre 2014 e 2016, o índice do Produto Interno Bruto (PIB) a preços correntes caiu em aproximadamente 7,0 pontos, Figura 1.b.

De certo, existem componentes de oferta e demanda determinantes do processo de crescimento econômico. Ao longo do período o incentivo ao consumo não se mostrou suficiente para garantir um crescimento sustentável de longo prazo. Buscando entender alguns determinantes do processo de crescimento econômico, o presente trabalho avança

inicialmente sobre o setor externo, especificamente sobre os efeitos que os preços de commodities exerceram sobre os termos de troca do país e suas conseqüências sobre as flutuações macroeconômicas. Para na sequência, explorar em mais detalhes um segundo determinante, o investimento dos setores industriais brasileiros, explorando o canal da lucratividade das firmas. Por fim, o presente trabalho retoma o tema da coordenação macroeconômica, identificando as interações da política monetária e fiscal no período após o sistema de metas de inflação, e explorando evidências de que problemas de coordenação macroeconômica estariam relacionados aos desequilíbrios macroeconômicos do país.

**Figura 1:** Coordenação macroeconômica e inflação versus commodities e crescimento.



Fonte: i) As séries da Selic (taxa de juros over) e do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foram obtidas em Banco Central do Brasil (BCB); ii) Produto Interno Bruto (PIB) acumulado dos últimos 12 meses - Contas Nacionais Trimestrais (IBGE); iii) IMF's International Financial Statistics and the World Economic Outlook. Série: All Commodity Price Index, 2016 = 100; e v) Regimes para a interação da política monetária e fiscal, conforme terceiro ensaio deste trabalho.

Fato que sobressaiu no período foi o processo de expansão e retração dos preços das commodities internacionais, entre 2002-2015, que tem motivado uma intensa discussão acadêmica procurando entender as implicações dinâmicas sobre a economia decorrente das variações nos preços das commodities. Neste contexto, insere-se o primeiro ensaio que tem por objetivo verificar como as flutuações nos preços internacionais de commodities são determinantes fundamentais para o investimento na economia brasileira e que sua volatilidade nos preços pode ser um dos principais responsáveis pelos voos curtos da economia brasileira.

Dentre os principais resultados encontrados no primeiro ensaio podemos citar que existe uma relação positiva e significativa entre os preços internacionais das commodities e o investimento privado. Ainda, neste canal de transmissão, choques positivos sobre a taxa de câmbio real, ou seja, depreciações da moeda local, acabam por afetar negativamente o investimento. Ao introduzir o investimento público ao modelo, observou-se uma influência



complementar ao investimento privado, na maior parte das simulações. Ou seja, para o período analisado, as evidências apontam para um efeito *crowding in* sobre o investimento privado. Por fim, em uma análise de decomposição do erro de previsão, tem-se que os preços das commodities internacionais respondem por aproximadamente 57% da variância do investimento em máquinas e equipamentos, sendo, portanto, variável determinante sobre as decisões de investimento no Brasil. São evidências empíricas bastante fortes que ressaltam a influência externa sobre a dinâmica brasileira, indo ao encontro aos recentes estudos para outras economias exportadoras de commodities.

O segundo ensaio retoma uma tradicional discussão da literatura econômica sobre investimento e lucratividade das firmas e as chamadas funções de investimento autônomas. Procurando compreender a dinâmica da lucratividade dos setores industriais do país, observou-se que a partir dos anos 2000, tem-se início um longo ciclo de expansão das taxas de lucros. Esta expansão teve seu limite coincidindo com a crise financeira de 2008 e, a partir de 2010, observamos uma tendência de reversão, com um forte processo de compressão de margens de lucros, ou *profit squeeze*, a partir de 2013. Este movimento de compressão de margens foi bastante intenso com uma redução média da lucratividade atingindo cerca de 20 pontos percentuais entre os anos de 2010 e 2016. De maneira instigante, este movimento coincide com o próprio início da crise econômica atual.

Buscando capturar a dinâmica do investimento industrial a partir da lucratividade das firmas, as evidências empíricas mostram que a taxa de lucro guarda relação positiva, com impactos contemporâneos e de longo prazo, sobre o investimento. Abrindo a lucratividade em seus componentes, observou-se que o *profit share*, variável relativa à distribuição do capital, não se mostrou significativo para explicar a performance da acumulação de capital. Por sua vez, a utilização da capacidade instalada, relacionada ao problema de realização da demanda, apresentou uma relação positiva e significativa com o investimento, porém apenas no curto prazo. Por fim, a razão capacidade/capital e a produtividade do capital, que representam a tecnologia de transformação do capital, ou o valor relativo do capital, apresentaram uma relação positiva e significativa com o investimento, tanto nas relações contemporâneas quanto nas de longo prazo.

Ainda com relação ao segundo ensaio, uma pergunta que se faz é que sendo a lucratividade um determinante para o investimento, o que determinou o comportamento tão característico da lucratividade no período observado? Neste caso, nossos apontamentos preliminares sugerem que o aumento da renda advindo de uma alta nos preços das commodities acabou por propiciar uma elevação de margens dos setores industriais. Contudo,

o aumento da demanda e elevação dos custos trabalhistas juntamente com a queda nos preços das commodities condicionaram a forte compressão de margens observada entre 2013-2016. De certa forma, parece-nos muito factível que este resultado está fortemente vinculado à recente crise brasileira, influenciando decisivamente a queda do investimento.

O terceiro ensaio trata das interações entre a política fiscal e monetária e suas conseqüências para a coordenação macroeconômica em contexto de metas de inflação. O rápido enfraquecimento dos fundamentos fiscais da economia a partir de 2014, especialmente com relação ao estoque de dívida, conciliado ao recrudescimento da inflação levantou a discussão a respeito da eficácia das políticas econômicas adotadas no Brasil, chegando-se a questionar se o país não estaria vivendo um regime de dominância fiscal. Desta forma, o terceiro ensaio tem por objetivo a identificação das interações de políticas econômicas e a mensuração dos multiplicadores fiscais, em um arcabouço de mudanças de regimes markovianos, relacionando-as com a evolução da recente crise econômica brasileira, a partir de dados trimestrais no período 2000:T1 a 2019:T4.

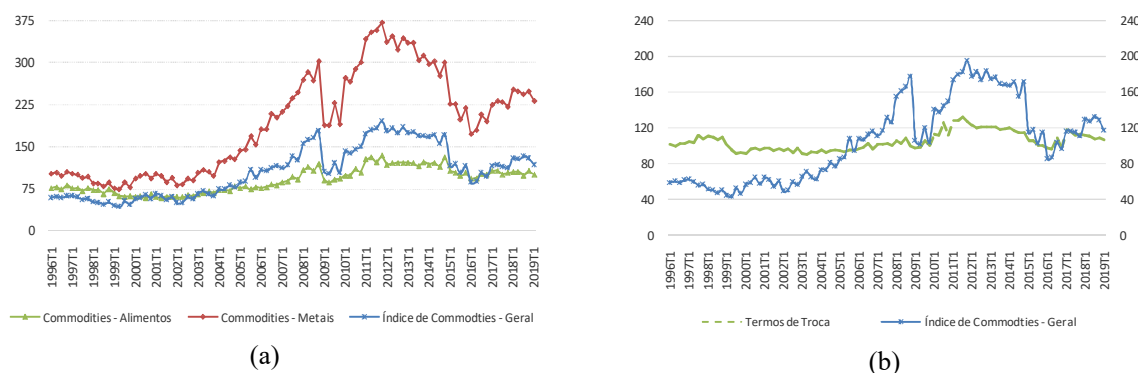
Entre os principais resultados encontrados, destacam-se: i) a alternância de regimes, conforme observado em Davig e Leeper (2011) parece ser a prática. Para o Brasil, foram identificados oito alternâncias de regimes, com prevalência de dominância monetária; ii) choques sobre o consumo do governo tem efeitos multiplicadores distintos sobre o produto e o consumo a depender do regime de políticas monetária e fiscal; iii) para os regimes em que a política monetária é passiva, os efeitos multiplicadores sobre o produto variam entre 1,3% a 1,5% e sobre o consumo entre 0,50% e 0,30%, mas com efeitos sobre a inflação variando entre 2,4% a 3,2%; iv) para o regime em que a política monetária é ativa, os efeitos sobre o produto são de 0,65%, com efeitos negativos sobre o consumo em -0,35% e impactos sobre a inflação em 0,8%; e v) as interações entre as políticas monetária e fiscal estiveram profundamente envolvidas nos eventos macroeconômicos, sendo decisivas para a manutenção do controle sobre a inflação, porém, com base nos resultados apresentados neste ensaio, não nos parece factível vincular a recente crise econômica aos problemas de coordenação macroeconômica. Neste caso, fatores externos e características do setor produtivo parecem ter tido papel preponderante sobre o desempenho recente da economia brasileira.

## 2 CICLO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES INTERNACIONAIS E A DINÂMICA DE INVESTIMENTOS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO PERÍODO 1996 – 2017

### 2.1 INTRODUÇÃO

O superciclo de commodities verificado no início dos anos 2000 tem motivado uma intensa discussão acadêmica que procura entender as implicações dinâmicas sobre a economia decorrente das variações nos preços das commodities. Neste período, observou-se uma elevação pronunciada dos preços internacionais, sendo que em termos reais médios os aumentos foram superiores a cem por cento. Para algumas commodities, como ferro e outros metais industriais, os preços mundiais mais que triplicaram em termos reais, o que pode ser visualizado na Figura 2, painel a. Como consequência, este longo ciclo de expansão refletiu-se em ganhos nos termos de trocas de muitos países, coincidindo com um processo generalizado de melhoria no desempenho econômico das economias especializadas na produção e exportação de commodities (FMI, 2017).

**Figura 2:** Evolução dos Termos de Troca e o Índice de Preços de Commodities



Fonte: Índice de commodities: IMF's International Financial Statistics and the World Economic Outlook. Séries: (i) All Commodity Price Index, 2016 = 100, includes both Fuel and Non-Fuel Price Indices; (ii) Food Price Index, 2016 = 100, includes Cereal, Vegetable Oils, Meat, Seafood, Sugar, Bananas, and Oranges Price Indices; (iii) Metals Price Index, 2016 = 100, includes Copper, Aluminum, Iron Ore, Tin, Nickel, Zinc, Lead, and Uranium Price Indices. Termos de trocas: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex): Índice de termos de troca (média 2006 = 100).

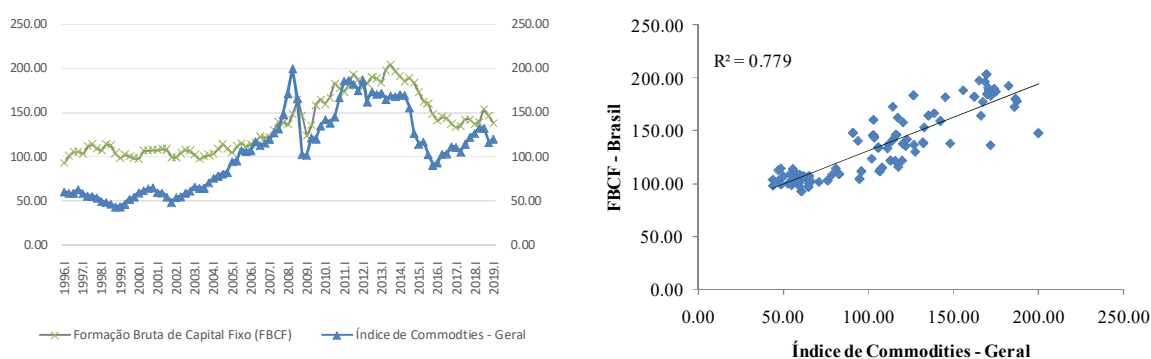
O Brasil parece não ter sido exceção a este processo, também verificando significativa melhoria nos termos de troca em linha com o desempenho dos preços internacionais das commodities, Figura2, painel b. Entre 2003 e 2008, o país viu as exportações totais crescerem de US\$ 72 bilhões para US\$ 197 bilhões, com um crescimento do PIB de 4,8% em média no período. Costa *et al.* (2016) indicam que, entre 2000 e 2010, três

dos setores agrícola e extrativo no Brasil foram responsáveis por 82% do crescimento das exportações do país para a China: mineração de metais não-preciosos (45%), soja (23%) e petróleo e gás (14%).

Apesar de os efeitos macroeconômicos das flutuações de preços de commodities terem sido amplamente estudados na literatura, muitos dos estudos focaram nos impactos dos choques dos preços de petróleo em países desenvolvidos, como por exemplo, Blanchard e Galí (2007) e Kilian (2009). Recentes estudos, tais como Camacho e Perez-Quiros (2014), Gruss (2014) e Fornero *et al.* (2016), têm examinado esses efeitos em economias em desenvolvimento e emergentes que dependem fortemente das exportações de commodities.

Os estudos para o Brasil ainda são escassos, sendo a principal referência a de dos Santos *et al.* (2016). Neste, o índice de commodities internacionais foi utilizado como instrumento para o PIB brasileiro em uma análise de vetores autorregressivos estruturais para testar as relações entre formação bruta de capital e preço das commodities. De fato, conforme Figura 3, o índice de Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) guarda uma correlação elevada com os preços internacionais das commodities sugerindo que os efeitos dos choques sobre os termos de troca têm impacto sobre as flutuações macroeconômicas, em especial sobre o nível de investimento agregado do país.

**Figura 3:** Evolução dos Termos de Troca e o Índice de Preços de Commodities



Fonte: Contas Nacionais Trimestrais (IBGE); IMF's International Financial Statistics and the World Economic Outlook. Série: All Commodity Price Index, 2016 = 100, includes both Fuel and Non-Fuel Price Indices.

Inspirado nesta literatura, o presente ensaio tem por objetivo principal verificar como as flutuações nos preços internacionais de commodities são determinantes fundamentais para o investimento na economia brasileira e sua volatilidade nos preços pode ser um dos principais responsáveis pelos vãos curtos ou "vãos de galinha", como têm sido chamados os padrões de crescimento da economia brasileira. Para esta proposta, utilizamos a abordagem

desenvolvida em dos Santos *et al.* (2016), atualizando os dados até 2018:T4. Assim, iniciamos o estudo empregando uma abordagem de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR), utilizando as seguintes variáveis: i) formação bruta de capital fixo em máquinas e equipamentos ou aqui denominada investimento privado; ii) formação bruta de capital fixo das administrações públicas; iii) índice de preços de commodities internacionais; e iv) a taxa de câmbio efetiva real.

A identificação de vetores cointegrantes nos modelos propostos neste estudo viabilizou a especificação de Modelos Autorregressivos de Correção de Erros Estruturais (SVEC), uma abordagem ainda não publicada para esse conjunto de dados. Esta ensaio confirma os principais resultados obtidos em dos Santos *et al.* (2016). Porém, vai além na medida em que a metodologia empregada garante resultados mais robustos - apesar de trabalhar com séries não estacionárias, essas séries têm a propriedade de ter relações lineares estáveis de longo prazo, possibilitando distinguir relações contemporâneas e persistentes de choques estruturais. Além disso, a função de resposta ao impulso foi construída usando *bootstrapping* para o intervalo de confiança e, adicionalmente, desenvolvemos a decomposição da variação do erro de previsão (ou *forecast error variance decomposition* - FEDV), a fim de obter mais informações para a interpretação de nossos resultados.

Entre os principais resultados encontrados, destacam-se: i) um choque de um desvio padrão sobre os preços das commodities internacionais resulta em um crescimento no nível dos investimentos, de maneira persistente, em cerca de 6%; ii) choques sobre a taxa de câmbio real efetiva, depreciação da moeda local, têm efeitos negativos sobre o investimento, com efeitos persistentes que convergem para aproximadamente 3% após 7 trimestres; iii) na maior parte das simulações o investimento público exerceu uma influência complementar ao investimento privado, ou seja, teve um efeito *crowding in* sobre o investimento em máquinas e equipamentos, com efeitos persistentes de 1,3% após 12 trimestres; e iv) a análise de decomposição da variância aponta para os preços de commodities como principal fonte de erro de previsão do investimento privado, respondendo por aproximadamente 57% da variância do investimento já a partir do 8º trimestre. Desta forma, os resultados se alinham aos recentes estudos para países exportadores de commodities, indicando que de fato a dinâmica do investimento no Brasil é fortemente impactada pelas flutuações nos termos de trocas decorrentes das variações nos preços das commodities internacionais.

Dessa forma, os resultados estão alinhados aos estudos recentes de países exportadores de commodities, como Camacho e Perez-Quiros (2014), Gruss (2014), Fornero *et al.* (2016) e Fernandez *et al.* (2018), indicando que a dinâmica do investimento no Brasil é

fortemente impactada pelas flutuações nos termos de troca resultantes de mudanças nos preços internacionais das commodities. Mais importante, acreditamos que os resultados deste ensaio podem contribuir para o debate econômico da influência externa sobre dinâmica de investimentos no Brasil, trazendo novas evidências empíricas sobre os conhecidos "vôos de galinha" da economia brasileira e o papel das políticas anticíclicas poderiam desempenhar em uma economia de exportação de commodities, como o Brasil.

Para concluir, pensando além das situações econômicas conjecturais e buscando condições mais sustentáveis de investimento e crescimento econômico, nossos resultados reforçam a necessidade de reformas que viabilizem uma política fiscal anticíclica, que possa servir de amortecedor para esses ciclos e contribuir para o crescimento do PIB potencial, minimizando a ocorrência desses vôos curtos associados à dinâmica de expansão e recessão originada nos ciclos de commodities.

A estrutura deste ensaio inclui na próxima seção uma revisão bibliográfica identificando os principais estudos que tratam da literatura sobre commodities e seus impactos sobre as flutuações macroeconômicas. Na Seção 2.3 apresentamos os procedimentos adotados na realização do estudo, base de dados, metodologia e estimações dos VARs de partida. Em seguida, na Seção 2.4 são apresentados os resultados das estimações dos SVECs, análises de resposta ao impulso e decomposição da variância. Para concluir o trabalho, apresentam-se algumas considerações finais.

## 2.2 REVISÃO DA LITERATURA: TERMOS DE TROCA E FLUTUAÇÕES MACROECONÔMICAS

Os dois primeiros booms de commodities após a Segunda Guerra Mundial são evidenciados por fortes aumentos na demanda global no início da década de 1950 e início e meados da década de 1970. O terceiro ciclo começou em 2003 e tem seu término apontado para 2011, conforme World Economic Outlook (FMI, 2015). A respeito das características deste terceiro ciclo, Radetzki *et al.* (2008), esclarecem que apesar de também ter surgido de um choque de demanda, este tem características distintas dos anteriores devido a uma combinação de expansão macroeconômica e altas intensidades do uso de commodities em muitos países emergentes. De fato, entre 2003 e 2007, a economia global cresceu mais de 4% ao ano, a maior sequência de crescimento econômico desde o início dos anos de 1970. Em particular, a China cresceu 73,5% neste período acelerando de 10% para 14,2% ao ano, o que pressionou a elevação dos preços de muitos insumos, especialmente os minerais (FMI, 2016).

Na literatura empírica sobre crescimento econômico e preços de commodities, os estudos diferem em suas conclusões e chegam a apontar para resultados antagônicos. Por um lado, autores que entendem que a abundância de recursos naturais comercializáveis tais como commodities minerais e/ou agrícolas seria uma “bênção” para o crescimento, vide, por exemplo, Alexeev e Conrad (2009), Brunnschweiler e Bulte (2008) e Lederman e Maloney (2006). Por outro lado, autores que entendem que esta abundância de recursos naturais seria na verdade uma maldição, ocasionando uma doença holandesa. Entre esses últimos estudos temos Sachs e Warner (1999, 2001) e Sala-i-Martin e Subramanian (2012).

Mas o que faz com que sejam tão discutíveis os efeitos econômicos oriundos da posse de recursos naturais? Staritz (2012) observa que as grandes flutuações de preços das commodities têm uma característica comum, quais sejam as baixas elasticidades de curto prazo da oferta e da demanda. Neste sentido, tais características amplificariam as flutuações de preço uma vez que choques na produção ou no consumo seriam lentamente ajustados por mudanças graduais em sua oferta ou demanda.

Indo um pouco além desta visão inicial, Collier e Goderis (2012), forneceram evidências de que booms de commodities têm efeitos positivos incondicionais de curto prazo na produção, mas que booms de commodities não-agrícolas em países com governança deficiente têm efeitos adversos de longo prazo que dominam os ganhos de curto prazo.

Cavalcanti *et al.* (2014), utilizando dados anuais entre 1970 e 2007, para 118 países, observam que embora o crescimento nos termos de troca de commodities aumente o produto real per capita, sua volatilidade exerce um impacto negativo sobre o crescimento econômico, operando principalmente através do menor acúmulo de capital físico e humano, contudo, não observam o mesmo efeito sobre a produtividade. Ainda, indicam que os efeitos negativos do crescimento da volatilidade dos termos de troca de commodities compensaram o impacto positivo dos booms, e concluem que a volatilidade conduz ao paradoxo da "maldição dos recursos".

Focalizando em economias emergentes latino-americanas, muitos estudos têm investigado a ocorrência de algum grau de doença holandesa na região, com a apreciação da taxa de câmbio afetando a competitividade dos setores exportáveis não-commodities. Dentre estes estudos, Chen e Rogoff (2003), Cashin *et al.* (2004) e Bodart *et al.* (2012) fornecem evidências de um efeito positivo de longo prazo dos preços das commodities sobre as taxas de câmbio reais.

Fernandez *et al.* (2018), a partir de um modelo DSGE, concluem que as flutuações nos preços das commodities são um importante impulsionador dos ciclos econômicos em

pequenas economias de mercado emergentes, respondendo por 42% da variação na renda. Por sua vez, como destacado em FMI (2015), tal variação da renda pode ser atribuída à variação do investimento que acompanha as alterações nos termos de troca para os países ditos exportadores de commodities.

Ainda procurando entender a dinâmica do investimento em economias emergentes, Magud e Sosa (2015) estudam os determinantes do investimento por meio de uma abordagem de dados em painel, combinando microdados de empresas com variáveis macroeconômicas específicas do país, particularmente o preço de commodities e fluxos de capital, em uma amostra para 38 países no período de 1990 a 2013. Os autores encontraram que o investimento está positivamente associado aos preços de exportação de commodities. Também encontraram que o investimento das empresas é positivamente influenciado pela disponibilidade de financiamento externo, relaxando restrições financeiras das empresas, sendo este último efeito particularmente forte para as empresas de bens não-comercializáveis. Adicionalmente, os autores argumentam que a queda nos investimentos verificados a partir de 2011 pode ser relacionado ao forte declínio nos preços de exportação de commodities (especialmente na América Latina e Caribe) e a menor rentabilidade esperada das empresas. Também contribuíram para a queda nos investimentos, a diminuição dos fluxos de capitais e o aumento da alavancagem, particularmente para os países da Ásia.

Resultados semelhantes são encontrados em relatório do FMI (2017), a partir de exercícios com dados em painel, que sugerem que o forte declínio nos preços de exportação de commodities é o principal fator por trás da desaceleração da FBCF na América Latina. O mesmo estudo aponta também que fluxos de caixa correntes mais baixos e a queda na lucratividade esperada são outros fatores que também contribuem para explicar a queda nos investimentos.

Se as relações empíricas parecem ser bastante evidentes, com a melhoria nos termos de troca exercendo variações positivas sobre o investimento e a renda, quais seriam os canais de transmissão nos ciclos de commodities? Neste sentido, podemos encontrar algumas explicações iniciais em Fornero *et al.* (2016). Neste estudo, os autores utilizaram a abordagem SVAR procurando explorar padrões e dinâmicas destes canais, em países exportadores de commodities. Entre os resultados, os autores apontam, em primeiro lugar, que dependendo do grau de concentração das exportações de commodities, um aumento no preço das commodities gera efeitos expansionistas na economia. Parte dessa expansão deve-se a efeitos positivos e defasados no investimento em setores de commodities que podem causar *spillovers* para investimentos não relacionados a commodities. Segundo, sugerem que a



persistência dos choques nos preços das commodities é crucial para entender essas dinâmicas: quando o choque é persistente, a resposta do investimento, o PIB real e outras quantidades são ampliados e podem levar a um déficit em conta corrente. Se a participação dos investimentos estrangeiros no setor de commodities é suficientemente alta, uma parte dos efeitos expansionistas sobre o PIB real pode ser absorvida pelos ajustamentos do saldo comercial. Terceiro, observam que para o Chile o *boom* do preço do cobre após meados dos anos 2000 foi um fator-chave para a dinâmica do investimento real e do crescimento real do PIB.

Uma explicação dos canais de transmissão para os ciclos de commodities pode ser encontrada no relatório do FMI (2015). Este relatório nos diz que os ganhos nos termos de troca de commodities afetam a macroeconomia por meio de dois canais principais: renda e investimento. Sob o canal da renda, o boom dos preços das commodities gera uma receita inesperada, já que os níveis existentes de produção geram maiores receitas. A maior renda aumenta a demanda doméstica e, portanto, estimula a produção doméstica. Como a renda inesperada é gerada por termos de troca mais favoráveis, a resposta da produção doméstica real é mais moderada do que a da renda e da demanda doméstica. Consistente com o efeito da doença holandesa, a resposta da oferta interna ao aumento da renda doméstica ocorre de forma desproporcional no setor de bens não comercializáveis, porque a demanda por bens comercializáveis pode ser parcialmente suprida pelo aumento das importações. No processo, os preços dos bens e serviços relativamente escassos e não-comercializáveis aumentam em relação aos preços dos bens comercializáveis, e a taxa de câmbio real se valoriza.

Pelo canal do investimento, os aumentos dos preços das commodities aumentam os incentivos para investir no setor de commodities e nas indústrias de apoio - como construção, transporte e logística. O aumento resultante da atividade econômica, em última análise, gera *spillovers* para o resto da economia impulsionando a renda. Por sua vez, no médio prazo, o aumento da oferta de commodities, em um comportamento pró-cíclico, pode reverter o *boom* dos preços das commodities.

O estudo do FMI (2015) aponta ainda que os canais de renda e investimento estão inter-relacionados. O ganho de renda na economia doméstica será maior e mais amplo se o investimento e a atividade geral no setor de commodities responderem mais positivamente ao aumento dos termos de troca. Da mesma forma, uma maior receita inesperada tornará mais provável o aumento do investimento.

## 2.3 METODOLOGIA: MODELOS DE VETORES AUTORREGRESSIVOS ESTRUTURAIS

### 2.3.1 BASE DE DADOS, TESTES DE ESTACIONARIDADE E COINTEGRAÇÃO

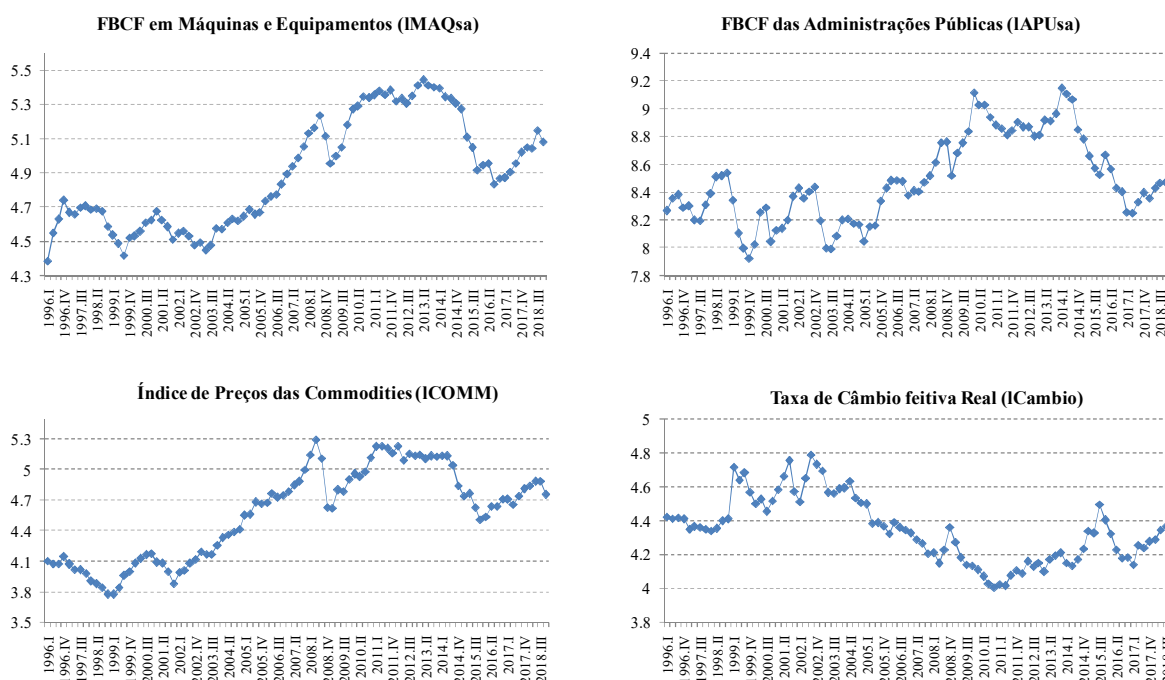
De acordo com dos Santos *et al.* (2016), a variável FBCF em máquinas e equipamentos é a medida que melhor representa a dinâmica do investimento, dando o perfil da FBCF geral da economia brasileira. De fato, a partir da decomposição da FBCF em máquinas e equipamento e em construção, conforme metodologia de Carvalho e Ribeiro (2014) pode-se aferir a dinâmica de investimento das empresas não financeiras, sendo estas últimas responsáveis por parte preponderante da FBCF geral da economia brasileira.

Neste sentido, dada a estratégia empírica descrita na próxima seção, optamos por utilizar as seguintes variáveis em nossos modelos autorregressivos: (i) FBCF em máquinas e equipamentos (IMAQsa); (ii) FBCF das administrações públicas (IAPUsa); (iii) índice de preços de commodities internacionais (IComm); e (iv) a taxa de câmbio real (ICambio). A Figura 3 apresenta a evolução das séries, em nível e dessazonalizadas pelo método X-13 Arima.

Cabe ressaltar que devido às diferentes metodologias de apuração da FBCF no Brasil em seus respectivos componentes, pode-se assumir que os dados de investimentos públicos não estão contemporaneamente relacionados aos dados dos outros componentes do investimento. A apuração do indicador geral acaba por dar preponderância às informações calculadas pelo lado da oferta. Já o indicador da FBCF das APU, utiliza uma visão de demanda das administrações públicas por bens de investimento, sob o regime de caixa, critério de liquidação efetiva, detalhados por esfera de governo. Adicional a esta diferença dos critérios de apuração, pelo rito orçamentário brasileiro não é incomum que ocorram atrasos na liquidação em função de dificuldades de caixa para pagamento. Desta forma, estes dois fatores apontados são relevantes para a validação da estratégia de identificação do modelo estrutural.

Uma questão relevante ao presente ensaio é que existe uma descontinuidade no indicador da FBCF das APU. Em dos Santos *et al.* (2012), os dados foram estimados em bases mensais até Dez/2010. A partir de Jan/2010 a elaboração desta estatística ficou a cargo da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), divulgando-os em bases trimestrais. No Apêndice deste ensaio encontra-se a série completa, em valores correntes.

**Figura 4:** Séries em nível deflacionadas e dessazonalizadas



Fonte: (i) FBCF em máquinas e equipamentos: IPEA; (ii) FBCF das administrações públicas conforme metodologia de dos Santos *et al.* (2012) e divulgado pela Secretaria do Tesouro Nacional, a partir de 2010; (iii) Índice de commodities: Fundo Monetário Internacional; e (iv) Taxa de câmbio real efetiva: Banco Central do Brasil.

Com relação à estacionariedade das séries foram realizados testes Augmented Dickey-Fuller (ADF), Dickey e Fuller (1981), e o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Kwiatkowski *et al.* (1992). Todos os testes apontam para o mesmo resultado, de não-estacionariedade das séries em nível, sendo estacionárias nas primeiras diferenças. Assim, assume-se que todas as séries utilizadas são  $I(1)$ , conforme estatísticas disponibilizadas no Apêndice.

Uma vez que as séries em questão não são estacionárias, procedemos com os testes de co-integração de Johansen (1991). Neste caso, as variáveis listadas acima foram agrupadas em três modelos nos quais os impactos da taxa de câmbio real efetiva e do investimento público (IAPUsa) sobre o investimento privado (IMAQsa) foram tomados individualmente (Modelo 1 e Modelo 2), para na sequência analisar seus impactos conjuntos (Modelo 3). Ou seja, ainda que as séries em nível sejam não-estacionárias, a análise de co-integração no permite verificar a uma relação de equilíbrio de longo prazo, para o qual um sistema econômico converge, conforme resultados na Tabela 1.

**Tabela 1:** Teste traço de Johansen.

Rank	Estatística de Teste	Valor Crítico 90%	Valor Crítico 95%	Valor Crítico 99%
<b>Modelo 1 - VAR (2) com variáveis endógenas: IComm, ICambio e IMAQsa</b>				
r=0	39,15*	39,06	42,44	48,45
r<=1	10,30	22,76	25,32	30,45
r<=2	1,33	10,49	12,25	16,26
<b>Modelo 2 - VAR (2) com variáveis endógenas: IComm, IAPUsa e IMAQsa</b>				
r=0	53,57***	39,06	42,44	48,45
r<=1	21,57	22,76	25,32	30,45
r<=2	3,17	10,49	12,25	16,26
<b>Modelo 3 - VAR (2) com variáveis endógenas: IComm, ICambio, IAPUsa e IMAQsa</b>				
r=0	57,74**	49,65	53,12	60,16
r<=1	26,67	32,00	34,91	41,07
r<=2	6,68	17,85	19,96	24,60
r<=3	0,91	7,52	9,24	12,97

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Os resultados apontaram que, em todos os modelos, pode-se rejeitar a hipótese nula de não existência de pelo menos um vetor co-integrante. Em todos os casos, foram feitos testes de diagnóstico do modelo, em particular, testou-se a existência de auto-correlação, não-normalidade e heterocedasticidade nos resíduos. De maneira geral, foi possível assumir que os resíduos dos modelos exibam as características desejadas de não auto-correlação, homocedasticidade e normalidade, conforme pode ser verificado no Apêndice A.

### 2.3.2 MODELO EMPÍRICO

O modelo empírico é uma versão padrão dos Modelos Autorregressivos de Correção de Erros Estruturais (SVECM), conforme estabelecido por Breitung *et al.* (2004), que tem a seguinte representação geral:

$$A\Delta y_t = \Pi^*y_{t-1} + \Gamma_1^*\Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^*\Delta y_{t-p+1} + C^*D_t + B^*z_t + v_t, \quad (1)$$

sendo  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$  é um vetor  $k \times 1$  de variáveis endógenas, com  $k=3$  para os modelos 1 e 2, e  $k=4$  para o modelo 3;  $z_t$  um vetor de variáveis estocásticas exógenas ou não modeladas;  $D_t$  contém todos os termos determinísticos;  $\Pi^*$  representa o vetor co-integrante, identificado na Tabela 1,  $\Gamma^*$ ,  $C^*$  e  $B^*$  são matrizes de parâmetros na forma estrutural;  $v_t$  um vetor  $k \times 1$  de erros na forma estrutural com média zero, ruído branco com matriz de covariância invariante no tempo  $\Sigma_v$ . A matriz quadrada  $A$ , de ordem  $k$ , com inversa definida, permite modelar relações instantâneas entre as variáveis em  $y_t$ .

Uma vez que estamos buscando os choques estruturais, que não são diretamente observados, faz-se necessária a adoção de pressupostos para identificá-los. Desta forma, supõe-se que os choques ou inovações estruturais, denotados por  $\varepsilon_t$ , estejam relacionados aos resíduos do modelo por relações lineares  $v_t = B\varepsilon_t$ , sendo B é uma matriz quadrada de ordem k.

Para nossos propósitos atuais, os termos determinísticos e as variáveis exógenas podem ser ignoradas, tornando a equação 1 na seguinte equação:

$$A\Delta y_t = \Pi^* y_{t-1} + \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + B\varepsilon_t, \quad (2)$$

com  $\varepsilon_t \sim (0, I_K)$ . Tal modelo tem uma representação VAR para as variáveis em nível na forma:

$$A y_t = A_1^* y_{t-1} + \dots + A_p^* y_{t-p} + B\varepsilon_t. \quad (3)$$

As formas reduzidas correspondentes às formas estruturais (2) e (3), respectivamente, são obtidas pré multiplicando com  $A^{-1}$ :

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t, \quad (4)$$

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad (5)$$

onde,  $\Pi = A^{-1}\Pi^*$ ,  $\Gamma_j = A^{-1}\Gamma_j^*$ , com  $(j = 1, \dots, p-1)$ , e  $A_j = A^{-1}A_j^*$ , sendo  $(j = 1, \dots, p)$ .

Ainda,

$$u_t = A^{-1}B\varepsilon_t, \quad (6)$$

que relaciona as perturbações da forma reduzida ( $u_t$ ) aos choques estruturais ( $\varepsilon_t$ ) subjacentes.

Para a análise de resposta ao impulso de modelos não-estacionários na forma de VECM sabe-se que da versão de Johansen do Teorema de Representação de Granger, conforme Johansen (1995), se  $y_t$  é gerado por uma forma reduzida VECM  $\Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t$ , ele tem a seguinte representação MA:

$$y_t = \Xi \sum_{i=1}^t u_i + \Xi^*(L)u_t + y_0^*, \quad (7)$$

onde  $\bar{E} = \beta(\alpha'(I_K - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i)\beta_\perp)^{-1}\alpha' eE^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} E_j^* L^j$ .

Observe que  $\bar{E}$  tem rank  $(K - r)$  se o posto da cointegração é  $r$ . Desta forma, esta metodologia permite estimar os efeitos de curto e longo prazo, na medida em que a matriz  $\bar{E}$  representa os efeitos de longo prazo das funções de impulso resposta, enquanto  $E_j^*$  contém os efeitos transitórios. Assim, esta abordagem permite estimar as funções de impulso resposta (IRFs) em processos co-integrados não estacionários, considerando que alguns choques podem ter efeitos permanentes.

Contudo, as funções de impulso resposta baseadas em  $\bar{E}$  e em  $E_j^*$  estão sujeitas às mesmas críticas que os processos de VAR estruturais, no sentido em que os choques devem ser devidamente identificados para uma análise de resposta ao impulso significativa. Se  $u_t$  for substituído por  $A^{-1}B\varepsilon_t$ , as respostas ao impulso de “curto prazo” ortogonalizadas podem ser obtidas como  $E_j^*A^{-1}B$ , de maneira análoga ao VAR estacionário. Além disso, os efeitos de longo prazo dos choques  $\varepsilon$  são dados por:

$$\bar{E} A^{-1}B \quad (8)$$

Assim, para a correta identificação deve-se ter em conta que a matriz de efeitos de longo prazo (8) pode ter no máximo  $r$  colunas de zeros. Portanto, pode haver no máximo  $r$  choques com efeitos transitórios (impacto de longo prazo zero) e pelo menos  $k^* = K - r$  choques têm efeitos permanentes. Dado o posto reduzido da matriz, cada coluna de zeros representa apenas  $k^*$  restrições independentes. Assim, se houver  $r$  choques transitórios, os zeros correspondentes representam somente  $k^*r$  restrições independentes. Para identificar os choques permanentes exatamente precisamos de  $K * (K - 1) / 2$  restrições adicionais. Da mesma forma,  $r * (r - 1) / 2$  restrições contemporâneas adicionais para identificar os choques transitórios. Juntos, estes são um total de restrições  $k^*r + \frac{k^*(k^*-1)}{2} + \frac{r(r-1)}{2} = \frac{K(K-1)}{2}$ . Desta forma, assumindo  $A = I_K$ , temos restrições suficientes para identificar  $B$ .

No contexto dos modelos a serem estimados e seguindo a literatura mencionada na seção 2, assume-se que os preços das commodities internacionais não são influenciados por choques contemporâneos da taxa de câmbio real efetiva, do investimento público e do investimento em máquinas e equipamentos. Por sua vez, a taxa de câmbio é afetada apenas por choques contemporâneos das commodities internacionais. Choques dos preços das commodities e da taxa de câmbio afetam contemporaneamente o investimento público e o

investimento em máquinas e equipamentos. Assume-se também que choques no investimento público afetam o investimento em máquinas e equipamentos.

Esta estratégia de identificação garante a justa identificação dos modelos, gerando restrições apenas na matriz de efeitos transitórios. Testes de sobre identificação do sistema e abordagens alternativas são avaliadas na próxima seção. Finalmente, a implementação do modelo empírico foi realizada por meio pacote VARS do R, seguindo Pfaff (2008). Na próxima seção apresentamos os resultados das estimativas, notadamente as estimativas dos vetores de cointegração, as estimativas das matrizes de efeitos transitórios e permanentes dos modelos, as funções de impulso resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão.

## 2.4 RESULTADOS DOS MODELOS

### 2.4.1 ESTIMATIVAS DOS VETORES DE COINTEGRAÇÃO

Uma vez que foram identificados vetores co-integrantes, conforme Tabela 1, devemos estimar seus coeficientes de forma a compor o SVEC, como definido no modelo empírico. Neste sentido, a Tabela 2 mostra as estimativas de Máxima Verossimilhança de Johansen para os coeficientes do vetor de co-integração, normalizando o coeficiente para o investimento privado (IMAQsa). Este vetor de co-integração pode ser interpretado como uma relação de investimento estacionário, no qual a formação bruta de capital fixo em máquinas e equipamentos está relacionada aos níveis dos preços internacionais das commodities, à taxa de câmbio real efetiva e ao nível de investimento público.

A relação de longo prazo que corresponde ao autovetor normalizado para a variável de investimento agregado, comprova a influência dos preços das commodities internacionais e da taxa de câmbio como variáveis relevantes para explicar as oscilações da variável dependente, investimento privado (IMAQsa). Fazendo a análise para o Modelo 1, a elasticidade com relação às commodities indicou que uma elevação de 1% nos preços destas provoca uma elevação de 0,79% na FBCF em máquinas e equipamentos. Por outro lado, uma depreciação cambial em termos reais de 1% provoca uma redução de 0,67% neste tipo de investimento.

Analisando a presença do investimento público (IAPU<sub>sa</sub>) no Modelo 2, observa-se que o aumento de 1% em IAPU<sub>sa</sub> provoca um aumento de 3,76% no investimento em máquinas e equipamentos. Esta mesma relação positiva entre investimento público e em

máquinas e equipamentos, preponderantemente privado, foi observada no Modelo 3, que se diferencia do Modelo 2 na inclusão de uma constante e da variável taxa de câmbio.

**Tabela 2:** T  $\beta$ 's – coeficiente dos vetores de co-integração.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
lMAQsa	1,00 (NA)	1,00 (NA)	1,00 (NA)
lAPUsa	-	-3,76*** (-6,57)	-1,24*** (-4,65)
lCambio	0,67*** (2,99)	-	0,06 (0,24)
lComm	-0,79*** (-6,03)	2,97*** (5,48)	0,05*** (5,86)
Trend	0,01*** (3,96)	-0,03*** (-3,60)	-
Constante	-	-	5,18** (2,17)
Modelos	Combinações lineares estacionárias		
Modelo 1:	$lMAQsa_t = -0,67 * lCambio_t + 0,79 * lComm_t - 0,01 * trend + ec_t$		
Modelo 2:	$lMAQsa_t = +3,76 * lAPUsa_t - 2,97 * lComm_t + 0,03 * trend + ec_t$		
Modelo 3:	$lMAQsa_t = 1,24 * lAPUsa_t - 0,06 * lCambio_t - 0,05 * lComm_t - 5,18 + ec_t$		

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação. *P-values* entre parênteses.

As estimativas dos coeficientes  $\alpha$  na Tabela 3 indicam a velocidade de ajuste para o equilíbrio de longo prazo, representando choques transitórios sem efeitos permanentes. Assim, dado  $\alpha^{lMAQsa} = -0,17$ , no Modelo 2, o VECM aponta para a velocidade de correção em direção a um equilíbrio de longo prazo de aproximadamente 17% de ajuste trimestral, valor um pouco superior ao encontrado em Fachinelli (2014) de 13%, em estudo de co-integração entre PIB e FBCF. Contudo, esta análise é parcial na medida em que se refere apenas ao termo em nível do modelo SVEC.

**Tabela 3:**  $\alpha$ 's - Velocidade de ajustamento.

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
lMAQsa	-0,17*** (-5,75)	0,02*** (3,66)	0,05* (1,71)
lAPUsa	-	0,07*** (6,38)	0,35*** (5,83)
lCambio	0,03 (0,72)	-	-0,04 (-1,18)
lComm	-0,02 (-0,45)	0,02* (1,65)	0,07 (1,31)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação. *P-values* entre parênteses.

Os sinais invertidos para as mesmas variáveis ao se comparar o Modelo 1 com os Modelos 2 e 3 devem ser observados em conjunto com os coeficientes de velocidade de



ajustamento significativos para cada modelo conforme Tabela 3. Neste caso, observa-se que a equação do Modelo 1 é multiplicado por coeficiente negativo, ao passo que as equações 2 e 3 são multiplicados por coeficiente positivo. Desta forma, os resultados são consistentes, e um contexto similar pode ser encontrado em Breitung *et al.* (2004). Todavia, conforme descrição do modelo empírico na seção anterior, os efeitos da relação de co-integração respondem por parte dos efeitos dos choques estruturais. A análise destas relações entre as variáveis serão melhor exploradas na seção das funções de impulso resposta.

#### 2.4.2 IDENTIFICAÇÃO DOS CHOQUES ESTRUTURAIS

Dado a estratégia de identificação do sistema apresentado na seção 3.2 e assumindo a matriz  $A = I_K$ , para os Modelos 1 e 2 temos  $K = 3$ , assim são necessários  $\frac{3(3-1)}{2} = 3$  restrições adicionais para identificar os modelos. Como  $r = 1$ , podemos ter no máximo um choque com apenas efeitos transitórios, ou seja, sem efeitos de longo prazo. Por outro lado, deve-se ter pelo menos  $k^* = K - r = 2$  choques com efeitos persistentes.

Para o Modelo 3, tem-se  $K = 4$ , então são necessários  $\frac{4(4-1)}{2} = 6$  restrições adicionais para identificar os modelos. Como  $r = 1$ , da mesma forma como nos Modelos 1 e 2, podemos ter no máximo um choque com apenas efeitos transitórios. Porém, deve-se ter pelo menos  $k^* = K - r = 3$  choques com efeitos persistentes.

Na presente abordagem, assume-se que as restrições ocorrem na matriz de efeitos transitórios, ou seja, as restrições estão apenas nas relações contemporâneas entre as variáveis, não se impondo restrições na matriz de longo prazo. Assim, as matrizes de efeitos transitórios e de longo prazo para os Modelos 1, 2 e 3 são apresentadas na Tabela 4.

**Tabela 4:** Matrizes de impactos contemporâneos (B) e de longo prazo ( $\Xi B$ ).

Matrizes	Modelo 1: IComm, ICambio e IMAQsa	Modelo 2: IComm, IAPUsa e IMAQsa	Modelo 3: IComm, ICambio, IAPUsa e IMAQsa
$B =$	$\begin{bmatrix} 0,08^{***} & 0 & 0 \\ -0,02^{***} & 0,06^{***} & 0 \\ 0,02^{***} & 0,01^* & 0,03^* \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0,08^{***} & 0 & 0 \\ 0,01^{**} & 0,07^{***} & 0 \\ 0,02^{***} & 0,01^{***} & 0,04^{***} \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0,08^{***} & 0 & 0 & 0 \\ -0,02^{***} & 0,05^{***} & 0 & 0 \\ 0,01^* & -0,00 & 0,07^{***} & 0 \\ 0,02^{***} & -0,00 & 0,01^{***} & 0,04^{***} \end{bmatrix}$
$\Xi B =$	$\begin{bmatrix} 0,11^{***} & 0,01 & 0,02 \\ -0,02 & 0,06^{***} & -0,01 \\ 0,09^{**} & -0,05^{**} & 0,02 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0,10^{***} & 0,02 & -0,01 \\ 0,06^{***} & 0,02 & 0,06^{***} \\ 0,06^{***} & 0,02 & 0,05^{***} \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0,10^{***} & -0,02 & 0,02 & -0,01 \\ -0,03^* & 0,06^{***} & 0,01 & 0,00 \\ 0,05^{***} & -0,03^{**} & 0,02 & 0,05^{***} \\ 0,06^{***} & -0,03^{**} & 0,02 & 0,03^{**} \end{bmatrix}$

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação. A ordem das variáveis nas matrizes segue a ordem das variáveis descritas no título de cada um dos modelos. Os *t-values* foram calculados por *bootstrapping* com base em 2000 simulações. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Com relação às matrizes de impactos contemporâneos ( $B$ ), os choques das variáveis dos modelos sobre o investimento em máquinas e equipamentos (IMAQsa) pode ser verificado na interseção de cada coluna com a última linha das matrizes  $B$ . Neste sentido, os choques advindos dos preços de commodities, primeira coluna da cada matriz, têm efeitos positivos e significativos sobre o investimento em todos os modelos estimados. Os choques contemporâneos do câmbio, segunda coluna, foram significativos a 10% no Modelo 1, porém no modelo completo, segunda coluna do Modelo 3, não se pode dizer que seja estatisticamente diferente de zero. Os choques contemporâneos do investimento público sobre o investimento privado mostraram positivos e significativos em ambos os modelos, conforme colunas 2 e 3 dos Modelos 2 e 3, respectivamente.

Adotando o mesmo procedimento de análise para as matrizes de impactos de longo prazo ( $EB$ ), observa-se que os choques de commodities sobre o investimento foram significativos, com efeitos positivos e persistentes em todos os modelos, na primeira coluna com última linha de todas as matrizes. Observando, os choques de câmbio sobre o investimento, os resultados diferem dos resultados dos choques contemporâneos, com efeitos negativos e significativos, conforme modelos 1 e 3. Os choques de longo prazo do investimento público sobre o investimento privado também se mostraram positivos, contudo não significativos.

Procurando explorar outras estratégias de identificação dos modelos, condicionais ao conjunto de restrições de justa identificação, testamos algumas hipóteses de restrições adicionais. Neste caso, os modelos SVEC foram re-estimados como forma a calcular as estatísticas de razão de verossimilhança que poderiam identificar um melhor ajuste dos modelos. As hipóteses testadas foram apresentadas na Tabela 5.

Dos resultados apresentados, pode-se assumir que a taxa de câmbio não exerce efeitos contemporâneos sobre o investimento privado em máquinas e equipamentos, sendo que as hipóteses de que  $B_{3,2} = 0$ , Modelo 1, e  $B_{4,2} = 0$ , não podem ser rejeitadas ao nível de significância de 5%. Todas as outras hipóteses foram rejeitadas e não se pode assumir que os choques nos preços internacionais de commodities não exerçam efeitos persistentes sobre câmbio, investimento público (IAPUsa) e investimento privado (IMAQsa). Da mesma forma, não se pode rejeitar a hipótese que o investimento público não exerce efeitos persistentes sobre o investimento privado.

**Tabela 5:** Testes de sobre identificação dos modelos.

Hipóteses	Teste RV para Modelo 1	Teste RV para Modelo 2	Teste RV para Modelo 3
H1: Câmbio não tem efeitos contemporâneos sobre o investimento privado	0,0004 (0,9851)	-	0,8393 (0,360)
H2: Preço das commodities não tem efeitos persistentes sobre o câmbio	19,924 (0,0000)	-	19,857 (0,000)
H3: Preço das commodities não tem efeitos persistentes sobre o investimento privado	83,385 (0,0000)	75,703 (0,000)	77,679 (0,000)
H4: Preço das commodities não tem efeitos persistentes sobre o investimento público	-	61,675 (0,000)	12,620 (0,000)
H5: Investimento público não tem efeitos persistentes sobre investimento privado	-	9,186 (0,002)	70,364 (0,000)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação. Estatística do teste de razão de verossimilhança, com distribuição qui-quadrado (1) distribuição. P-valores entre parênteses.

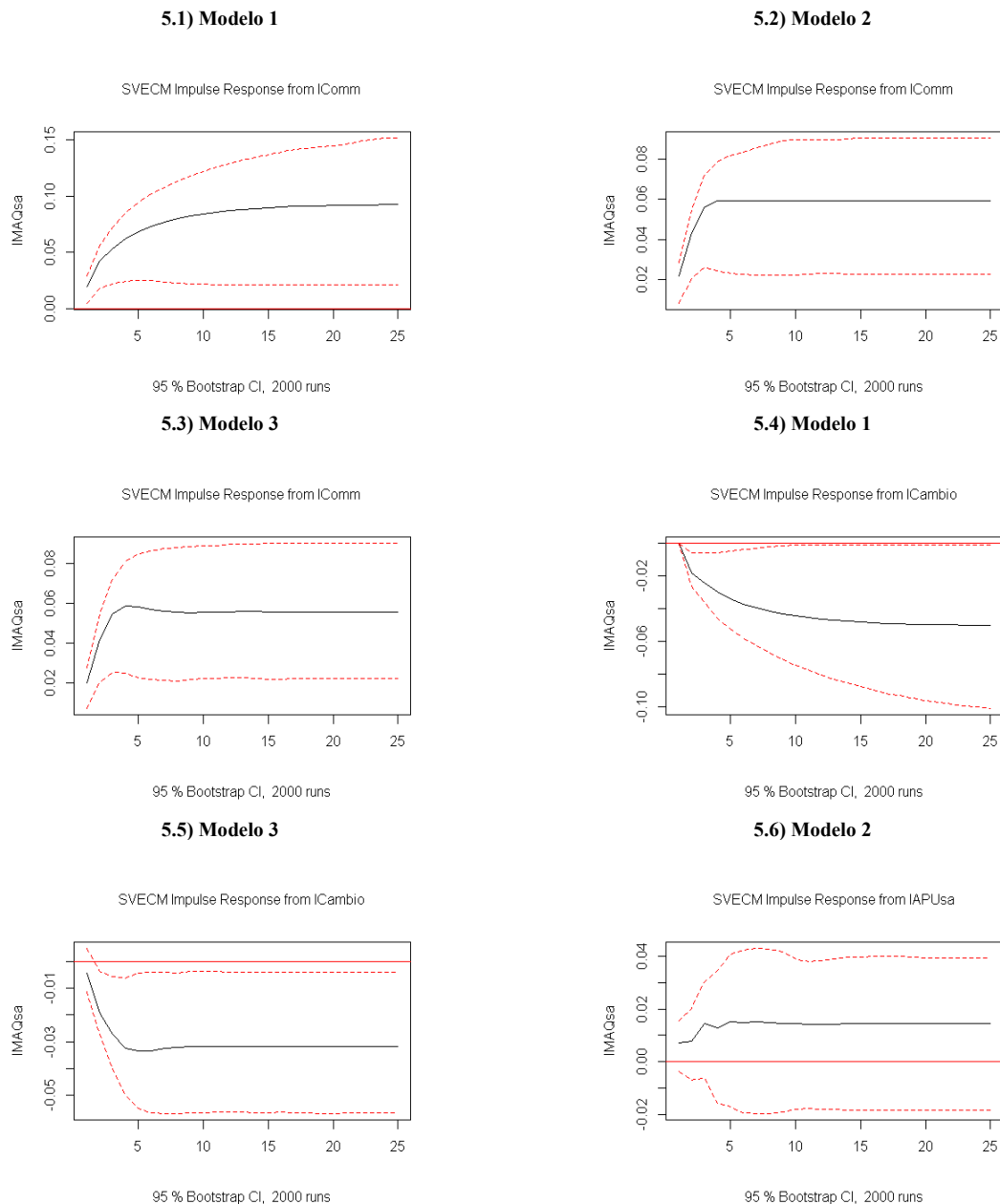
#### 2.4.3 FUNÇÕES DE RESPOSTA AO IMPULSO (IRFS)

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos com as funções de resposta ao impulso, conforme Figura 5. Tais funções foram obtidas simulando um choque de um desvio padrão de cada uma das variáveis dos modelos sobre o investimento em máquinas e equipamentos (IMAQsa). As IRFs das figuras 5.1 a 5.10 foram calculadas com intervalos de confiança de 95% construídos por *bootstrapping*, a partir de duas mil simulações. As IRFs 5.11 a 5.14 apresentam os valores médios do impulso de cada uma das variáveis em cada modelo, de forma a ter um efeito comparativo das respostas de acordo com o modelo analisado.

Analisando as IRFs, um choque de um desvio padrão nos preços das commodities internacionais, resulta em um impacto positivo sobre o investimento (IMAQsa), dentro dos limites do intervalo de confiança de 95%. Esses impactos são de cerca de 2% no índice de máquinas e equipamentos no primeiro trimestre se estabiliza em uma relação de equilíbrio de longo prazo, com efeitos persistentes de 9,2% após 20 trimestres para o Modelo 1. Para o Modelo 2, os efeitos persistentes convergem mais rapidamente para uma taxa de 5,9% após 4 trimestres e para o Modelo 3, esta convergência ocorre após 10 trimestres para cerca de 5,6%. As IRFs de uma desvalorização de um desvio padrão no câmbio real, aproximadamente 5% para todos os modelos, resultam em um impacto negativo sobre o investimento (IMAQsa) dentro de todo intervalo de confiança de 95%. Para os Modelos 1 e 3, o choque em câmbio resultam em impactos iniciais de -0,7% e -0,4%, respectivamente, sobre o investimento em

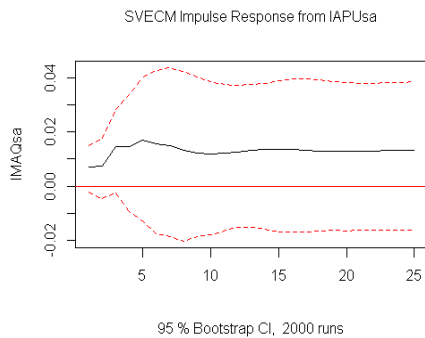
máquinas e equipamentos. Estes choques convergem para o equilíbrio de longo prazo com efeitos permanentes de -5,4% e -3,2%, após, respectivamente, 20 e 7 trimestres

**Figura 5:** Respostas do investimento privado (IMAQsa) a choques de 1 d.p. nas variáveis do modelo<sup>1</sup>.

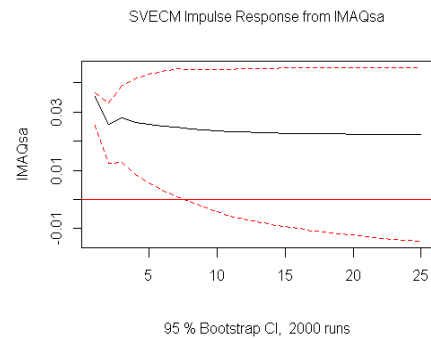


<sup>1</sup> Os choques de um desvio padrão são de 7% para IComm, 5% para ICambio, 9% para IAPUsa e 3% de IMAQsa.

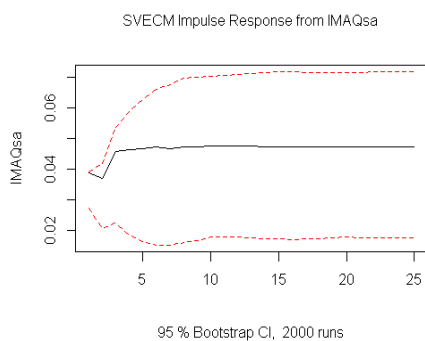
## 5.7) Modelo 3



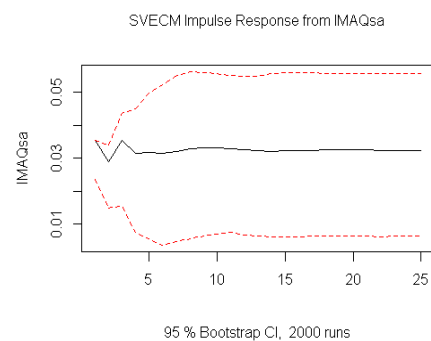
## 5.8) Modelo 1



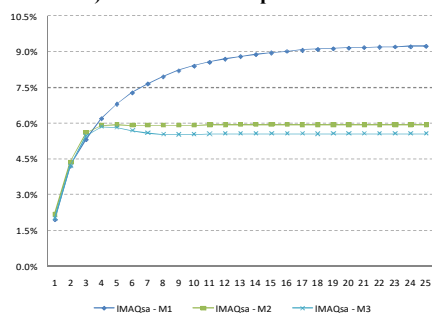
## 5.9) Modelo 2



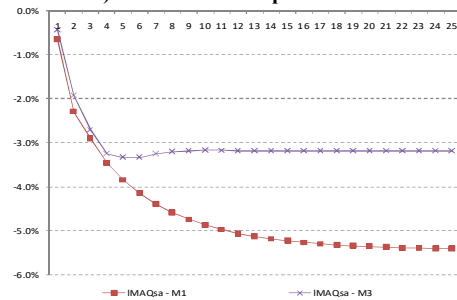
## 5.10) Modelo 3



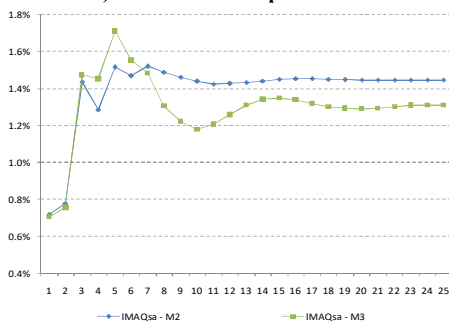
## 5.11) IRFs médio – Impulso IComm



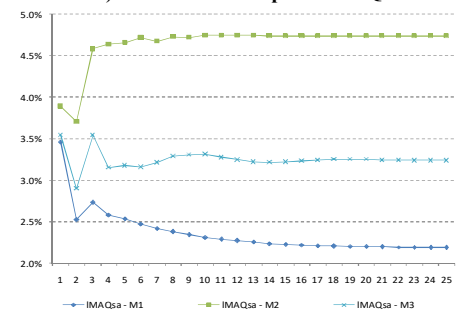
## 5.12) IRFs médios – Impulso ICambio



## 5.13) IRFs médio – Impulso IAPUsa



## 5.14) IRFs médio – Impulso IMAQsa



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Os choques de um desvio padrão do investimento público (IAPUsa) resultam em um impacto médio positivo sobre este investimento em máquinas e equipamentos. Contudo, ao observar os respectivos intervalos de confiança de 95%, os resultados são controversos, ainda que o efeito médio tenha sido positivo, existe uma probabilidade de que este choque resulte

em efeitos negativos sobre o investimento privado. Para os Modelos 2 e 3, o choque em câmbio real resulta em impactos iniciais de 0,7% sobre o investimento em máquinas e equipamentos. Este choque converge para o equilíbrio de longo prazo com efeitos permanentes médios de 1,4% e 1,3%, após, respectivamente, 10 e 12 trimestres.

As IRFs de um choque em investimento em máquinas e equipamentos nos Modelos 1, 2 e 3, resultam em impactos iniciais de 3,5%, 3,9% e 3,5% sobre a mesma variável. Estes choques convergem para o equilíbrio de longo prazo com efeitos permanentes médios de 2,2% e 4,7% e 3,2%, após, respectivamente, 14, 5 e 4 trimestres. Interessante ressaltar no perfil das funções respostas, dado o vetor cointegrante, onde um excesso de investimento com relação ao equilíbrio de longo prazo resulta em uma menor taxa de crescimento no momento posterior, o que provoca o perfil oscilante das IRFs.

Os impulsos médios de todos os modelos, agrupados por variável de impulso, são apresentadas nas Figuras 5.11 a 5.14. De uma maneira geral, desprendem-se as seguintes conclusões iniciais: (i) relação positiva entre preço internacionais das commodities e investimento privado em máquinas e equipamentos ; (ii) a taxa de câmbio real parece apresentar uma relação inversa com o investimento privado; e (iii) na maior parte das simulações o investimento público exerceu uma influência complementar ao investimento privado, ou seja, teve um efeito *crowding in* sobre o investimento em máquinas e equipamentos.

## 2.5 ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DO ERRO DE PREVISÃO

Para avaliar a importância relativa dos choques das variáveis de cada modelo sobre o investimento privado em máquinas e equipamentos, utiliza-se a decomposição da variância do erro de previsão desta variável, conforme Tabela 6. De acordo com nossas estimativas, no curto prazo, os erros relacionados ao próprio investimento dominam o erro de previsão, mas já a partir do quarto trimestre as variações nos preços das commodities são a fonte dominante da dinâmica do investimento.

Para o Modelo 1, observa-se que no primeiro trimestre os choques nas variáveis de investimento privado (IMAQsa) respondem por mais de 75% na variação dessa variável. Contudo, esta proporção cai para cerca de 24% após 4 trimestres e no longo prazo passam a responder por menos de 7% das variações. Movimento contrário ocorre com os choques nos preços das commodities, os quais no longo prazo respondem por 73% da variância de

investimento privado em máquinas e equipamentos (LMAQsa). Ainda, os choques na taxa real de câmbio representam 20,5% das variações no investimento, após 24 trimestres.

Para o Modelo2, chama a atenção a pequena influência do investimento das administrações públicas sobre o erro de previsão das variáveis em estudo, respondendo por 3,5% da variação em máquinas e equipamentos, após 24 trimestres.

Para o Modelo 3, que inclui câmbio e investimento público no mesmo modelo, observa-se comportamento semelhante aos modelos anteriores, sobressaindo que apesar dos erros de previsão dos erros das commodities ainda dominarem a variância do investimento, esta relação diminui consideravelmente com relação ao Modelo 1, vindo a situar-se em 57,4% da variância do investimento privado.

**Tabela 6:** Decomposição da variação do erro de previsão.

Trim.	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			
	$\varepsilon_t^{Comm}$	$\varepsilon_t^{Cambio}$	$\varepsilon_t^{LMAQsa}$	$\varepsilon_t^{Comm}$	$\varepsilon_t^{LAPUsa}$	$\varepsilon_t^{LMAQsa}$	$\varepsilon_t^{Comm}$	$\varepsilon_t^{Cambio}$	$\varepsilon_t^{LAPUsa}$	$\varepsilon_t^{LMAQsa}$
1	23,7%	0,0%	76,3%	23,4%	2,5%	74,1%	23,5%	1,1%	2,9%	72,5%
4	63,1%	12,9%	24,1%	54,2%	2,9%	42,9%	54,8%	13,9%	3,4%	27,8%
8	69,7%	17,0%	13,2%	57,0%	3,4%	39,6%	56,6%	17,1%	3,9%	22,4%
12	71,6%	18,7%	9,7%	57,7%	3,4%	38,9%	57,1%	17,8%	3,5%	21,7%
18	72,6%	19,9%	7,5%	58,1%	3,5%	38,4%	57,4%	18,2%	3,4%	20,9%
24	73,0%	20,5%	6,5%	58,3%	3,5%	38,2%	57,6%	18,4%	3,4%	20,6%

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

## 2.6 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Em todos os modelos estimados observamos uma relação consistente no qual os níveis de preços das commodities têm efeitos sobre a taxa de câmbio real, que por sua vez impactam o investimento privado e o investimento público. Mais ainda, estas variáveis guardam uma relação de longo prazo, na qual choques que possam ocorrer em alguma das variáveis dos modelos repercutem sobre o sistema, o qual tende a um novo equilíbrio no longo prazo. A dinâmica por trás de um choque positivo no preço das commodities é intuitiva - ele atua como um choque de renda que aumenta a demanda de consumo por bens domésticos, aumentando seu preço relativo e apreciando a moeda. O aumento da absorção via consumo cria incentivos para o setor de bens de investimento, incentivando positivamente a demanda e o preço dos bens de capital e, dado que os bens domésticos ficam relativamente

mais caros, as exportações, diferentes de commodities, caem. Esta situação cria uma situação de consumo e investimento pró-cíclicos e voláteis conforme Fernandez *et al* (2018).

Com respeito às IRFs, verificamos que: (i) existe uma relação positiva e significativa entre preço de commodities e investimento em máquinas e equipamentos; (ii) a taxa de câmbio real efetiva apresenta uma relação negativa e significativa com o investimento em máquinas e equipamentos; e (iii) na maior parte das simulações o investimento público exerceu uma influência complementar ao investimento privado, ou seja, teve um efeito *crowding in* sobre o investimento em máquinas e equipamentos.

Estes resultados estão em linha com os obtidos por maior parte da literatura especializada. Como exemplo, pode-se citar Cavalcanti *et al.* (2014), Fernandez *et al.* (2018), Fornero *et al.* (2016), FMI (2015) e dos Santos *et al.* (2016). Em Fernandez *et al.* (2018), encontramos que os preços das commodities específicas de cada país nas pequenas economias emergentes de mercado são pró-cíclicas e lideram o ciclo de produção, consumo e investimento. Além disso, são contra-cíclicas taxas de câmbio reais e as medidas de prêmio de risco externo.

Em dos Santos *et al.* (2016) encontramos resultados semelhantes para a relação negativa entre investimento e taxa de câmbio real efetiva. Conforme os autores, “igualmente complexa e controversa é a relação negativa entre a taxa de câmbio real e a FBCF verificada nos dados trimestrais”. Os canais de transmissão seriam: i) custo do investimento, reduzindo o custo das importações de bens de capital; ii) valorização cambial refletiria um relaxamento da restrição externa, viabilizando uma flexibilização da política monetária e, portanto, um maior crescimento da demanda agregada; e iii) efeito balanço e riqueza conforme Krugman (1999) e Allen *et al.* (2010), para os quais uma elevada participação do endividamento externo das empresas, com relevante descasamentos de moedas na composição de seus ativos e passivos, uma depreciação cambial poderia afetar negativamente balanço patrimonial e/ou a rentabilidade de uma empresa.

Em linha com os resultados encontrados em Fornero *et al.* (2016) e Fernandez *et al.* (2018), os choques dos preços das commodities sobre o investimento são persistentes em todos os três modelos estimados. Neste sentido, os autores entendem que, quando os choques são persistentes, a resposta do investimento e do PIB real, são ampliadas. Em nossas estimativas, um choque de um desvio padrão em commodities resulta em um crescimento no nível dos investimentos privados, de maneira persistente, em cerca de 6%.

Com relação aos choques na taxa de câmbio real sobre investimentos privados, nossos resultados apontam que não há relação negativa em relações contemporâneas, porém



há efeitos negativos persistentes, que indicam convergência com queda no nível do investimento privado em aproximadamente 3% após 7 trimestres, conforme resultados do Modelo 3 (Tabelas 2 e 3 e Figura 4).

Os choques de um desvio padrão do investimento público sobre o investimento privado resultam em um impacto médio positivo sobre o último. Voltando a dos Santos *et al.* (2016), observamos resultados semelhantes, dado que estes autores encontram uma relação positiva, complementar, entre o investimento privado e o investimento público. Contudo, em nossos resultados existe alguma probabilidade de que o efeito seja na verdade negativo. Desta forma, nossos resultados são menos conclusivos que em dos Santos *et al.* (2016) no que diz respeito à relação do investimento privado com o investimento público.

A importância dos choques em commodities sobre a dinâmica do investimento no Brasil é reforçada pela análise de decomposição da variação do erro de previsão. Nesta análise todos os resultados apontaram que as variações em commodities sejam a fonte dominante da dinâmica do investimento privado em máquinas e equipamentos, respondendo por aproximadamente 57% da variância do investimento privado já a partir do 8º trimestre, conforme aponta os resultados do Modelo 3.

## 2.7 CONCLUSÕES

Neste estudo foram analisados os impactos de choques nos preços internacionais de commodities sobre os níveis de investimento público e em máquinas e equipamentos, preponderantemente privado, para o Brasil. Para tanto, procedeu com abordagem de Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR) por meio da estimação de três modelos, nos quais os impactos da taxa de câmbio real efetiva e do investimento público (IAPUsa) sobre o investimento privado (IMAQsa) foram tomados individualmente (Modelo 1 e Modelo 2), para na sequência analisar seus impactos conjuntos (Modelo 3). A identificação de vetores cointegrantes nos vários modelos propostos neste estudo viabilizou a especificação de Modelos de Vetores de Correção de Erros Estruturais (SVEC), possibilitando distinguir as relações contemporâneas e persistentes dos choques estruturais.

Os principais resultados encontrados foram: primeiro, um crescimento dos preços das commodities provoca um efeito expansionista na economia, em linha com prévios estudos para outros países exportadores de commodities. Neste sentido, a maior renda advinda do aumento do valor exportado via maior preço das commodities, aumenta a demanda doméstica e, portanto, estimula a produção doméstica. Parte desta expansão são causada pelos efeitos

positivos e defasados sobre o investimento em setores de commodities que podem transbordar para outros setores produtores de bens não comercializáveis; segundo, choques sobre a taxa de câmbio real têm efeitos negativos sobre o investimento. Neste caso, como a renda inesperada é gerada por termos de troca mais favoráveis, a resposta da produção doméstica real é mais moderada do que a da renda da demanda doméstica. Consistente com o efeito da doença holandesa, a resposta da oferta interna ao aumento da renda doméstica ocorre de forma desproporcional no setor de bens não comercializáveis, porque a demanda por bens comercializáveis pode ser parcialmente suprida pelo aumento das importações, levando a um déficit em transações correntes. No processo, os preços dos bens e serviços relativamente escassos e não-comercializáveis aumentam em relação aos preços dos bens comercializáveis, e a taxa de câmbio real se valoriza; e por último, de acordo com a decomposição da variância dos erros de previsão, de fato os choques em commodities têm sido os determinantes fundamentais da dinâmica de investimento no Brasil.

Estes resultados, só recentemente debatidos no meio acadêmico brasileiro, põem a dinâmica de investimento e crescimento da economia fortemente sujeita a determinantes externos. Os resultados para os choques de câmbio também se inserem de modo interessante no debate econômico existente para o Brasil. Por um lado, conforme os mecanismos causais aqui apontados, um choque nos preços das commodities acaba por causar uma valorização da taxa de câmbio, uma vez que parte da demanda interna mais alta poderia ser suprida com a importação de bens comercializáveis, em linha com o processo de doença holandesa citado por Bresser-Pereira (2008, 2010). Por outro, os efeitos de valorização da taxa de câmbio acabam por aumentar o investimento privado, seja pelo menor custo das importações, pela flexibilização da política monetária ou mesmo pelo efeito balanço das empresas. Neste caso, claramente existem setores ganhadores e perdedores dentro deste processo que a análise agregada aqui desenvolvida acaba por mascarar. Um possível caminho de pesquisa poderia abrir os determinantes do investimento de forma setorial, procurando evidenciar como os diferentes setores respondem a estes mecanismos de transmissão.

Desta forma, observamos que os resultados obtidos ressaltam a influência externa sobre a dinâmica de investimento no Brasil, e sua relação com os conhecidos “voos de galinha” da economia brasileira aparecem naturalmente. Neste sentido, Gruss (2014) advertia que o fim do *boom* dos preços das commodities acarretaria um impacto significativo no crescimento dos países exportadores de commodities da América Latina e Caribe (ALC). Mais interessante ainda é observar as recomendações do autor àquela época: “estando a desaceleração econômica vinculada ao fim do superciclo de commodities, o uso de estímulos

do lado da demanda para manter o crescimento a taxas elevadas recentes não seria justificado e poderia dar origem a desequilíbrios macroeconômicos problemáticos”. Sugeriu também que os formuladores de políticas nessas economias deveriam trabalhar para enfraquecer a ligação entre os preços das commodities e a atividade econômica, a fim de evitar a dinâmica de expansão e recessão frequentemente associada aos ciclos passados de commodities.

Entre as políticas anticíclicas, a CEPAL destaca o papel da política fiscal, defendendo o estabelecimento de regras estruturais para a gestão das finanças públicas. Segundo Ocampo (2013), nas economias abertas as autoridades podem controlar a taxa de câmbio ou a taxa de juros, mas não as duas juntas. Ainda segundo o autor, a pressão exercida pelos ciclos econômicos segue na direção em que as políticas monetária e cambial se comportam pro ciclicamente. Isso é particularmente verdadeiro com relação à política monetária, pois as economias nas quais a conta de capital foi aberta enfrentam pressão para cortar as taxas de juros durante os *booms* e aumentá-las durante as crises. Quando não cedem a essa pressão e as autoridades escolhem uma política monetária anticíclica, simplesmente mudam o efeito para a taxa de câmbio, ou seja, para uma apreciação da moeda local durante os *booms* e a desvalorização durante as crises. Nesse sentido, o autor sugere que a melhor ferramenta de gestão contra cíclica é, sem dúvida, a política fiscal<sup>2</sup>. Ainda, quando as flutuações dos preços das commodities são uma das fontes básicas de movimentos cíclicos na economia, uma alternativa seria estabelecer fundos de estabilização fiscal<sup>3</sup>.

Mas, como enfatizado pelo FMI (2015), o papel dos fundos de estabilização ou dos fundos soberanos nos países ricos em recursos deve ser visto como parte de uma estrutura fiscal mais ampla de médio a longo prazo, baseada em regras explícitas, que assegurem a restrição orçamentária ao mesmo tempo que garantam a ação contra cíclica. Segundo

---

<sup>2</sup> No entanto, não é consensual se a política fiscal anticíclica é sempre eficiente e a maior parte da literatura aponta que o uso de ações anticíclicas requer a existência prévia de uma política fiscal sustentável e solvente. Caso contrário, uma ação fiscal anticíclica durante uma recessão poderia aumentar as expectativas inflacionárias, pressionar as taxas de juros e a taxa de câmbio, excluir investimentos privados, incentivar a fuga de capitais e geralmente contribuir para, em vez de mitigar, uma desaceleração econômica. Isso é especialmente relevante no caso de mercados emergentes, como os da América Latina, como Eyzaguirre et al. (2009). Uma dívida pública mais baixa ajudou a estimular o investimento e o crescimento, reduzindo as taxas de juros reais e o prêmio de risco de crédito em títulos internacionais. Entre 2001 e 2002, o Brasil respondeu à volatilidade financeira externa, excedendo sua meta de superávit primário, apesar de uma desaceleração considerável da atividade econômica. Esse aperto fiscal ajudou a diminuir seu prêmio de risco-país e restaurar a confiança do investidor no Brasil, como lembrado por Gutiérrez e Revilla (2010)

<sup>3</sup> Nesse mesmo sentido, Ffrench-Davis (2010) tem opinião semelhante, sugerindo que em países com termos de troca afetados por flutuações nos preços das commodities - como cobre no Chile e Peru e petróleo na Colômbia, México ou Venezuela - o estabelecimento de um fundo de estabilização pode contribuir para a sustentabilidade macroeconômica fiscal e geral, especialmente da taxa de câmbio.

Alsweilem e Rietveld (2018), os fundos de estabilização têm eficácia limitada se não fizerem parte de uma estrutura fiscal mais ampla, baseada em regras, restritiva e anticíclica.

Em termos de implementação, como sugerido por Ocampo (2011), existem alguns componentes horizontais cruciais que devem fazer parte de qualquer política de desenvolvimento, como medidas que promovam a inovação e a difusão tecnológica, que expandam os mecanismos de financiamento de longo prazo e apoiem o processo de produção. O autor também aponta que argumentos convincentes podem ser apresentados, no entanto, para estratégias seletivas, uma vez que oportunidades de inovação não surgem em toda a gama da estrutura de produção. Além disso, o autor lembra que quem defende políticas horizontais deve considerar a escassez de recursos fiscais e, nesse sentido, alguma forma de seletividade acaba sendo necessária. No entanto, independentemente do instrumento de política fiscal a ser adotado, essa escolha deve ser feita dentro de uma estratégia de desenvolvimento consoante a um planejamento fiscal de médio e longo prazo. E, no interesse da transparência, é melhor que essas escolhas sejam explícitas e não implícitas.

Concluindo, uma recomendação que surge desta pesquisa é que se a política fiscal é conduzida com uma regra fiscal contra cíclica, isso pode ajudar a reduzir os choques de commodities. Por outro lado, na ausência de uma regra fiscal ou na existência de regras pró-cíclicas, os governos podem ampliar os efeitos do ciclo de negócios advindos dos choques dos termos de troca. Reformas econômicas no sentido de construir mecanismos amortecedores dos ciclos e que auxiliem o crescimento do PIB potencial poderiam ser extremantes úteis a países como Brasil, minimizando a ocorrência dos “voos de galinha” associados à dinâmica de expansão e recessão advindos dos ciclos de commodities. Com relação a essa estrutura de política fiscal anticíclica, o modelo chileno poderia ser uma das referências aos formuladores de políticas, onde uma estrutura fiscal anticíclica formal foi adotada, determinada pelas receitas dos recursos naturais, e um fundo de estabilização foi criado para minimizar a volatilidade do gasto pública.

### **3 INVESTIMENTO E LUCRATIVIDADE DOS SETORES INDUSTRIAIS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO PERÍODO 1996-2017**

#### **3.1 INTRODUÇÃO**

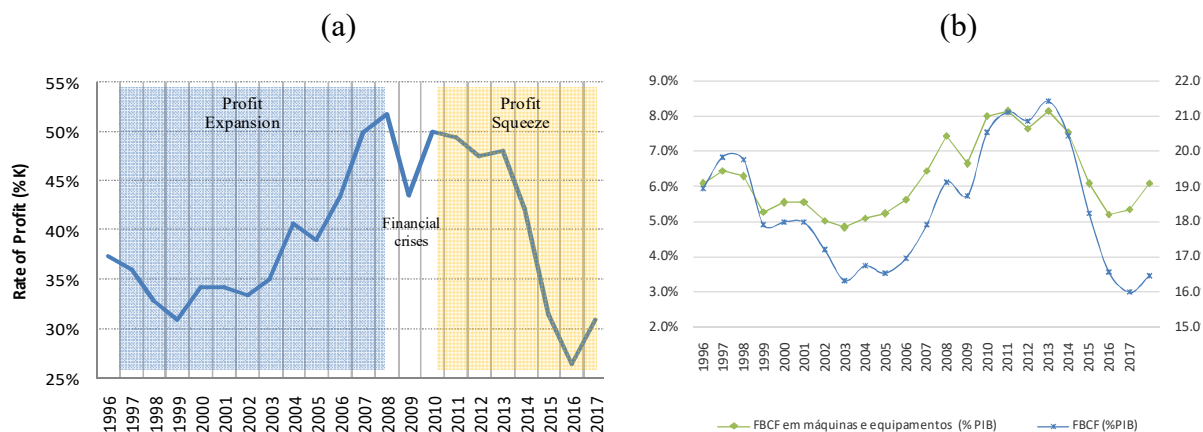
Os últimos anos têm sido marcados por grandes dificuldades para a economia brasileira. Após o superciclo de commodities iniciado na década passada, com reflexos sobre o ritmo de crescimento acima da média recente, o país encontrou uma das maiores recessões de sua história. Entre 2014 e 2016, o índice do Produto Interno Bruto (PIB) a preços correntes caiu em aproximadamente 7 pontos. Por sua vez, a formação bruta de capital fixo (FBCF) caiu cerca de 5% do PIB, saindo de 21,4% em 2013 para 16,0% em 2017. O investimento em máquinas e equipamentos acompanhou a trajetória da FBCF da economia e também observou perdas significativas no período.

Procurando trazer novos elementos à discussão sobre os determinantes da atual crise da economia brasileira, o presente ensaio retoma uma tradicional discussão da literatura econômica sobre investimento e lucratividade das firmas e as chamadas funções de investimento autônomas. Neste sentido, chama atenção a evolução da lucratividade dos setores industriais brasileiro vis a vis a evolução do investimento agregado da economia. Ao longo das últimas duas décadas, percebe-se claramente um ciclo de expansão e compressão das taxas de lucros que, por sua vez, foi acompanhada por uma evolução bastante similar dos índices de investimento, conforme Figuras 6.a e 6.b.

De fato, a partir dos anos 2000, tem-se iniciado um ciclo de expansão das taxas de lucros bastante acentuado. Esta expansão teve seu limite coincidindo com a crise financeira de 2008 e, já a partir de 2010, observamos uma reversão da tendência anterior, adentrando na nova etapa do ciclo de compressão das margens de lucros. Este movimento de compressão de margens foi bastante intenso com uma redução média da lucratividade atingindo cerca de 20 pontos percentuais entre os anos de 2010 e 2016. De maneira instigante, este movimento de compressão das taxas de lucros, coincide com o próprio início da crise econômica atual. Assim, a leitura destas informações, nos remete a alguns questionamentos iniciais e que, de certa forma, são as motivações deste estudo: i) qual é a relação entre investimento e lucratividade dos setores industriais brasileiros? ii) quais são os canais de transmissão que determinam a evolução da lucratividade da indústria neste período? iii) em que medida a crise atual pode ser atribuída, ainda que parcialmente, à própria compressão de margens observada

a partir de 2010-2011? e iv) a identificação destas relações nos permite derivar alguma conclusão e/ou recomendação de política pública?

**Figura 6:** Investimento e Lucratividade dos Setores Industriais no Brasil



Fonte: 1) Dados de investimento agregado da economia em Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema de Contas Nacionais (IBGE/SCN Anual): i) PIB - preços de mercado (preços 2010) - R\$ de 2010 (milhões); ii) PIB - formação bruta de capital fixo - máquinas e equipamentos (preços 2010) - R\$ de 2010 (milhões); iii) PIB - formação bruta de capital fixo (preços 2010) - R\$ de 2010 (milhões). 2) Dados de lucratividade dos setores industriais obtidos em Pesquisa Industrial Anual – Empresa (PIA-Empresa), ver tabelas 101 a 106. Referem-se à média dos setores industriais a 3 dígitos, retirando-se da amostra os valores fora do intervalo definidos pelos percentis 1º e 99º.

Os estudos empíricos sobre a lucratividade no Brasil ainda são escassos, sendo uma das principais referências o artigo de Marquetti *et al.* (2010), que investiga a taxa de lucro no Brasil para o período 1953 a 2003, de forma agregada a partir dos dados disponibilizados no SCN do IBGE. Mais recentemente, a partir da divulgação do indicador do estoque de capital em bases trimestrais, conforme Souza Júnior (2017) abriu-se espaço para novas investigações, como pode ser observado em Martins e Rugitsky (2019), contudo, ainda em análises agregadas com dados provenientes do SCN.

Nesta lacuna se insere o objetivo principal deste estudo, qual seja analisar a evolução do investimento da indústria nacional a partir da investigação empírica da trajetória das taxas de lucros e de seus componentes, com dados da Pesquisa Industrial Anual – Empresa (PIA-EMPRESA), aberta a três dígitos, incluindo 111 setores para o período 1996 a 2017. Para tanto, serão estimadas funções de investimento autônomas, em linha com o trabalho realizado por Basu e Das (2017), utilizando uma abordagem dinâmica para as especificações que nos permitem analisar os impactos contemporâneos e de longo prazo da taxa de lucro e de seus componentes sobre o investimento.

Entre os principais resultados encontrados, destacam-se: (a) a taxa de lucro guarda relação positiva, com impactos contemporâneos e de longo prazo, sobre o investimento; (b)

uma maior participação dos lucros na distribuição funcional da renda não se mostrou significativo para explicar a performance da acumulação de capital; (c) a utilização da capacidade instalada tem uma relação positiva e significativa com o investimento, porém apenas no curto prazo; e d) as relações produto-capital (produtividade do capital) e capacidade-capital estão fortemente associadas com a performance do investimento tanto nas relações contemporâneas quanto de longo prazo.

A estrutura do ensaio inclui na próxima seção uma revisão bibliográfica identificando os principais estudos que tratam de funções de investimento autônomas, seus canais de transmissão e os principais desenvolvimentos da literatura aplicada aos dados do Brasil. Na Seção 3 são apresentadas características das bases de dados, metodologia de construção das variáveis, análises descritivas e a estratégia empírica. Em seguida, na Seção 4 são apresentados e discutidos os resultados das estimações das funções de investimento. Para concluir o trabalho, apresentam-se algumas considerações finais.

### 3.2 INVESTIMENTO E TAXA DE LUCROS: EVOLUÇÃO E PRINCIPAIS INTUIÇÕES TEÓRICAS

Uma das características mais marcante da teoria keynesiana é a introdução de decisões empresariais independentes de investimento em relação à poupança, de acordo com Foley *et al.* (2019). Enquanto os empresários desempenham um papel limitado e passivo nos modelos clássico e neoclássico, limitando-se a traduzir as decisões de poupança das famílias e a escolha técnica de produção que maximiza o lucro, na teoria econômica keynesiana, no entanto, põe-se ênfase na distinção entre as decisões de poupança, tomadas pelas famílias, e as decisões de investimento, tomadas pelos empresários.

Apesar da complexidade do tema, Godley e Lavoie (2007) apresentam esta distinção de maneira categórica. Ao examinar as tabelas de fluxo de fundos publicadas pelo Federal Reserve dos Estados Unidos, os autores conseguem observar claramente que nem todos os lucros retidos são distribuídos às famílias, em vez disso, uma parte dos lucros é transferida para a conta de capital das empresas, onde pode ser usada para financiar investimentos. Por sua vez, nem toda a poupança gerada é convertida em investimentos e existe todo um conjunto de relações entre as famílias e as empresas que são coordenadas por um setor bancário, que também tem suas próprias regras de decisão.

Neste arcabouço keynesiano, conforme apontado por Basu e Das (2017), tem-se o reconhecimento da existência de uma função de investimento autônoma, no qual as firmas

tomam suas decisões de investimento independentemente das decisões de poupança das famílias. Sob o ponto de vista da formalização das funções de investimento, Joan Robinson observou que sustentar uma taxa mais alta de acumulação requer um nível mais alto de lucros, seja pela realização do investimento em si, ou pela disponibilização de recursos necessários à inversão. Isso a levou a propor a que “os espíritos animais” das firmas podem ser expressos em termos de uma função relacionando a taxa desejada de crescimento do estoque de capital produtivo a uma taxa esperada de lucros (Robinson, 1962, p. 37-38). Ou seja, sugere uma função de investimento que relaciona o crescimento de capital dos empreendedores à taxa de lucro esperada.

Como calcular a taxa de lucro esperada? A maioria dos pesquisadores da tradição heterodoxa considera que a taxa de lucro atual pode ser usada como uma *proxy* para a taxa de lucro esperada<sup>4</sup>, conforme colocam Basu e Das (2017). Seguiremos a definição destes últimos autores e passaremos a denominar de função de investimento de Keynes-Robinson, a primeira função de investimento autônoma a ser estimada neste ensaio, com a seguinte especificação:

$$\frac{I}{K} = f(r) = \alpha + \beta_1 r, \quad (1)$$

onde  $I/K$  é o nível de investimento normalizado pelo estoque de capital,  $r = \Pi/K$  é a taxa de lucro, ou seja, a razão entre o fluxo de lucros e o estoque de capital,  $\alpha$  representa a constante do modelo, aglutinando variações não relacionadas a  $r$ ; e  $\beta_1$  representa a propensão a investir em relação ao lucro, ou o “espírito animal” dos empreendedores, conforme Foley *et al.* (2019).

Apesar da função de investimento de Keynes-Robinson, ou suas variações próximas, ser popular na tradição heterodoxa, existem profundas limitações nesta primeira especificação. Uma primeira lacuna é que ela não permite que considerações de excesso de capacidade influenciem as decisões de investimento das empresas. Outra limitação é que ela descarta o que veio a ser chamado de expansão da economia liderada pelo lucro, ou seja, um aumento na taxa de crescimento da produção (ou capacidade de utilização) quando a parcela de lucro no valor adicionado sobe.

---

<sup>4</sup> Foley *et al.* (2019) ressaltam que devemos ter cuidado com a interpretação da taxa de lucro nesta equação. Robinson argumentou que a taxa real de lucro forneceria aos empreendedores uma previsão sobre o futuro apenas se persistisse em um nível estável por algum tempo. Assim, a equação de investimento robinsoniana não é verdadeira instantaneamente, mas somente depois que a economia estiver em uma posição estável por algum tempo, de modo que a taxa de lucro real reflita com precisão a taxa de lucro esperada.



De acordo com Skott (2010), Bhaduri e Marglin (1990)<sup>5</sup> desafiaram essas limitações e sugeriram que a função de investimento fosse reformulada considerando o processo de acumulação de capital como função da utilização da capacidade instalada e da participação nos lucros, ao invés de utilizar a taxa de lucro. Com relação à substituição da taxa de lucros pela parcela de lucros, os mesmos autores argumentam que, teoricamente, é incorreto pensar que os investimentos dependem da utilização da capacidade e da taxa geral de lucro, porque não está claro que um aumento na utilização da capacidade induza investimentos adicionais quando a taxa de lucro for mantida constante, conforme observado em Lima (2010). Ou de outra forma, que uma determinada taxa de lucro produz o mesmo nível de investimento, independentemente de resultar de uma alta taxa de utilização da capacidade e de uma baixa participação dos lucros na renda ou de uma baixa taxa de utilização da capacidade e uma alta participação dos lucros.

Bhaduri e Marglin (1990) defendem então uma formulação do investimento desejado em função da participação dos lucros, e não da taxa de lucro, com o argumento de que isso separa claramente as duas influências, enquanto a taxa de lucro reflete duplamente a participação dos lucros na renda e da taxa de utilização da capacidade. Seguindo a nomenclatura adotada por Basu e Das (2017) a função de investimento proposta por Bhaduri e Marglin (1990) tem a seguinte especificação:

$$\frac{I}{K} = h(h, z) = \alpha + \beta_2 h + \beta_3 z, \quad (2)$$

onde  $h = \Pi/Y$  é a parcela de lucro (razão entre o fluxo de lucros e a produção real (ou a renda). Por sua vez,  $z = Y/Y^*$  denota a taxa de utilização de capacidade (razão entre a produção real e a potencial).

Ainda conforme Basu e Das (2017), esta função conhecida como função de investimento de Bhaduri-Marglin, se tornou uma peça chave nos modelos macroeconômicos neo-kaleckianos, com um intenso debate sobre o regime sob o qual a economia teria sua demanda liderada. A depender do parâmetro estimado para a parcela de lucros pode-se ter a demanda liderada pelo lucro (*profit-led*) ou pelos salários (*wage-led*). Esta discussão tem sido bastante explorada na literatura, conforme pode ser visto Blecker (2002, 2010), Lima (2010), Taylor (2004), Barbosa-Filho e Taylor (2006), Setterfield (2016) e Lavoie (2017). Ainda,

---

<sup>5</sup> Lavoie (2017) atribui que esta formulação para a função de investimento pode também ser atribuída a Kurz (1990).

conforme apontado por Foley *et al.* (2019), em economias reais, é esperado que ocorra uma alternância entre esses regimes no decorrer dos ciclos econômicos.

Embora a função de investimento Bhaduri-Marglin tenha sido amplamente adotada por economistas heterodoxos, Basu e Das (2017) consideram que esta função apresenta uma restrição importante e injustificada. Para entender esta restrição, faz-se importante retroceder às inspirações de Bhaduri e Marglin (1990) para a derivação de sua função de investimento, retornando à decomposição de Weisskopf (1979). Em seu interessante artigo, Thomas E. Weisskopf decompõe a taxa de lucro em três componentes, quais sejam: i) distribuição de renda entre trabalho e capital; ii) a utilização da capacidade instalada e o problema da ‘realização’ do valor total das mercadorias produzidas; e iii) mudança tecnológica e o comportamento da ‘composição orgânica do capital’. Para diferenciar os três argumentos, formalizou a seguinte expressão para a taxa de lucro,  $\rho$ :

$$\rho = \frac{\Pi}{K} = \frac{\Pi}{Y} \frac{Y}{Z} \frac{Z}{K} = \sigma_{\pi} \varphi \zeta, \quad (3)$$

onde  $\rho$  é a taxa de lucros;  $\Pi$  mede o volume de lucros;  $K$  mede o estoque de capital;  $Y$  mede a produção real; e  $Z$  mede o potencial de produção (ou seja, a produção realizada na plena utilização da capacidade produtiva). Neste sentido, a taxa de lucro pode ser decomposta em três elementos, quais sejam:  $\sigma_{\pi}$  mede a parcela dos lucros (*profit share*) da distribuição funcional da renda;  $\varphi$  é taxa de utilização da capacidade; e  $\zeta$  a razão capacidade-capital.

Contudo, Bhaduri e Marglin (1990) não usaram todos os três componentes - participação nos lucros, taxa de utilização da capacidade e razão capacidade-capital - por causa de uma suposição adicional: a relação capacidade-capital seria constante no curto prazo. Assim, os dois determinantes independentes do investimento, na função de investimento de Bhaduri-Marglin, são a participação nos lucros e a taxa de utilização da capacidade.

Basu e Das (2017) observam que ignorar o índice de capacidade-capital como um determinante independente do investimento é um pressuposto muito rígido e injustificável se a lógica subjacente à função de investimento de Keynes-Robinson for aceita. Para esta crítica, utilizam um exemplo que ilustra bem a situação. Imagine um pesquisador tentando estimar uma função de investimento usando dados em nível cross-section, para firmas ou setores industriais. Uma maneira de realizar essa estimativa para a função de investimento de Bhaduri-Marglin seria regredir o investimento (normalizado pelo estoque de capital) em participação nos lucros e na utilização da capacidade. A suposição implícita em tal exercício seria que a relação capacidade-capital é parte da constante na função de regressão, ou seja,

não varia entre as empresas. Isso imediatamente destaca o problema na função de investimento de Bhaduri-Marglin: não há justificativa teórica para apoiar a afirmação de que a razão de capacidade de capital seria a mesma em todas as empresas.

Se entendermos o índice de capacidade-capital como um reflexo da capacidade tecnológica das empresas – isto é, dado um nível de capital (ou capital por trabalhador) diferentes empresas produzem diferentes níveis de VA a depender de sua função de produção ou “tecnologia” empregada no processo - espera-se que exista uma ampla variação desta relação entre as empresas e/ou setores industriais em qualquer ponto no tempo. De forma que ignorar o coeficiente capacidade-capital como determinante do investimento é equivalente a impor a restrição de que o impacto da mudança tecnológica sobre o investimento é zero ou que a razão capacidade-capital é a mesma em todas as empresas (sendo, portanto, parte do intercepto).

Ainda conforme Basu e Das (2017), parece uma melhor estratégia teórica trabalhar com uma generalização completa da função de investimento de Keynes-Robinson e permitir que todos os três componentes da taxa de lucro - participação nos lucros, taxa de utilização da capacidade e razão capital-capacidade— possam ser independentemente determinantes do investimento. Neste caso, Foley e Michl (1999) definem a função de investimento com a seguinte especificação:

$$\frac{I}{K} = h(h, z, v) = \alpha + \beta_4 h + \beta_5 z + \beta_6 v, \quad (4)$$

onde  $v = Y^*/K$  é a relação capacidade-capital (razão entre o produto potencial e o estoque de capital).

Por fim, uma alternativa à apresentação da função Foley-Michl, foi utilizada em Marquetti *et al.* (2010) e em Basu e Vasudevan (2013), os quais retiram o componente não observável referente ao produto potencial, fazendo a decomposição em função da participação dos lucros e da razão produto-capital, o que pode ser representado a partir da decomposição original de Weiskopf (1979) em (4), como:

$$\rho = \frac{\Pi}{K} = \frac{\Pi Y}{Y K} = \sigma_{\pi} Y_K \quad (5)$$

onde  $Y_K$  é a razão produto-capital ou produtividade do capital, conforme adotado por Marquetti *et al.* (2010).

Conforme Basu e Vasudevan (2013), a vantagem de usar esta última decomposição é que podemos evitar estimar uma quantidade não observável, que é o produto potencial, sem a qual a taxa de utilização da capacidade e o índice de capacidade-capital não podem ser definidos. De fato, essa decomposição permite que as flutuações na demanda agregada tenham impacto sobre as participações nos lucros e na produtividade do capital, em vez de concentrar seu efeito apenas na taxa de utilização da capacidade. Desta forma, também será estimada a função de investimento aqui chamada de Basu-Vasudevan com a seguinte especificação:

$$\frac{I}{K} = s(h, y) = \alpha + \beta_9 h + \beta_{10} y, \quad (6)$$

onde  $y = Y/K$  é razão entre o produto real e o estoque de capital.

Seja como for, existe um grande consenso sobre a importância das taxas de lucros na determinação da dinâmica capitalista, conforme Basu e Vasudevan (2013). Uma síntese interessante desta dinâmica pode ser encontrada em Martins e Rugitsky (2019), em que, por um lado, uma maior participação nos lucros, aumenta a taxa de poupança e, que por sua vez contribui para a elevação do investimento. A maior acumulação de capital conduz a um maior crescimento econômico. Por outro lado, a economia se aproximando do pleno emprego força uma elevação dos salários reais. Enquanto o crescimento do produto é maior do que o crescimento da produtividade do trabalho, o emprego aumenta, fortalecendo a posição de barganha dos trabalhadores, elevando os salários reais e diminuindo a participação nos lucros. A partir do momento que o crescimento real dos salários supera o crescimento da produtividade do trabalho, há uma redução da lucratividade. Uma menor participação nos lucros reduz a acumulação de capital e acaba diminuindo o emprego. Eventualmente, a posição enfraquecida de negociação dos trabalhadores se reflete no menor crescimento dos salários reais e a participação nos lucros se recupera, reiniciando o ciclo<sup>6</sup>.

Para o Brasil, a decomposição da taxa de lucros conforme a equação (5) foi feita em Marquetti *et al.* (2010). À época os autores utilizaram dados do Sistema de Contas Nacionais para calcular a lucratividade e seus determinantes relativos à parcela de lucros  $\Pi/Y$  e a produtividade do capital ( $Y/K$ ) para o período 1953-2003. Nesse período observou-se uma

---

<sup>6</sup> Esta interpretação de Martins e Rugitsky (2019) foi creditada originalmente a interpretação de Goodwin, R. (1967). Na mesma linha, Barbosa-Filho and Taylor (2006), formulou uma versão do modelo de Goodwin que incorporou o princípio da demanda efetiva, um modelo denominado “Structuralist Goodwin Model”.

tendência de queda na taxa de lucros e, conforme os autores, o maior determinante desta tendência foi a produtividade do capital. Por sua vez, a parcela de lucros apresentou um padrão cíclico, contudo sua tendência foi relativamente estável.

Martins e Rugitsky (2019) em recente estudo calculam a taxa de lucros e seus determinantes em linha com a decomposição descrita na equação (3), com dados trimestrais e agregados obtidos no Sistema de Contas Nacionais Trimestrais, para o período de 1996-2016. Os resultados obtidos pelos autores indicaram que compressões dos lucros são raras na economia brasileira. Contudo, apontam para um ciclo de expansão e compressão de taxas de lucros durante as últimas duas décadas em um padrão muito semelhante ao que evidenciamos na Figura 1.a – confirmando nossos resultados preliminares, ainda que a abrangência e a frequência dos dados sejam distintas das utilizadas no presente estudo. A explicação dos autores para este ciclo das taxas de lucros é associada ao *boom* das commodities vivenciado no período, que atenuou a vulnerabilidade externa da economia e permitiu uma expansão das margens por um período mais longo do que era usual. De fato, conforme visto no primeiro ensaio, os preços das commodities internacionais responderam por aproximadamente 57% da variância do investimento em máquinas e equipamentos, entre 1996 e 2018, sendo, portanto, uma variável determinante sobre as decisões de investimento no Brasil. Resultados semelhantes podem ser encontrados em Magud e Sosa (2015), em estudo de painel com 38 países entre 1990 e 2013, ou em Fornero *et al.* (2016) para o Chile.

### 3.3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

#### 3.3.1 BASE DE DADOS E METODOLOGIA DE CONSTRUÇÃO DAS VARIÁVEIS

Para o presente estudo, foram utilizados dados da Pesquisa Industrial Anual – Empresa (PIA-Empresa) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A apresentação das informações segue recortes estabelecidos pelo IBGE, fornecendo diferentes perspectivas de consultas. Um primeiro recorte está relacionado ao processo de amostragem da pesquisa. A amostra total é composta por duas partes, as quais são denominadas de painel e amostra probabilística. Do painel fazem parte as empresas com suas respectivas unidades locais, que, segundo o cadastro de seleção, possuíam 30 ou mais pessoas ocupadas. Estas empresas estão com certeza na amostra e a esta parte denomina-se estrato certo. Dada a metodologia de dados em painel utilizado neste estudo, optou-se pelo recorte 30 ou mais pessoas ocupadas.

Um segundo recorte, diz respeito à unidade de observação, ou seja, se a fonte de informação se refere à empresa em seu conjunto ou sobre a unidade local. As informações sobre a estrutura de investimento são apresentadas pelo IBGE exclusivamente sob a unidade de observação empresa. Neste recorte as informações são apresentadas para o Brasil como um todo sem a abertura por unidades da federação<sup>7</sup>.

Ainda, cabe destacar que as informações para o período de 1996 a 2007 estão organizadas segundo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 1.0, e, a partir de 2007, na versão da CNAE 2.0. A partir da CNAE 2.0 foram criados novos setores de apoio à atividade principal, de forma que a compatibilização das duas metodologias requer um trabalho de ajustes nas bases de dados que não é diretamente disponibilizada pelo IBGE<sup>8</sup>. Assim, nos baseamos na metodologia desenvolvida pelo GIC-IE/UFRJ, para realizar a integração dos períodos, obtendo um painel de dados com 111 setores e 22 anos.

Passando à metodologia de construção das variáveis, temos o estoque de capital como variável chave da pesquisa, mas que, contudo, não está diretamente disponível na base da PIA. Neste caso, adotamos a metodologia descrita em Souza e Pinto (2015), que constroem o estoque setorial de capital por trabalhador, com dados da PIA, por meio da metodologia de inventário perpétuo, como segue:

$$k_{it} = ((1 - \delta)k_{it-1} + I_{it-1})_t \frac{L_{it-1}}{L_{it}}, \quad (7)$$

onde  $i$  denota o setor;  $\delta$  é a taxa de depreciação física do capital, que vamos aqui considerar idêntica entre setores;  $I_{it-1}$  é o investimento por trabalhador no período  $t - 1$ ;  $k_{it}$  é o estoque de capital por trabalhador em  $t$ ; e  $L_{it}$  é o número de trabalhadores no setor  $i$  e no período  $t$ .

Ou seja, a partir de um estoque de capital inicial a série é construída em função dos novos investimentos, descontando-se a depreciação e ponderando-se pelo número de trabalhadores. Neste caso, conforme ressaltam Caselli (2005) e Ferreira *et al.* (2008) o método do inventário perpétuo requer um valor inicial para o estoque de capital,  $k_0$ . Souza e Pinto (2015) observam que na inexistência desta informação, pode ser adotada a hipótese do *Bureau of Economic Analysis* (BEA), a partir do qual se obtém o estoque inicial a partir do

<sup>7</sup>A abertura dos dados da PIA, unidade de observação empresa, com abertura regional pode ser obtido por meio de pedido de tabulação especial ao IBGE. A consulta por setores com abertura a três dígitos se mostrou inviável em função do tempo de execução da tabulação e pelo número de informações que possivelmente serão omitidas dada a política de sigilo de informações do IBGE.

<sup>8</sup>O IBGE disponibiliza uma planilha de conversão que poder obtida em: <https://cnae.ibge.gov.br/classificacoes/correspondencias/atividades-economicas.html>

investimento no ano inicial da pesquisa e da taxa de crescimento da economia de longo prazo. Contudo, como discutido em Alves e Silva (2008), nesta metodologia o estoque de capital é muito sensível ao investimento do ano inicial.

Ciente das limitações metodológicas optou-se por calcular o investimento médio de todos os anos da amostra em contraponto à utilização do ano inicial como forma de suavizar os impactos do investimento no ano inicial de análise. Os dados de investimento foram levados a valores correntes de 2017, por meio do Índice de Preços por Atacado (IPA), índice também utilizado em Souza e Pinto (2015). Desta forma, o investimento inicial e o estoque de capital no período inicial são dados por:

$$I_{i0} = \frac{\sum_{t=1}^T I_{it}}{T}, \text{ e} \quad (8)$$

$$K_{i0} = \frac{I_{i0}}{g+\delta}, \quad (9)$$

onde  $I_{i0}$  é o investimento do período inicial para o setor  $i$ , que se iguala à média do investimento ocorrido entre o período 1 e  $T$ . Por conseguinte, o estoque de capital no período inicial, corresponde à razão do investimento inicial pela taxa de depreciação ( $\delta$ ) e de crescimento real da economia de longo prazo ( $g$ ). Ressaltamos também que para o presente objetivo o nível do estoque de capital é menos relevante sua evolução no período, o que minimiza possíveis limitações metodológicas com relação ao estoque de capital inicial.

Os dados de investimento, por sua vez, também não são disponibilizados pela PIA em uma série específica. Seguindo Souza e Pinto (2015), obtém-se a série de investimentos a partir de outras três séries existentes na pesquisa, em sua tabela de ativo imobilizado, como uma aproximação do investimento, quais sejam: i) aquisições de terceiros e produção própria; ii) melhorias; e iii) baixas. Ainda, como nem todas as empresas participantes da PIA declaram aquisições, melhorias e baixas, para obter a série de investimento por setor, ponderamos os valores pelo número de empresas declarantes e então multiplicando o resultado pelo número total de empresas respondentes da pesquisa, assim representado:

$$I_{it} = \left( \frac{Aquisições_{it}}{N_{aquisições_{it}}} + \frac{Melhorias_{it}}{N_{Melhorias_{it}}} - \frac{Baixas_{it}}{N_{Baixas_{it}}} \right) N_{Empresas_{it}}, \quad (10)$$

onde  $I_{it}$  é o investimento no setor  $i$  e no ano  $t$ ; aquisições e melhorias de ativos do setor são os custos das aquisições, da produção própria e de melhorias para o ativo imobilizado (incluem

os gastos necessários para colocar os itens especificados em local e condições de uso no processo operacional da empresa); baixas de ativos do setor  $i$  no ano  $t$  correspondem ao valor residual dos bens, ou seja, os custos de aquisição corrigidos monetariamente e deduzidos dos saldos das contas de depreciação na data em que se dão as baixas. Ainda,  $N_{\text{aquisições}_{it}}$ ,  $N_{\text{Melhorias}_{it}}$  e  $N_{\text{Baixas}_{it}}$  representam o número de empresas informantes em cada uma das categorias; e  $N_{\text{Empresas}_{it}}$  é o número total de empresas que participou da PIA, também é o mesmo número de empresas que apresenta dados de produto, receitas, custos, entre outros.

Uma limitação implícita a esta metodologia é que estamos supondo que, em média, as empresas não declarantes realizaram o mesmo investimento que as declarantes. Alves e Silva (2008) consideram essa imputação de dados válida ao compararem as empresas da PIA quanto aos padrões de crescimento da receita líquida e do pessoal ocupado: como não há diferenças significativas entre declarantes e não declarantes (de montantes investidos), os autores concluem não haver um viés de declaração na pesquisa – caso houvesse, seria de se esperar que empresas não declarantes tivessem feito investimentos menores, o que se refletiria em queda na receita líquida ou no pessoal ocupado.<sup>9</sup>

Basu e Das (2017) calculam a renda de lucros a partir do valor adicionado (VA) excluindo-se os valores pagos com os salários no trabalho produtivo, as despesas com aluguéis e despesas de juros. Ocorre que a série de valor adicionado começa a ser divulgado na PIA a partir de 2007, com a mudança para a CNAE 2.0. Ainda dentro da PIA, o valor adicionado é uma conta de ajuste, a partir do valor bruto da produção industrial (VBPI) e o consumo intermediário (CI). Usualmente uma *proxy* à utilização do VA é o valor da transformação industrial (VTI), variável obtida pela diferença entre o VBPI e o custo das operações industriais.<sup>10</sup> Desta forma, seguimos com a forma definida em Basu e Das (2017), com a substituição do VA pelo VTI, que nos parece mais adequado à realidade de nossos dados:

$$Lucro_{it} = VTI_{it} - (\text{salários do trabalho produtivo}_{it} + \text{aluguéis}_{it} + \text{juros}_{it}). \quad (11)$$

<sup>9</sup> Dispondo de microdados da PIA, Alves e Silva (2008) utilizam um *propensity score matching* para fazer a imputação de dados, agrupando firmas com características semelhantes.

<sup>10</sup> O custo das operações industriais (COI) corresponde à soma dos custos diretamente envolvidos na produção na unidade local produtiva industrial, incorridos no ano, à exceção dos salários e encargos, sendo obtido pela soma das seguintes variáveis: consumo de matérias-primas, materiais auxiliares e componentes; compra de energia elétrica; consumo de combustíveis, consumo de peças e acessórios para manutenção e reparação de máquinas e equipamentos, serviços industriais e de manutenção e reparação de máquinas e equipamentos ligados à produção prestados por terceiros



$$\text{Taxa de Lucro}_{it} = r_{it} = \frac{\Pi_{it}}{K_{it-1}} = \frac{\text{renda de lucros}_{it}}{\text{estoque de capital fixo}_{it-1}}. \quad (12)$$

A participação no lucro ( $h$ ) é obtida pela razão entre o lucro ( $\pi$ ) e o valor da produção  $Y_{it}$ . Em nosso caso utilizamos o VTI como *proxy* para o valor da produção.

$$\text{Participação no Lucro}_{it} = h_{it} = \frac{\Pi_{it}}{Y_{it}} = \frac{\Pi_{it}}{\text{VTI}_{it}}, \quad (13)$$

onde  $\Pi_{it}$  é a renda de lucros no setor  $i$  e no ano  $t$  e o  $\text{VTI}_{it}$  é o valor da transformação industrial no setor  $i$  e no ano  $t$ .

Para o cálculo da utilização da capacidade instalada, seguimos a metodologia apontada por Basu e Das (2017), os quais utilizaram o filtro desenvolvido em Hodrick e Prescott (1997), doravante filtro HP. Neste caso, para a obtenção do produto potencial, aplicamos o filtro HP sobre as séries de VTI. Assim, para a utilização da capacidade instalada, temos:

$$\text{Utilização da Capacidade}_{it} = z_{it} = \frac{Y_{it}}{Y_{it}^*} = \frac{\text{VTI}_{it}}{\text{VTI potencial (filtro HP)}_{it}}. \quad (14)$$

O cálculo da razão capacidade-capital ( $v$ ), também de acordo com Basu e Das (2017), utiliza-se como o numerador o produto potencial, obtido pelo filtro HP, e o estoque de capital, como segue:

$$\text{Razão Capacidade - Capital}_{it} = \frac{Y_{it}^*}{k_{it-1}} = \frac{\text{VTI potencial (filtro HP)}_{it}}{\text{estoque de capital fixo}_{it-1}}. \quad (15)$$

Por fim, para o cálculo da produtividade do capital, ou a relação produto-capital, segue-se a mesma abordagem para a razão capacidade-produto, contudo, substituindo o produto potencial pelo próprio produto agregado por setor:

$$\text{Produtividade Marginal do Capital}_{it} = \frac{Y_{it}}{k_{it-1}} = \frac{\text{VTI}_{it}}{\text{estoque de capital fixo}_{it-1}}. \quad (16)$$

### 3.3.2 PRINCIPAIS TENDÊNCIAS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Com base na metodologia descrita na seção anterior foram construídas as séries de estoque de capital, investimento, taxa de lucros, participação nos lucros, utilização da capacidade, razão capacidade-capital e razão produto-capital ou, para fazer referência a

nomenclatura adotada em Marquetti *et al.* (2010), produtividade do capital. Todas as séries têm frequência anual e estão em valores correntes de 2017. Adicionalmente, como variável controle foi construído uma variável da taxa de crescimento agregado, com base no VBPI.

A Tabela 7 apresenta estatísticas descritivas das variáveis chaves em nossa análise para toda a amostra. Ainda, dada a forte reversão da lucratividade a partir da crise financeira de 2008, conforme Figura 6, calculamos as estatísticas para os períodos pré e pós-crise. De forma geral, o investimento médio para todos os setores e para todo o período foi de 8,8% do estoque de capital, com queda de cerca de 3% entre os períodos. A taxa de lucro média foi 37,1%, com queda de quase 7%. A participação nos lucros se mostrou mais estável, neste caso a taxa média foi de 65,2% e a queda entre os períodos foi menor que 2%. Com relação a medida de utilização da capacidade instalada, baseada no produto potencial obtido pelo filtro HP ficou em 98,2% na média do período, contudo, tem-se uma elevação da utilização da capacidade de cerca de 1% entre pré-crise para o período pós-crise. A razão capacidade-capital, também utilizando a medida de produto potencial com o filtro HP, teve um valor médio de 51,4% do estoque de capital, com uma redução de 8% entre os períodos. Por sua vez a produtividade do capital por trabalhador foi em média de 53,9%, também com queda de cerca de 8%. Por fim, a taxa de crescimento agregado de todos os setores teve média de 4,5% ao ano, porém, dado o aumento da volatilidade no segundo período observou-se um crescimento médio superior no período pós-crise em cerca de 1%.

**Tabela 7:** Estatísticas Descritivas.

Variável	Todos os Anos			1996-2008			2009-2017		
	N	Média	DP	N	Média	DP	N	Média	DP
Investimento (%k)	2.310	8,8%	49,7%	1.378	9,6%	22,6%	932	7,6%	73,2%
Taxa de Lucro ( $r$ ) (% k)	2.310	37,1%	164,9%	1.378	39,8%	113,0%	932	33,0%	220,2%
Profit Share ( $h$ ) (% VTI)	2.364	65,2%	16,1%	1.383	66,0%	18,0%	981	64,1%	12,6%
Capacity Utilization ( $z$ ) (%VTI*)	2.392	98,2%	20,5%	1.404	97,7%	23,7%	988	98,9%	15,1%
Capacity-Capital ( $v$ ) (% k)	2.207	51,4%	330,2%	1.273	54,9%	204,9%	934	46,9%	447,9%
Output-Capital ( $\gamma$ ) (% k)	2.207	53,9%	295,8%	1.273	55,7%	216,2%	934	47,8%	400,0%
Aggregate Growth* ( $\Delta$ VBPI)	2.255	4,5%	50,9%	1.273	4,2%	21,0%	980	5,3%	73,0%

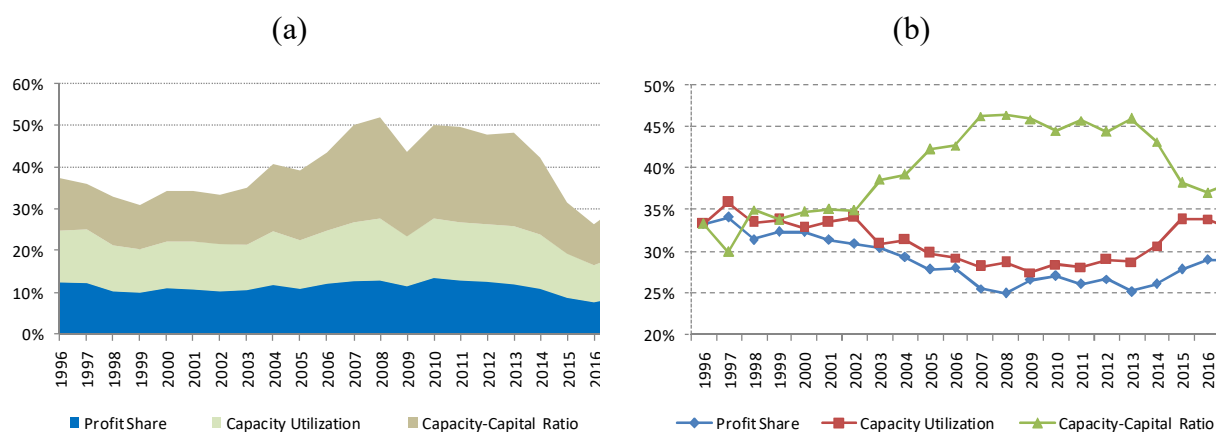
Fonte: Pesquisa Industrial Anual – Empresa (PIA-Empresa), ver tabelas 101 a 106. Obs.: \* A taxa de crescimento do VBPI setorial, conforme descrito na próxima seção refere-se a uma variável de controle, na qual se procura aglutinar fatores específicos, tais como de políticas públicas, que eventualmente impactou o crescimento de um setor em especial.

Procurando ter uma maior intuição da evolução da taxa de lucro, são apresentados gráficos de tendências com as principais variáveis utilizadas no estudo. Na Figura 7 tem-se a decomposição da taxa de lucros em cada um de seus componentes. Esta decomposição foi

feita calculando a participação de cada um dos componentes (em número índice com 1996 = 1.00) na taxa de lucro de cada ano, em termos absolutos, Figura 7.a. Depois se considerou o quanto cada componente representou, em termos percentuais, do total da taxa de lucros de cada ano, na Figura 7.b. Ressalta-se que subjacente ao exercício tem-se que a participação de cada componente sobre a formação da taxa de lucros é igual em 1996, contudo, apesar desta simplificação, o exercício não perde seu propósito inicial que é perceber a influência de cada componente na evolução da taxa de lucros durante o período analisado.

Estas análises nos apresentam algumas intuições interessantes. Primeiro, observando a Figura 7.a nota-se uma relativa estabilidade para a participação nos lucros e na utilização da capacidade, ao passo que a forma curva da taxa de lucros parece ter estado mais associada ao comportamento da relação capacidade-capital. De fato, ao observar a contribuição relativa de cada um dos componentes para a formação da taxa de lucros tem-se claramente que o movimento de expansão e contração das margens esteve fortemente associado ao desempenho da relação capacidade-capital. Com base no exercício feito para a Figura 7.b, a contribuição de cada componente parte de uma mesma base em 1996, representando 33% da lucratividade. Contudo, dada a variação de cada uma das variáveis tem-se que entre os anos de 2006 a 2011 a mudança da relação capacidade-capital chegou a representar 46% da variabilidade das taxas de lucros.

**Figura 7:** Decomposição e contribuição por componentes (média de todos os setores).



Fonte: Pesquisa Industrial Anual – Empresa (PIA-Empresa), ver tabelas 101 a 106. Observações: i) para evitar distorções que prejudiquem a análise da tendência para a taxa de lucro, foram retirados da análise os valores menores que 1% e maiores que 99% da distribuição. ii) a participação de cada componente foi calculada a partir da construção de números índices, tomando 1996 = 1.00, e depois aplicando a participação de cada um dos componentes sobre a taxa de lucros calculada em cada ano.

Além da Figura 7, que apresenta a decomposição da taxa de lucros, nos parece adequado observar um pouco a dinâmica de cada um desses componentes vis-à-vis a evolução

da taxa de investimento médio setorial na amostra avaliada. Desta forma, a Figura 8 apresenta as curvas para a taxa de investimento e para os componentes da lucratividade no período, trazendo algumas novas intuições.

Primeiro, com relação à participação dos lucros observa-se uma tendência de queda desde 1996. Esta tendência se acentuou a partir da crise financeira de 2008-2009, com uma redução no componente de participação da lucratividade de aproximadamente 5% entre 2010 e 2016. Em 2017, observou-se uma nova reversão da tendência, com elevação da participação dos lucros, como pode ser observado na Figura 8.a. Interessante ainda que, sob uma observação visual, o investimento caminhou em sentido oposto à participação, apresentando tendência de elevação até 2011, ao passo que a partir de 2011, parece haver uma correlação positiva entre essas duas variáveis.

Segundo, com relação ao componente de utilização da capacidade instalada, Figura 8.b, que estaria mais relacionado à realização da produção com impactos sobre a demanda agregada sua análise é menos intuitiva. Não se observa uma tendência clara deste componente vis-à-vis a trajetória do investimento médio setorial.

Terceiro, o componente de capacidade-capital captura os efeitos da tecnologia e outros fatores que afetam a chamada composição orgânica do capital, utilizando aqui a nomenclatura do Weisskopf (1979). Neste caso, além de ser um dos componentes mais determinantes na composição da taxa de lucros, conforme Figura 7, a observação visual da Figura 8.c, nos indica uma grande correlação com a curva de investimentos. Retomando novamente Weisskopf (1979) e suas variantes para a variação da taxa de lucros, tem-se que a composição orgânica do capital pode ser impactada tanto pela composição técnica da relação, que refletiria o componente tecnológico, quanto pelo valor relativo do capital. Neste caso, não nos parece muito irrealista concordar com a argumentação estabelecida em Martins e Rugitsky (2019) associando a elevação dos preços internacionais das commodities a uma ampliação do valor adicionado, alterando o valor relativo do capital. Com o fim do ciclo das commodities e com o aumento da pressão dos custos trabalhistas, observa-se uma forte reversão das taxas de lucros trazendo consigo os níveis de investimentos.

Quarto, avaliando a produtividade do capital, também uma componente da taxa de lucros conforme decomposição da equação (5) observamos um comportamento bastante semelhante ao da relação capacidade-capital. Um resultado de certa forma esperado, na medida em que o componente não observável referente ao produto potencial é substituído pelo produto realizado. Tal qual a análise anterior, não seria inadequado supor que a elevação dos preços das commodities internacionais ampliou os valores do VBPI setorial,

indiretamente ampliando a produtividade do setor, dado o nível do estoque de capital. Este resultado também contribui para percepção que as taxas de lucros foram impactadas pelos preços dos produtos e com uma taxa de lucro maior tem-se uma taxa de investimento maior. Por sua vez, com a queda dos preços das commodities e com a elevação dos custos com trabalho (o que pode ser indiretamente percebido com a queda do *profit share*, mais acentuada após 2011), a lucratividade se reduz e também o nível do investimento (Figura 8.d).

**Figura 8:** Investimento e os componentes da lucratividade (media de todos os setores).



Fonte: Pesquisa Industrial Anual – Empresa (PIA-Empresa), ver tabelas 101 a 106. Observações: i) para evitar distorções que prejudiquem a análise da tendência para a taxa de lucro, foram retirados da análise os valores menores que 1% e maiores que 99% da distribuição.

### 3.3.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A principal questão investigada neste artigo é o impacto da lucratividade e seus componentes sobre o investimento dos setores industriais brasileiros. A estimação das funções de investimento discutidas na seção 2 apresenta alguns desafios que abordagens econométricas tradicionais desconsideravam, ao assumir que a lucratividade tinha apenas

relações instantâneas e não defasadas com o investimento. Como já observado em Robinson (1962), a lucratividade esperada é um fator determinante do investimento, contudo, somente em uma situação de crescimento constante poderia ser justificado assumir a igualdade entre a lucratividade realizada e a esperada. Foley (2019) também alerta para este problema de forma que as relações instantâneas assumidas na função de investimento robinsoniana e subsequentes só seriam factíveis em condições de estabilidade na economia. Ainda, Basu e Das (2017) afirmam que assumir esta relação instantânea lhes parecia teoricamente injustificada e uma especificação mais flexível, que permitisse que as taxas de lucro passadas e contemporâneas determinassem a lucratividade esperada e, por meio dela, o investimento, parecia ser uma melhor alternativa.

Desta forma, a estratégia empírica aqui adotada se baseia na aplicação da abordagem de modelos dinâmicos de dados em painel, de forma a explicar o desempenho do investimento entre os diversos setores industriais constantes da base de dados da PIA-EMPRESA ao longo dos 22 anos de análise do estudo. Para tanto, nos baseamos na abordagem estabelecida em Basu e Das (2017) e Basu e Vasudevan (2013), propondo a estimação de quatro funções de investimento, as quais descrevem a taxa de investimento ponderada pelo estoque de capital setorial como função da lucratividade e de seus componentes, seguindo um grau crescente de abrangência conforme evolução apresentada ao longo da seção 2:

$$(I/k)_{i,t} = \alpha(I/k)_{i,t-1} + \beta_1 r_{i,t} + \beta_2 r_{i,t-1} + \beta_3 r_{i,t-2} + \varphi g_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad (17)$$

$$(I/k)_{i,t} = \alpha(I/k)_{i,t-1} + \beta_4 h_{i,t} + \beta_5 h_{i,t-1} + \beta_6 h_{i,t-2} + \beta_7 y_{i,t} + \beta_8 y_{i,t-1} + \beta_9 y_{i,t-2} + \varphi g_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad (18)$$

$$(I/k)_{i,t} = \alpha(I/k)_{i,t-1} + \beta_{10} h_{i,t} + \beta_{11} h_{i,t-1} + \beta_{12} h_{i,t-2} + \beta_{13} z_{i,t} + \beta_{14} z_{i,t-1} + \beta_{15} z_{i,t-2} + \varphi g_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad (19)$$

$$(I/k)_{i,t} = \alpha(I/k)_{i,t-1} + \beta_{16} h_{i,t} + \beta_{17} h_{i,t-1} + \beta_{18} h_{i,t-2} + \beta_{19} z_{i,t} + \beta_{20} z_{i,t-1} + \beta_{21} z_{i,t-2} + \beta_{22} v_{i,t} + \beta_{23} v_{i,t-1} + \beta_{24} v_{i,t-2} + \varphi g_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad (20)$$

onde  $i$  e  $t$  são indexadores do setor industrial e dos anos, respectivamente;  $I/k$  denota investimento (normalizado pelo estoque de capital por trabalho); as variáveis independentes ( $r, h, y, z, v$ ) denotam rentabilidade e seus componentes - taxa de lucros, parcela dos lucros, produtividade do capital, utilização da capacidade e relação capacidade-capital, respectivamente;  $g$  denota a taxa de crescimento do valor bruto da produção industrial (VBPI);  $\mu_i$  denota os efeitos fixos dos setores industriais;  $\delta_t$  caracterizam os efeitos fixos dos anos de análise;  $(\beta_1 \dots \beta_{24})$  são os parâmetros de maior interesse na análise que nos darão as estimativas dos impactos contemporâneos e de longo prazo da lucratividade e seus componentes sobre o investimento.

Adicionalmente, com relação aos modelos descritos nas equações (17) a (20) algumas características devem ser detalhadas: i) a unidade de observação cada um dos 111 setores industriais da economia brasileira (no nível de três dígitos de desagregação) em um determinado ano; ii) utilizamos o primeiro atraso da variável dependente, para modelar a persistência dinâmica subjacente às decisões de investimento, parâmetro  $\alpha$ , sendo esperado  $\alpha < 1$ ; iii) utilizamos duas defasagens para os regressores de lucratividade, como usual em modelos Arellano e Bond (1991); iv) utilizamos a taxa de crescimento agregado setorial  $g$ , procurando isolar efeitos específicos dos setores; e v) *dummies* para todos os anos, procurando aglutinar variações específicas de cada ano.

A intuição para a adoção das defasagens para a lucratividade, originalmente já percebida por Robinson (1962), pode ser exemplificada conforme Basu e Das (2017) que salientam que em um contexto com imperfeições do mercado de crédito, a disponibilidade de financiamento interno pode estimular o investimento. Neste sentido, o modelo assume que a participação nos lucros é importante no sentido de disponibilizar financiamento interno às empresas. Argumenta-se que esse efeito opera por alguns períodos, dado que a geração de lucro raramente é comprometida com novos desembolsos de capital imediatamente. De maneira semelhante, as melhorias tecnológicas, ou variações de preço que impactem a composição orgânica do capital (capturadas na relação capacidade-capital ou na produtividade do capital) podem ter um impacto defasado no investimento. Ainda, embora a teoria econômica convencional sugira que os choques de demanda tenham apenas impactos de curto prazo (contemporâneos) no investimento, a tradição heterodoxa permite um padrão para este efeito um tanto mais complexo, no qual o crescimento da demanda pode ter um efeito tardio sobre o investimento, porque as empresas reagem ao aumento da demanda por alguns períodos.

No que diz respeito à consideração dos efeitos contemporâneos e de longo de prazo subjacentes ao modelo proposto, tem-se que os impactos contemporâneos são capturados pelos  $\beta_{S_{i,t}}$ , ou seja, os coeficientes relacionados às covariadas no instante de tempo  $t$ , neste caso são os coeficientes: i)  $\beta_1$  para o modelo descrito em (17); ii)  $(\beta_4$  e  $\beta_7)$  para o modelo descrito em (18); iii)  $(\beta_{10}$  e  $\beta_{13})$  para o modelo descrito em 19; e iv)  $(\beta_{16}$ ,  $\beta_{19}$  e  $\beta_{22})$  para o modelo descrito em 20.

Por sua vez, os multiplicadores de longo prazo para cada uma das variáveis dependentes são obtidos pela soma dos coeficientes contemporâneos e defasados divididos

por  $(1 - \alpha)$ . Os intervalos de confiança foram obtidos por meio do método delta, seguindo as seguintes especificações:

$$\frac{(\beta_{j_{i,t}} + \beta_{j_{i,t-1}} + \beta_{j_{i,t-2}})}{(1-\alpha)}, \quad (19)$$

com  $j = (1, 2, \dots, 24)$ , a depender do modelo e do componente da lucratividade sob análise.

Com relação ao método de estimação, os métodos usados para contabilizar os efeitos específicos de cada setor, ou seja, os estimadores de efeito fixo ou de diferença tendem a não ser apropriada dado a natureza dinâmica da regressão em que as variáveis explicativas tendem a ser endógenas à taxa de investimento e, portanto, a simultaneidade ou a causalidade reversa devem ser adequadamente controladas (Pesaran, 2015).

Para lidar com esses problemas, seguimos Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) e usamos o Método dos Momentos Generalizados (GMM) para estimar os parâmetros do modelo. Esses estimadores são baseados em regressões diferenciais e instrumentos para controlar períodos não observados e efeitos específicos de cada setor industrial. Além disso, o método também utiliza observações anteriores de variáveis dependentes como instrumentos. Dentro da abordagem GMM existem duas abordagens, o GMM de primeira diferença e o sistema GMM.

De acordo com Ribeiro *et al.* (2019), o método de diferença GMM representa um avanço em relação aos estimadores de efeitos fixos, na medida em que o estimador GMM de primeira diferença, de Arellano e Bond (1991), busca eliminar efeitos específicos de cada unidade de observação e também utiliza observações atrasadas das variáveis explicativas como instrumentos. No entanto, o método GMM de primeira diferença tem uma desvantagem ao lidar com variáveis que tendem a ter um grau de persistência ao longo do tempo como os efeitos defasados da lucratividade dentro de um setor específico. Isso implica que eliminamos a maior parte da variação nas variáveis, quando tomamos a primeira diferença. Nesse contexto, as observações atrasadas das variáveis explicativas tendem a ser instrumentos fracos para as variáveis diferenciais, gerando, assim, estimadores fracos.

Para resolver esse problema, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) tratam de uma nova abordagem, criando um sistema de regressões na diferença e no nível. Os instrumentos das regressões na primeira diferença permanecem os mesmos da diferença GMM. Os instrumentos utilizados nas regressões em nível são as diferenças defasadas das variáveis explicativas. Nessa técnica de estimativa, as variáveis explicativas ainda podem ser



correlacionadas com os efeitos específicos de cada setor, no entanto, a diferença dessas variáveis não apresenta correlação com esses efeitos específicos por setor.

A validade dos estimadores GMM depende muito da exogeneidade dos instrumentos usados no modelo de linha de base. Desta forma, um primeiro tipo de teste de diagnóstico refere-se à exogeneidade dos instrumentos que pode ser testada pelas estatísticas J do teste de Hansen. Uma rejeição da hipótese nula indica que o conjunto dos instrumentos adotados e o tratamento dado aos instrumentos endógenos e exógenos (variáveis de controle) não são válidos, e, portanto, o estimador GMM não é consistente.

Ainda com relação à validade da especificação dos modelos, outro teste comumente utilizado é o teste de diferença-em-Hansen que é obtido ao tomar-se a diferença na estatística J de Hansen entre a regressão restrita (quando os regressores são tratados como predeterminados<sup>11</sup>) e a regressão irrestrita (quando os regressores são tratados como endógenos). A diferença da estatística J de Hansen é distribuída como uma variável aleatória qui-quadrado com o número de instrumentos extras na regressão restrita como seu grau de liberdade. A hipótese nula do teste é que o conjunto completo de instrumentos que vêm do tratamento dos regressores como predeterminado é válido. Assim, a falha em rejeitar a hipótese nula sugere que a regressão restrita (que trata os regressores como predeterminados) é preferida pelos dados em detrimento da regressão irrestrita (que trata os regressores como endógenos). Roodman (2009) assume que não se deve aceitar um p-valor do teste de Hansen abaixo de 0,10<sup>12</sup>.

O segundo tipo de teste, igualmente crucial, é o teste para verificar a presença de autocorrelação nos erros de regressão, conhecido como teste de Arellano-Bond para AR (2) na primeira diferença. A hipótese nula deste teste examina se o resíduo da regressão em diferença está serialmente correlacionado em segunda ordem. A correlação serial de primeira ordem do termo de erro diferenciado geralmente é observada mesmo quando o termo de erro

---

<sup>11</sup> De acordo com Basu e Das (2017), em um contexto de dados de painel com efeitos dinâmicos, os regressores estritamente exógenos não são realistas porque descartam o *feedback* dos erros de regressão no período  $t$  para os regressores em todos os períodos futuros. Enquanto os regressores predeterminados permitem esse *feedback*, os regressores endógenos também permitem correlação entre o erro de regressão e os regressores contemporaneamente. Desta forma, descartamos a estimação com regressores puramente exógenos e a escolha entre regressores predeterminados (ou fracamente exógenos) e endógenos é feita com o teste diferença-em-Hansen.

<sup>12</sup> Quanto aos instrumentos, é provável que um grande número de instrumentos superajuste as variáveis endógenas. A literatura não é muito específica na determinação do número máximo de instrumentos a serem utilizados em cada caso. Roodman (2009) sugere como regra prática relativamente arbitrária, que os instrumentos não devem ultrapassar as unidades individuais no painel (ou países no nosso caso). Aqui, conforme também utilizado em Ribeiro (2019), tentamos manter o número de variáveis instrumentais no mínimo e a função “colapso”, disponível no pacote Xtabond2, para limitar a proliferação de instrumentos

no nível não está correlacionado. A correlação serial de segunda ordem do resíduo em diferença implica que o termo do erro está serialmente correlacionado. Portanto, a rejeição da hipótese nula indica que o termo residual é serialmente correlacionado e segue um processo de média móvel de, pelo menos, uma ordem, conforme apontado por Ribeiro *et al.* (2019). Assim, uma rejeição da hipótese nula sugere que os instrumentos utilizados são inadequados e, portanto, podem ser necessárias defasagens de ordem superior.

Ainda como parte da estratégia empírica, estimamos as funções de investimento utilizando o estimador OLS agrupado e o estimador OLS de efeitos fixos (*within*). Conforme Roodman (2009), apesar de termos ciências que são estimadores enviesados, eles são úteis na medida em que fornecem limites dos “verdadeiros” valores dos parâmetros: o estimador OLS agrupado é enviesado para cima e o estimador de efeito fixo é enviesado para baixo (Roodman, 2009). Portanto, estimativas razoáveis dos parâmetros do sistema GMM devem estar limitadas por essas duas estimativas.

Por fim, observando as características apresentadas sobre a base de dados e sobre a especificação dos modelos, observamos as recomendações Roodman (2009), quanto à aplicabilidade dos estimadores do sistema GMM: i) painéis “T pequeno e N grande”, significando poucos períodos de tempo e muitos indivíduos; ii) uma relação funcional linear; iii) uma variável do lado esquerdo que é dinâmica, dependendo de suas próprias realizações passadas; iv) variáveis independentes que não são estritamente exógenas, o que significa que estão correlacionadas com as realizações passadas e possivelmente atuais do erro; v) efeitos individuais fixos; e vi) heterocedasticidade e autocorrelação dentro dos setores, mas não entre eles.

### 3.4 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES ECONOMETRICAS

Nesta seção segue a apresentação dos resultados das estimações econométricas das funções de investimento. Os resultados do teste de Fisher, para análise de raiz unitária sobre as variáveis dos modelos, em apêndice, sugerem que podemos rejeitar fortemente a hipótese nula para todas as variáveis. Isso significa que problemas de raízes unitárias e regressões espúrias não prejudicam nossa análise empírica.

### 3.4.1 FUNÇÃO DE INVESTIMENTO KEYNES-ROBINSON

Conforme a revisão da literatura, a função de investimento Keynes-Robson apresenta a inspiração inicial de uma longa tradição macroeconômica na qual a acumulação de capital está relacionada com a capacidade de geração de lucro da firma. Neste caso, os resultados da Tabela 8 confirmam esta expectativa.

**Tabela 8:** Função de Investimento Keynes-Robinson.

	(1) OLS Agrupado	(2) Efeitos Fixos	(3) Sistema GMM <sup>(2)</sup>
1 Lag da Var. Dep. <sup>(1)</sup>	<b>0,433***</b> (0,029)	<b>0,274***</b> (0,039)	0,292*** (0,044)
Taxa de Lucro	0,367*** (0,084)	0,444*** (0,114)	<b>0,440***</b> (0,113)
Crescimento agregado	0,578*** (0,125)	0,580*** (0,131)	0,528*** (0,148)
2 Lags da taxa de lucro	Y	Y	Y
Grupos	-	106	106
Observações	1.799	1.799	1.799
Hansen-test valid. conjunta (p-value) <sup>(3)</sup>	-	-	0,157
Difference-in-Hansen (p-value) <sup>(4)</sup>	-	-	0,526
AR2 (p-value) <sup>(5)</sup>	-	-	0,110
Efeitos Fixos para anos	Y	Y	Y
Efeitos Fixos para Indústrias	N	Y	Y
Tratamento dos Regressores <sup>(6)</sup>	-	-	PD
<b><i>Multiplicador de Longo Prazo<sup>(7)</sup></i></b>			
Taxa de Lucro <sup>(7)</sup>	-	-	<b>0,927***</b> (0,129)

Notas: (1) Em todas as especificações, a variável dependente é a relação entre investimento e estoque de capital, defasado no tempo, em logaritmo.(2) Estimação com sistema GMM de duas etapas e os erros padrão são corrigidos para viés de amostra finita de acordo com Windmeijer (2005); (3) Hansen teste se refere ao teste de restrições superidentificantes (a hipótese nula é que os instrumentos são válidos);(4) Difference-in-Hansen test para a exogeneidade dos instrumentos (a hipótese nula é que o conjunto dos instrumentos é valido vis-a-vis o modelo com regressores exógenos);(5) AR2 refere-se ao teste de autocorrelação no primeiro erro diferenciado na ordem 2 (a hipótese nula é de que não há autocorrelação);(6) SE, estritamente exógena; PD, pré-determinado, mas não estritamente exógeno; ED, endógeno; (7) Erros padrão para multiplicadores de longo prazo foram computados pelo método delta; e (8) Níveis de significância: \* p <0,1; \*\* p <0,05; \*\*\* p <0,01.

Para todas as especificações, vemos que a taxa de lucro tem um efeito positivo e significativo sobre o investimento, tanto nas relações contemporâneas quanto nas de longo prazo. Para as estimações com o sistema GMM, o multiplicador contemporâneo da taxa de lucro é de 0,440 e o multiplicador de longo prazo é de 0,927. Desta forma, uma ampliação de

1,0% na lucratividade tem um efeito positivo de 0,44% e 0,93% na taxa de acumulação do capital de curto e longo prazo, respectivamente.

Com relação à robustez dos resultados, primeiro observamos que as estimações com o OLS agrupado e com o estimador de efeitos fixos, mostram-se como limite superior e inferior, respectivamente, para o coeficiente da variável dependente defasada, como esperado. Segundo, com relação aos testes de diagnóstico, o teste de Hansen com *p-value* de 0,157 confirma a validade conjunta dos instrumentos. Por sua vez, o teste de diferença em Hansen, sobre a exogeneidade dos instrumentos, confirma a validade da escolha dos regressores como predeterminados. Ainda, o *p-value* para o teste de autocorrelação nos erros é de 0,110, não rejeitando a hipótese nula de não autocorrelação nos resíduos. Desta forma, os resultados do modelo e a relação positiva entre investimento e lucratividade, parecem ser robustos, uma vez que a estimação feita por meio do sistema GMM parece bem especificada.

#### 3.4.2 FUNÇÃO DE INVESTIMENTO BASU-VASUDEVAN

Uma vez que a lucratividade das firmas se mostrou significativa para explicar a performance do investimento no período observado, os resultados apresentados nesta seção estimam a decomposição realizada por Marquetti *et al.* (2010) e Basu e Vasudevan (2013). Neste caso, na função de investimento, a taxa de lucros foi substituída pela participação dos lucros, o que permite avaliar o que acontece com o investimento quando temos movimentos na distribuição da renda. Ainda, esta função adiciona a relação produto sobre o estoque de capital, que captura as relações intrínsecas aos setores como, por exemplo, padrões tecnológicos, ou mesmo variações de preços relativos dos fatores que alterem a composição orgânica do capital, usando a terminologia de Weisskopf (1979).

Os resultados para a participação dos lucros são de certa forma surpreendentes. Para todas as estimações observou-se uma relação inversa entre a variável de investimento e a participação, o que, em princípio, nos diz que um aumento da participação dos lucros sobre a renda reverberaria em menores taxas de investimento. Contudo, esta relação foi significativa apenas nas estimações (1) e (2), que como estamos cientes, são estimadores viesados para o modelo estimado. Para o estimador do sistema GMM, apesar do coeficiente da participação dos lucros ter sido também negativo, não podemos aceitar que seja significativamente diferente de zero, tanto no multiplicador contemporâneo quanto no de longo prazo. Observando a Figura 7.a, nota-se que o *profit share* tem tendência de queda em quase todo o período observado, enquanto o investimento e a lucratividade possuem tendência de

crescimento até o ano de 2012. Ou seja, em termos agregados existe uma correlação negativa em boa parte do período em estudo. Desta forma, o *profit share* não parece ter sido um determinante para a dinâmica da lucratividade das firmas neste período.

**Tabela 9:** Função de Investimento Basu-Vasudevan.

	(1) OLS Agrupado	(2) Efeitos Fixos	(3) Sistema GMM <sup>(2)</sup>
1 Lag da Var. Dep. <sup>(1)</sup>	<b>0,422***</b> (0,029)	<b>0,215***</b> (0,033)	0,230*** (0,036)
Parcela dos Lucros	-0,187** (0,086)	-0,245** (0,100)	<b>-0,131</b> (0,090)
Produtividade do Capital	0,863*** (0,090)	1,047*** (0,095)	<b>1,033***</b> (0,117)
Crescimento Agregado	0,347** (0,140)	0,384*** (0,127)	0,326** (0,143)
2 Lags da taxa de lucro	S	S	S
Grupos	-	106	106
Observações	1.799	1.799	1.799
Hansen-test valid. conjunta (p-value) <sup>(3)</sup>	-	-	0,124
Difference-in-Hansen (p-value) <sup>(4)</sup>	-	-	0,101
AR2 (p-value) <sup>(5)</sup>	-	-	0,471
Efeitos Fixos para anos	S	S	S
Efeitos Fixos para Indústrias	N	S	S
Tratamento dos Regressores <sup>(6)</sup>	-	-	PD
<b>Multiplicador de Longo Prazo<sup>(7)</sup></b>			
Parcela dos Lucros	-	-	<b>-0,139</b> (0,175)
Produtividade do Capital	-	-	<b>1,089***</b> (0,099)

Notes: (1) Em todas as especificações, a variável dependente é a relação entre investimento e estoque de capital, defasado no tempo, em logaritmo.(2) Estimação com sistema GMM de duas etapas e os erros padrão são corrigidos para viés de amostra finita de acordo com Windmeijer (2005); (3) Hansen teste se refere ao teste de restrições superidentificantes (a hipótese nula é que os instrumentos são válidos); (4) Difference-in-Hansen teste para a exogeneidade dos instrumentos (a hipótese nula é que o conjunto dos instrumentos é valido vis-a-vis o modelo com regressores exógenos); (5) AR2 refere-se ao teste de autocorrelação no primeiro erro diferenciado na ordem 2 (a hipótese nula é de que não há autocorrelação);(6)SE, estritamente exógena; PD, pré-determinado, mas não estritamente exógeno; ED, endógeno; (7)Erros padrão para multiplicadores de longo prazo foram computados pelo método delta; e (8) Níveis de significância: \* p <0,1; \*\* p <0,05; \*\*\* p <0,01.

Por outro lado, a relação produto-capital mostrou-se positiva e significativa em todos os modelos, confirmando as intuições iniciais da subseção 4.3.2. Para o estimador GMM, o multiplicador contemporâneo da produtividade do capital é de 1,033 e o multiplicador de

longo prazo é de 1,089. Desta forma, uma ampliação de 1,0% na razão produto-capital de um setor tem um efeito positivo de 1,03% e 1,09% na taxa de acumulação do capital de curto e longo prazo, respectivamente.

Com relação aos testes de diagnóstico, tem-se que como esperado o coeficiente da variável dependente defasada permaneceu no intervalo esperado. O teste de Hansen e o teste de diferença em Hansen confirmam a validade conjunta dos instrumentos. O teste para autocorrelação também nos permite aceitar a hipótese de não autocorrelação nos resíduos, indicando um bom ajuste do modelo.

### 3.4.3 FUNÇÃO DE INVESTIMENTO BHADURI-MARGLIN

Conforme apontado em Foley *et al.* (2019), encontra-se em Keynes o argumento de que, pelo menos no curto prazo, é o nível de produção que se ajusta para igualar o investimento e a poupança planejados. Mudanças no nível de produção de curto prazo determinam mudanças no grau de utilização da capacidade da economia. Assim, conforme comentado na seção 2, a função de investimento de Bhaduri-Marglin se tornou uma peça chave nos modelos macroeconômicos de tradição keynesiana ao trazer a discussão de distribuição e utilização da capacidade instalada para a determinação do investimento.

Contudo, os resultados obtidos para os coeficientes desta função confirmam o resultado anterior para a variável de participação dos lucros. Para todas as estimações observou-se uma relação inversa e não significativa entre a variável de investimento e distribuição, de forma que não podemos aceitar que tanto o multiplicador contemporâneo quanto o de longo prazo sejam estatisticamente diferentes de zero.

Com relação à utilização da capacidade instalada, os resultados mostram que uma maior utilização da capacidade instalada amplia o investimento. Um choque de 1,0% na utilização da capacidade impacta a acumulação de capital no curto prazo em 0,43%. Contudo, a utilização da capacidade instalada não se mostrou significativa no multiplicador de longo prazo.

Os resultados dos testes de robustez conferem o bom ajuste do modelo, os parâmetros para a variável dependente defasada encontram-se no intervalo esperado. O teste de Hansen e o teste de diferença em Hansen confirmam a validade conjunta dos instrumentos. O teste para autocorrelação também nos permite aceitar a hipótese de não autocorrelação nos resíduos, indicando um bom ajuste do modelo.

**Tabela 10:** Função de Investimento Bhaduri-Marglin.

	(1) OLS Agrupado	(2) Efeitos Fixos	(3) Sistema GMM <sup>(2)</sup>
1 Lag da Var. Dep. <sup>(1)</sup>	<b>0,528***</b> (0,028)	<b>0,432***</b> (0,034)	0,460*** (0,044)
Parcela dos Lucros	-0,085 (0,069)	-0,110 (0,076)	<b>-0,143</b> (0,093)
Utilização da Capacidade	0,405* (0,226)	0,608** (0,243)	<b>0,427*</b> (0,231)
Crescimento Agregado	0,899*** (0,179)	0,733*** (0,204)	0,887*** (0,224)
2 Lags da taxa de lucro	Y	Y	Y
Grupos	-	106	106
Observações	1.800	1.800	1.800
Hansen-test valid. conjunta (p-value) <sup>(3)</sup>	-	-	0,198
Difference-in-Hansen (p-value) <sup>(4)</sup>	-	-	0,736
AR2 (p-value) <sup>(5)</sup>	-	-	0,402
Efeitos Fixos para anos	Y	Y	Y
Efeitos Fixos para Indústrias	N	Y	Y
Tratamento dos Regressores <sup>(6)</sup>	-	-	PD
<b><i>Multiplicador de Longo Prazo</i><sup>(7)</sup></b>			
Parcela dos Lucros	-	-	<b>0,036</b> (0,291)
Utilização da Capacidade	-	-	<b>0,886</b> (0,640)

Notas: (1) Em todas as especificações, a variável dependente é a relação entre investimento e estoque de capital, defasado no tempo, em logaritmo. (2) Estimação com sistema GMM de duas etapas e os erros padrão são corrigidos para viés de amostra finita de acordo com Windmeijer (2005); (3) Hansen teste se refere ao teste de restrições superidentificantes (a hipótese nula é que os instrumentos são válidos); (4) Difference-in-Hansen test para a exogeneidade dos instrumentos (a hipótese nula é que o conjunto dos instrumentos é valido vis-a-vis o modelo com regressores exógenos); (5) AR2 refere-se ao teste de autocorrelação no primeiro erro diferenciado na ordem 2 (a hipótese nula é de que não há autocorrelação); (6) SE, estritamente exógena; PD, pré-determinado, mas não estritamente exógeno; ED, endógeno; (7) Erros padrão para multiplicadores de longo prazo foram computados pelo método delta; e (8) Níveis de significância: \* p <0,1; \*\* p <0,05; \*\*\* p <0,01.

### 3.4.4 FUNÇÃO DE INVESTIMENTO FOLEY-MITCHL

Conforme discutido na revisão da literatura, uma função de investimento mais geral para representar a lucratividade é a função de investimento Foley-Mitchl. Neste caso, além da variável de distribuição, possibilita-se que existam variações de curto prazo com a incorporação da utilização da capacidade instalada e também a razão capacidade-capital.

**Tabela 11:** Função de Investimento Foley-Mitchl.

	(1) OLS Agrupado	(2) Efeitos Fixos	(3) Sistema GMM <sup>(2)</sup>
1 Lag da Var. Dep. <sup>(1)</sup>	<b>0,424***</b> (0,029)	<b>0,214***</b> (0,032)	0,241*** (0,042)
Parcela dos Lucros	-0,143 (0,094)	-0,226** (0,112)	<b>-0,150</b> (0,140)
Utilização da Capacidade	0,654*** (0,219)	0,752*** (0,212)	<b>0,590**</b> (0,241)
Capacidade-Capital	0,905*** (0,091)	1,071*** (0,094)	<b>1,113***</b> (0,109)
Crescimento Agregado	0,449*** (0,169)	0,363** (0,162)	0,432** (0,182)
2 Lags da taxa de lucro	Y	Y	Y
Grupos	-	106	106
Observações	1.799	1.799	1.799
Hansen-test valid. conjunta (p-value) <sup>(3)</sup>	-	-	0,100
Difference-in-Hansen (p-value) <sup>(4)</sup>	-	-	0,1174
AR2 (p-value) <sup>(5)</sup>	-	-	0,500
Efeitos Fixos para anos	Y	Y	Y
Efeitos Fixos para Indústrias	N	Y	Y
Tratamento dos Regressores <sup>(6)</sup>	-	-	PD
<b><i>Multiplicador de Longo Prazo</i></b> <sup>(7)</sup>			
Parcela dos Lucros	-	-	<b>-0,211</b> (0,250)
Utilização da Capacidade	-	-	<b>0,231</b> (0,470)
Capacidade-Capital	-	-	<b>1,108***</b> (0,084)

Notas: (1) Em todas as especificações, a variável dependente é a relação entre investimento e estoque de capital, defasado no tempo, em logaritmo. (2) Estimação com sistema GMM de duas etapas e os erros padrão são corrigidos para viés de amostra finita de acordo com Windmeijer (2005); (3) Hansen teste se refere ao teste de restrições superidentificantes (a hipótese nula é que os instrumentos são válidos); (4) Difference-in-Hansen test para a exogeneidade dos instrumentos (a hipótese nula é que o conjunto dos instrumentos é valido vis-a-vis o modelo com regressores exógenos); (5) AR2 refere-se ao teste de autocorrelação no primeiro erro diferenciado na ordem 2 (a hipótese nula é de que não há autocorrelação); (6) SE, estritamente exógena; PD, pré-determinado, mas não estritamente exógeno; ED, endógeno; (7) Erros padrão para multiplicadores de longo prazo foram computados pelo método delta; e (8) Níveis de significância: \* p < 0,1; \*\* p < 0,05; \*\*\* p < 0,01.

Os resultados para a parcela dos lucros confirmam os obtidos na função de investimento Basu-Vasudevan e indicam uma relação negativa com o investimento, ainda que não significativo. Por sua vez, a utilização da capacidade instalada parece impactar positivamente o investimento, indicando que aqueles setores com aumento de curto prazo da



demanda puxam o investimento. Neste caso, o multiplicador contemporâneo da utilização da capacidade instalada indica que um choque de 1,0% na utilização da capacidade impacta a acumulação de capital no curto prazo em 0,59%. Contudo, a utilização da capacidade instalada não se mostrou significativa no multiplicador de longo prazo.

A razão capacidade-capital mostrou-se positiva e significativa em todos os modelos, também confirmando a correlação positiva indicada na Figura 3. Para o estimador GMM, o multiplicador contemporâneo da razão capacidade-capital é de 1,113 e o multiplicador de longo prazo é de 1,089. Desta forma, uma ampliação de 1,0% na razão capacidade-capital de um setor tem um efeito positivo de 1,11% e 1,09% na taxa de acumulação do capital de curto e longo prazo, respectivamente.

### 3.5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Voltando aos questionamentos iniciais, em primeiro lugar, tratamos da relação entre investimento e lucratividade dos setores industriais brasileiros. Dos resultados apresentados para a função de investimento Keynes-Robinson observamos uma relação consistente na qual o nível de lucros do setor industrial está positivamente correlacionado com o nível de investimentos. Mais ainda, observamos existir multiplicadores de longo prazo, pelo qual a lucratividade afeta a velocidade de acumulação por períodos consecutivos e defasados. Este resultado está em linha com a literatura e confirma as inspirações keynesianas inicialmente apontadas, para as quais o lucro esperado importa no processo decisório do investimento. São também resultados semelhantes aos obtidos em Basu e Das (2017) no contexto do setor industrial indiano, porém as magnitudes dos coeficientes encontrados para o Brasil são significativamente maiores. Para o caso indiano um aumento na lucratividade de 10% teria um impacto de cerca de 1% sobre o investimento, em contraponto ao impacto aproximado de 4% observado para os dados no Brasil.

Avançando com os questionamentos iniciais, com relação aos canais de transmissão que determinaram a evolução da lucratividade, tem-se que fazer algumas considerações. Primeiro com relação à participação dos lucros, observamos que em todas as estimações houve uma correlação contemporânea negativa entre participação dos lucros e investimentos, porém não significativa. Também os multiplicadores de longo prazo não se mostraram significativos. Neste caso, os resultados encontrados são instigantes e servem de referência para discussão em torno dos regimes de demanda conduzidos pelos salários ou pelos lucros. Fazendo contraponto a resultados anteriores para o Brasil, este resultado está em linha com o

resultado obtido por Marquetti *et al.* (2010), os quais verificaram uma certa estabilidade no indicador não sendo determinante para o perfil da evolução das taxas de lucros daquele período. Em contraponto ao estudo de Basu e Das (2017), temos resultados semelhantes para os multiplicadores contemporâneos, que também não se mostraram significativos. Contudo, nossos resultados divergem um pouco dos multiplicadores de longo prazo destes autores, nos quais a parcela de lucros tem efeitos de longo prazo positivos sobre o investimento no contexto das indústrias indianas. Contudo, ainda em cotejo com Basu e Das (2017), deve-se ressaltar que o *profit share* também não se mostrou significativa nas estimações log-log na função de investimento Michl-Foley para firmas indianas, tanto nas relações contemporâneas quanto nas de longo prazo.

Segundo, com relação à utilização da capacidade instalada, todas as nossas estimativas confirmaram uma relação positiva e significativa, de forma que um choque de 1,0% na utilização da capacidade impacta a acumulação de capital no curto prazo entre aproximadamente 0,5%. Contudo, a utilização da capacidade instalada não se mostrou significativa no multiplicador de longo prazo. Em Basu e Das (2017), encontram-se os mesmos resultados para a função Foley-Mitchl. Ou seja, a utilização da capacidade tem efeitos positivos e significativos no curto prazo sobre a demanda agregada, em seu componente de investimento. Os autores não observam significância nos multiplicadores de longo prazo.

Terceiro, incluíram-se os componentes de capacidade-capital e produto-capital que capturam os efeitos da tecnologia e outros fatores que afetam a chamada composição orgânica do capital. Para todos os modelos estimados, estas duas variáveis mostraram ter uma correlação positiva e significativa, tanto nas relações contemporâneas quanto de longo prazo, com coeficientes superiores a unidade. Ou seja, um choque de 1,0% nestas variáveis tem impactos superiores a 1,0% sobre a taxa de acumulação do capital. Este resultado também vem ao encontro dos resultados obtidos em Marquetti *et al.* (2010, p. 500), os quais afirmam que “o principal determinante da queda da taxa de lucro foi o declínio da produtividade do capital, que é um proxy para a tecnologia”.

Retomando a discussão iniciada na subseção 3.3.2, uma maneira de explicar este resultado, relaciona-se à composição orgânica do capital que pode ser impactada tanto pela composição técnica da relação, que refletiria o componente tecnológico, quanto pelo valor relativo do capital. Levando-se em conta o forte choque externo nos termos de trocas vivenciado no período, não nos parece implausível supor haver uma associação entre a

elevação dos preços internacionais das commodities a uma ampliação do valor adicionado, alterando o valor relativo do capital.

Retomando a discussão da subseção 2.6 do primeiro ensaio, a dinâmica por trás de um choque positivo no preço das commodities, atuaria como um choque de renda sobre a economia, que aumenta a demanda de consumo por bens domésticos, aumentando seu preço relativo e apreciando a moeda. Neste sentido, o mecanismo de transmissão de um choque nos termos de troca conforme apontando por Fernandez *et al.*(2018), de fato tem um efeito sobre os preços dos bens domésticos, ou seja, eles ficam mais caros. Ainda de acordo com esta dinâmica, dados que os bens domésticos ficam relativamente mais caros, diferentemente das exportações de commodities, as exportações dos bens domésticos caem.

Com o fim do ciclo das commodities e com o aumento da pressão dos custos trabalhistas, observa-se uma forte reversão das taxas de lucros trazendo um impacto nos níveis de investimentos. Neste caso, choques externos poderiam ter a capacidade de ampliar a lucratividade em um país por meio da alteração da produtividade do capital ( $Y_K = Y/K$ ). Esta interpretação vem ao encontro de um tema tradicional da corrente estruturalista, no qual os ciclos das economias periféricas acabam por ser determinados exogenamente. Desta forma, o longo ciclo de elevação dos preços internacionais das commodities possibilitou também um longo período de expansão das margens de lucro, além do que é tradicionalmente verificado no Brasil<sup>13</sup>.

Assim, a elevação dos preços das commodities internacionais parece ter contribuído para a ampliação das margens e, conseqüentemente, o VBPI setorial, aumentando a produtividade, dado um nível do estoque de capital. Esta maior produtividade do capital impactou a lucratividade e o investimento. Neste sentido, Magud e Sosa (2015) em um interessante artigo sobre os determinantes do investimento, mostram que além da lucratividade, os preços de commodities e as entradas de capital são relevantes para entender as decisões de investimento das empresas. Mas, no entanto, não chegam a explicar os canais de transmissão pelo qual choques nos preços das commodities afetam a lucratividade e, assim, o investimento.

Ainda que não seja o objetivo deste ensaio, voltando às discussões do primeiro ensaio, particularmente à encontrado em FMI (2015), pode-se encontrar uma descrição da

---

<sup>13</sup> Em publicação da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL), recorrendo a dados de 59 países de 1990 a 2010, encontrou que a duração média dos ciclos é mais curta na América Latina e no Caribe do que em outras regiões, como o leste da Ásia e os países membros da OCDE (CEPAL, 2012: 101). Resultados semelhantes podem ser encontrados em Pérez Caldentey, Titelman, e Carvallo, 2014.

forma sob a qual os preços das commodities podem vir a impactar lucratividade. Neste caso, os ganhos nos termos de troca oriundos da elevação dos preços das commodities ampliam a renda, gerando uma receita inesperada, uma vez que para um mesmo nível de produção têm-se maiores receitas. A maior renda aumenta a demanda doméstica e, portanto, estimula a produção doméstica. Como a renda inesperada é gerada por termos de troca mais favoráveis, a resposta da produção doméstica real é mais moderada do que a da renda e da demanda doméstica. Consistente com o efeito da doença holandesa, a resposta da oferta interna ao aumento da renda doméstica ocorre de forma desproporcional no setor de bens não comercializáveis, porque a demanda por bens comercializáveis pode ser parcialmente suprida pelo aumento das importações. No processo, os preços dos bens e serviços relativamente escassos e não-comercializáveis aumentam em relação aos preços dos bens comercializáveis, e a taxa de câmbio real se valoriza. Se considerarmos que uma parte considerável do setor industrial, em termos de percentual do VBPI gerado<sup>14</sup>, está em setores de bens com baixa capacidade de substituição ou com grandes barreiras à concorrência internacional, e, ainda são setores com forte poder de concentração de mercado, podemos supor que este aumento demanda acaba por reverberar em aumento de margens, com algum aumento no componente utilização da capacidade instalada, mas principalmente na relação capacidade-capital ou na produtividade do capital.

Com a queda dos preços das commodities conjuntamente a uma elevação dos custos com trabalho, o que pode ser percebido com a redução de 5% na participação dos lucros entre 2011 e 2016, a lucratividade se reduz e também o nível do investimento. Desta forma, pode-se admitir que parte da crise pelo qual o país atravessa está relacionada com o processo de compressão de margens de lucros verificada nesta década.

### 3.6 CONCLUSÕES

Neste estudo foi analisada a evolução do investimento da indústria nacional a partir da investigação empírica da trajetória das taxas de lucros e de seus componentes, com dados da Pesquisa Industrial Anual – Empresa (PIA-EMPRESA), aberta a três dígitos, incluindo 111 setores para o período 1996 a 2017. Para tanto, foram estimadas funções de investimento autônomas, em uma abordagem de dados em painel dinâmico, que nos permitiu capturar os

---

<sup>14</sup> Com base nos dados da PIA-Empresa, conforme apêndices do ensaio, quatro setores respondem por mais de 50% do valor bruto da produção industrial.

impactos contemporâneos e de longo prazo da taxa de lucro e de seus componentes sobre o investimento.

Como principais resultados encontrados, podemos destacar: (a) a taxa de lucro guarda relação positiva, com impactos contemporâneos e de longo prazo, sobre o investimento; (b) uma maior participação dos lucros na distribuição funcional da renda não se mostrou significativo para explicar a performance da acumulação de capital; (c) a utilização da capacidade instalada tem uma relação positiva e significativa com o investimento, porém apenas no curto prazo; e d) as relações produto-capital (produtividade do capital) e capacidade-capital estão fortemente associadas com a performance do investimento tanto nas relações contemporâneas quanto de longo prazo.

A análise dos determinantes das taxas de lucros a partir de uma visão de Weisskopf (1979) nos permitiu explicar a forte influência da produtividade do capital, por meio da alteração dos preços relativos dos bens da produção e dos salários, sobre a lucratividade dos setores industriais no Brasil. Confrontando com outros estudos para o país, encontramos a influência da produtividade do capital já havia sido notada no estudo de Marquetti *et al.* (2010) e Martins e Rugitsky (2019)

Ainda, conforme descrito em Martins e Rugitsky (2019), o longo ciclo de expansão e compressão das taxas de lucros vivenciada no Brasil nas últimas duas décadas parece estar associado ao *boom* das commodities vivenciado no mesmo período, que atenuou a vulnerabilidade externa da economia e permitiu uma expansão das margens por um período mais longo do que era usual. Desta forma, parece existir um mecanismo causal em que a elevação dos preços das commodities internacionais acabou por elevar a produtividade do capital que, por sua vez impactou positivamente as taxas de lucros em um longo processo de expansão.

Este entendimento, apesar de ainda ser carente de um estudo específico, parece ser corroborado por pesquisas anteriores como Magud e Sosa (2015) que avaliaram os determinantes do investimento e mostraram que além da lucratividade, os preços das commodities internacionais e a disponibilidade de financiamento externo também afetam positivamente o investimento, especialmente em países da América Latina, exportadores de commodities. Conforme descrito em FMI (2015), a elevação da renda decorrente de uma elevação nos preços das commodities acaba por estimular a demanda interna. Parte desta demanda por bens comercializáveis pode ser parcialmente suprida pelo aumento das importações. No processo, os preços dos bens e serviços relativamente escassos e não-comercializáveis aumentam em relação aos preços dos bens comercializáveis, e a taxa de

câmbio real se valoriza. Se considerarmos que uma parte considerável do setor industrial, em termos de percentual do VA gerado, está em setores de bens com baixa capacidade de substituição ou com grandes barreiras à concorrência internacional, e, ainda são setores com forte poder de concentração de mercado, podemos supor que este aumento da demanda acaba por reverberar em aumento de margens, com algum aumento no componente utilização da capacidade instalada, mas principalmente na relação capacidade-capital ou na produtividade do capital.

A elevação das taxas de lucros permite a ampliação do investimento, que por consequência acelera a atividade econômica. Por outro lado, a economia se aproximando do pleno emprego, força uma elevação dos salários reais. Enquanto o crescimento do produto é maior do que o crescimento da produtividade do trabalho, o emprego aumenta, fortalecendo a posição de barganha dos trabalhadores, elevando os salários reais e diminuindo a participação nos lucros. A partir do momento que o crescimento real dos salários supera o crescimento da produtividade do trabalho, há uma redução da lucratividade. Este fato, adicionado ao declínio dos preços das commodities provoca uma redução da lucratividade tanto pela diminuição da produtividade do capital quanto pela diminuição da participação dos lucros - observou-se que entre 2011 e 2016, a participação nos lucros perdeu cerca de cinco pontos percentuais. Não surpreendentemente, desde 2016 percebe-se uma elevação na lucratividade conjuntamente ao estabelecimento de uma agenda de reformas econômicas que vão ao sentido de ampliar a lucratividade por meio de redução dos encargos trabalhistas.

Voltando aos questionamentos iniciais, nos resta estabelecer algumas conclusões e/ou recomendações de política de política. Por um lado, a observação que o movimento cíclico das taxas de lucros e sua compreensão vivenciada no período recente estariam associados à crise econômica atual nos permite dizer que medidas que caminhem no sentido de ampliar a lucratividade das empresas tenderiam a reverter o ciclo caminhando para uma nova etapa de prosperidade. Neste sentido, poderíamos iniciar uma nova etapa do ciclo econômico por meio de medidas que ampliassem a participação dos lucros.

Contudo, os resultados das estimações obtidos neste estudo e outros como Marquetti *et al.* (2010), a participação nos lucros não tem se demonstrado uma variável fundamental para explicar os movimentos cíclicos das taxas de lucros desde 1950. Por outro lado, a produtividade do capital tem sido o principal mecanismo de ligação entre a restrição externa e a lucratividade dos setores industriais do país. O longo ciclo de elevação dos preços das commodities parece ter influenciado a relação capacidade-capital e a produtividade do capital com impactos diretos sobre o ciclo de expansão das margens de lucros que o país vivenciou

no período, ao passo, que a queda dos preços dessas commodities, conjuntamente à elevação dos custos com trabalho ao fim do ciclo, está diretamente associada ao “*profit squeeze*” observado a partir de 2010, e à queda do investimento da economia.

Neste sentido, conforme advertido por Gruss (2014), os formuladores de políticas deveriam se concentrar em políticas macroeconômicas que minimizem os efeitos internos advindos da volatilidade dos preços das commodities internacionais, a fim de evitar a dinâmica de expansão e recessão frequentemente associada a estes ciclos. Ainda, recordando Caldentey e Titelman (2014), uma agenda de reformas estruturais voltadas a políticas anticíclicas, combinadas com políticas focadas no desenvolvimento produtivo, também poderiam desempenhar um importante papel em termos da trajetória de longo prazo da economia.

Por fim, deve-se fazer uma ressalva e ao mesmo tempo uma proposta para futuras pesquisas. Primeiro, quanto à ressalva diz respeito ao objetivo central do presente estudo que focou na investigação empírica das relações entre investimento e a lucratividade por meio das estimações das funções de investimento e, neste sentido, os mecanismos causais aqui apontados devem ser vistos como preliminares. Assim, de maneira automática se abre a possibilidade para futuras pesquisas visando uma investigação mais formal que relacione os mecanismos pelos quais as taxas de lucros se relacionam ao investimento em ciclos econômicos fortemente impactados pelas condições externas de economias periféricas com no Brasil.

## 4. INTERAÇÃO DE POLÍTICAS ECONÔMICAS E ESTÍMULOS FISCAIS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO PERÍODO 2000:2019<sup>15</sup>

### 4.1 INTRODUÇÃO

A discussão em torno do uso de políticas contra cíclicas, notadamente sobre o uso de uma política fiscal ativa, foi retomada a partir da crise financeira dos EUA em 2008, como forma de minimizar o contágio sobre a atividade econômica mundial. Um exemplo deste retorno à discussão pode ser encontrado no *World Economic Outlook* de 2009, *Crisis and Recovery*, no qual o Fundo Monetário Internacional (FMI, 2009, p. 103) sinalizava às economias que: “*Counter cyclical monetary policy can help shorten recessions, but its effectiveness is limited in financial crises. By contrast, expansionary fiscal policy seems particularly effective in shortening recessions associated with financial crises and boosting recoveries.*” O mesmo estudo apontava também que a efetividade de tais políticas era uma função decrescente do nível do endividamento público.

Consoante ao contexto econômico mundial, a política econômica no Brasil se voltou ao enfrentamento da crise adotando uma política de estímulos monetários e fiscais a partir de 2008. Entre as ações da política monetária, foram tomadas medidas no sentido de ampliar a liquidez do mercado em moeda doméstica e em moeda estrangeira, como por exemplo, redução dos depósitos compulsórios e leilões de swaps cambiais (BCB, 2009). Por sua vez, entre as ações da política fiscal, também se observou a adoção de uma série de medidas expansionistas que incluem empréstimos ao Banco Nacional de Desenvolvimento (BNDES) e ampliação de sua capacidade creditícia, novas medidas de desonerações tributárias e aumento de despesas orçamentárias como subsídios para fazer frente à políticas de estímulo à construção civil entre outros. Ainda, houve também ampliação de crédito aos entes da federação por meio de flexibilização do Programa de Ajuste Fiscal dos Estados e Municípios (PAF), conforme definido na Lei nº 9.496 de 1997 (MF, 2009).

Em um primeiro momento, as ações de política econômica implementadas no Brasil obtiveram êxito, o que se reflete na taxa de crescimento do PIB de 2010 que foi de 7,5% a.a.. Contudo, como bem observam Tinoco *et al.* (2018), ainda que pese a superação gradativa da

---

<sup>15</sup> Este ensaio pode ser visto como um desenvolvimento da publicação intitulada *Public debt, economic policy coordination and their effectiveness: lessons from the EMU and Brazil*, no *Journal of Economic Policy Reform*, dos autores Frascaroli Oliveira e Almeida (2019). No presente ensaio, ao atualizar o período de análise e incluir o cálculo dos multiplicadores fiscais, acabamos por nos deparar com uma nova configuração para a datação dos regimes, propiciando a discussão dos resultados sob um novo enfoque.



crise de 2008, que motivou os primeiros empréstimos ao BNDES, o *modus operandi* se manteve nos anos seguintes. De fato, a partir da recuperação econômica de 2010, as medidas de política econômica, especialmente a política fiscal não podia mais ser considerada como anticíclica. Não obstante, os empréstimos do TN ao BNDES se entenderam até 2014, chegando ao montante de R\$ 416 bilhões<sup>16</sup>, como forma de viabilizar a expansão de programas de investimento como o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), Programa de Sustentação do Investimento (PSI) e do Programa Minha Casa Minha Vida (MCMV).

A despeito dos fortes estímulos fiscais, a economia começou a entrar em desaceleração e, a partir de 2014, o país mergulhou na maior crise econômica de sua história, com queda da atividade econômica, forte deterioração dos indicadores fiscais e escalada da inflação, como pode ser visualizado na Figura 8. O rápido enfraquecimento dos fundamentos fiscais da economia, especialmente com relação ao estoque de dívida, conciliado ao recrudescimento da inflação levantou a discussão a respeito da eficácia das políticas adotadas no Brasil, chegando-se a questionar se o país não estaria vivendo um regime de dominância fiscal.

Conforme classificação em Leeper (1991), as políticas monetária e fiscal podem ser classificadas como ativas ou passivas, a depender dos direcionamentos dados pelas autoridades. Neste caso, a interação das políticas pode assumir distintas combinações a depender da inclinação das funções de reação com relação à inflação e dívida, assumindo um comportamento de dominância monetária ou dominância fiscal. Tradicionalmente, a análise Novo-Keynesiana tem conduzido suas análises assumindo condições que analisam os possíveis regimes de dominância em estudos separados, contudo, conforme Davig e Leeper (2006), não há nenhuma razão para assumir que estes regimes são fixos, na verdade o que parece ser mais provável é que eles evoluem em alternância.

De fato, conforme Cevik et al. (2014), estudos recentes que se concentram na política fiscal e nas regras de política monetária indicam que os regimes de política fiscal e monetária não são fixados ao longo do tempo e, portanto, as equações fiscais e monetárias devem ser estimadas em uma estrutura estocástica, a exemplo de Favero e Monacelli (2005), Davig e Leeper (2006 e 2011), Afonso *et al.* (2011), Doi *et al.* (2012) e Dewatcher e Toffano (2011). Ainda, conforme Cevik et al. (2014), são estudos que de maneira geral adotam um modelo de

---

<sup>16</sup> Os valores são: R\$ 22,5 bilhões (2008), R\$ 105,0 bilhões (2009), R\$ 82,4 bilhões (2010), R\$ 50,2 bilhões (2011), R\$ 55,0 bilhões (2012), R\$ 41,0 bilhões (2013) e R\$ 60,0 bilhões (2014), conforme Tinoco *et al.* (2018).

mudanças de regime de Markov de dois estados para examinar regimes fiscais e monetários ativos e passivos.

Para o Brasil esta literatura tem crescido bastante e como exemplos podemos citar Tanner e Ramos (2003), Fialho e Portugal (2005), Moreira, Souza e Almeida (2007), Ornellas e Portugal (2011) e Alves e Moura (2018), embora muitos dos resultados ainda sejam divergentes a depender da metodologia e dos períodos considerados. Ainda, muitos trabalhos apresentam a limitação de não permitir o estudo de mudança de regime, ou o assumem de maneira *ad hoc*, e não com base em evidências apresentadas por alguma metodologia, como no caso de um modelo com mudanças de Markov. De toda forma, conforme apontado por Nunes e Portugal (2009), “*a falta de coordenação dessas políticas no Brasil, frequentemente, tem sido apontada como o motivo para os desequilíbrios macroeconômicos*”.

Nesta lacuna insere-se o objetivo deste ensaio, qual seja, a identificação das interações de políticas econômicas e a mensuração dos multiplicadores fiscais, em um arcabouço de mudanças de regimes markovianas, relacionando-as com a evolução da recente crise econômica brasileira, a partir de dados trimestrais no período 2000:T1 a 2019:T4. Para tanto, primeiro se emprega a metodologia de Krolzig (1997) para estimar as regras de política em um contexto *Markov Switching Vector Autoregressive* (MS-VAR), para então estudar as interações de políticas em um modelo dinâmico de equilíbrio geral estocástico (DSGE), com mudanças de regimes de Markov, conforme Davig e Leeper (2011).

Como contribuições do presente ensaio, acreditamos que a combinação de uma abordagem MS-VAR para a estimação das regras de políticas com a utilização de um modelo DSGE, conforme proposto por Davig e Leeper (2011), podem fornecer um interessante instrumento de investigação da coordenação de políticas econômicas. Em relação à Frascaroli, Oliveira e Almeida (2019), apontamos que a atualização dos dados até 2019:T4 e a inclusão dos multiplicadores fiscais condicionados às possíveis interações da política monetária e fiscal, trazem novas evidências para o Brasil, contribuindo para a discussão dos desdobramentos mais recentes da atual crise econômica.

Entre os principais resultados encontrados, destacam-se: i) a alternância de regimes, conforme observado em Leeper (2011), para ser a prática: para o Brasil, apontamos oito alternâncias sucessivas de regimes, com prevalência de dominância monetária; ii) choques sobre o consumo do governo tem efeitos multiplicadores distintos sobre o produto e o consumo a depender do regime de políticas monetária e fiscal; iii) para os regimes em que a política monetária é passiva, os efeitos multiplicadores sobre o produto variam entre 1,3% a 1,5% e sobre o consumo entre 0,50% e 0,30%, mas com efeitos sobre a inflação variando

entre 2,4% a 3,2%; iv) para o regime em que a política monetária é ativa, os efeitos sobre o produto são de 0,65%, com efeitos negativos sobre o consumo em -0,35% e impactos sobre a inflação em 0,8%; e v) a dinâmica das interações entre as políticas monetária e fiscal estiveram profundamente envolvidas com os desequilíbrios macroeconômicos no Brasil, contudo, fatores externos parecem ter afetado fortemente a dinâmica da economia com reflexos sobre as próprias decisões das regras.

Para tanto este ensaio está subdividido em quatro subseções, além desta breve introdução. Na subseção 4.2, apresentamos uma revisão da literatura e os principais resultados para o Brasil. Na subseção 4.3, estimamos as regras de política e monetária, identificando os regimes vigentes para o país no período. Na subseção 4.4, introduzimos os coeficientes estimados para as regras de política no modelo dinâmico de equilíbrio geral (DSGE), conforme Davig e Leeper (2006 e 2011), para obter as funções de impulso e resposta (FIR) para os agregados da economia a partir de um choque nos gastos públicos. Também nesta subseção são calculados os multiplicadores sobre produto, consumo e os impactos sobre a inflação. Por fim as conclusões do ensaio.

## 4.2 INTERAÇÃO DAS POLÍTICAS ECONÔMICAS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL

A discussão sobre a dinâmica macroeconômica tem se baseado em uma abordagem que desconsidera os resultados que as interações entre diferentes orientações para a política fiscal e monetária pode conseguir. De acordo com Davig e Leeper (2006), modelos Novo-Keynesianos tradicionais, têm baseados suas análises de políticas adotando suposições que permitem que as regras monetárias e fiscais sejam estudadas separadamente. Contudo, uma crescente linha de pesquisa tem enfatizado que tais suposições podem ter resultados questionáveis ao desconsiderar tais interações e, neste sentido, trabalhos mais recentes, particularmente os que se relacionam a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), enfatizam que os pressupostos sobre como as políticas monetárias e fiscais interagem podem ser importantes.

Originalmente, o debate sobre coordenação entre política fiscal e monetária foi estimulado pelo trabalho seminal de Sargent e Wallace (1981), que descreveram dois possíveis cenários de interação entre ambas políticas econômicas que resultam em duas formas de dominância política, quais sejam a dominância monetária ou a dominância fiscal. Estudos posteriores da TFNP incluem Leeper (1991), Woodford (1996), Cochrane (1999) e

Loyo (1999). Conforme Leeper e Leith (2016), a abordagem da TFNP pode ser considerada como um complemento à teoria tradicional Novo-Keynesiana no sentido de que ela inclui o caso tradicional como um dos possíveis resultados.

Buscando a intuição econômica da TFNP, Walsh (2017) aponta que a política fiscal e a política monetária são interligadas pela restrição orçamentária do governo, de forma que as decisões de política monetária têm impacto sobre a política fiscal e vice-versa. Davig e Leeper (2006) deixam mais clara a afirmação anterior, utilizando uma condição de transversalidade sobre a restrição orçamentária do governo, para obter a seguinte equação de equilíbrio, chamada por Cochrane (2001) como equação de apreçamento da dívida:

$$\frac{M_{t-1} + (1+r_{t-1})B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{T=t}^{\infty} [q_{t,T}(\tau_t - G_t + \frac{r_t}{1+r_t} \frac{M_T}{P_T})] \quad (1)$$

em que  $M_T/P_T$  representa o estoque real de moeda,  $B_{t-1}$  é o valor nominal da dívida no período  $t - 1$  e  $P_t$  é o nível de preços; e  $(\tau_t - G_t)$  é o superávit/déficit primário. Ainda, o fator de desconto tem a seguinte definição  $q_{q,T} = (1 + r_{T-1})/(P_T/P_t)$ .

De maneira intuitiva, a condição de equilíbrio na equação (1) significa que a autoridade fiscal define a trajetória dos superávits futuros por meio de uma regra fiscal e a dívida nominal do período passado é predeterminada. Assumindo que a regra fiscal é dada por uma trajetória de déficits, o nível de preços no período  $t$  deve se ajustar para assegurar que o valor real da dívida nominal se iguale ao valor presente dos fluxos esperados de superávit primário ou de receitas de senhoriagem.

A classificação de Leeper (1991) tem sido utilizado na TFNP, demonstrando que a depender das orientações políticas da autoridade monetária e da autoridade fiscal pode-se encontrar diferentes regimes monetários e fiscais. Tais orientações políticas podem ser definidas como regras de políticas ativas ou passivas. Diz-se que uma autoridade fiscal é passiva quando esta não se preocupa com a dívida e é livre para definir seu orçamento. Ao contrário, caso a autoridade fiscal tenha comprometimento com a sustentabilidade da dívida, esta define sua trajetória de superávits de forma a manter a trajetória de equilíbrio da dívida. Por sua vez, uma autoridade monetária é ativa quando esta é livre para ajustar a taxa de juros de forma a estabilizar a inflação.

Conforme Leeper e Leith (2016), quando a autoridade monetária é ativa (AM) e a autoridade fiscal é passiva (PF), têm-se um regime de dominância monetária (AM/PF). No caso contrário, em que a política fiscal é ativa (AF) e a política monetária é passiva (PM),

tem-se um regime de dominância fiscal (PM/AF). Ainda sob a classificação de Leeper (1991), haveria ainda outras duas combinações de políticas: monetária ativa e fiscal ativa (AM/AF), que implica em trajetórias explosivas para a inflação; e ambas passivas (PM/PF), que resulta em um equilíbrio indeterminado.

Embora haja consenso sobre as relações de dominância e suas consequências dentro da abordagem Novo-Keynesiano, o desenvolvimento da literatura acabou por assumir posições de dominância fixas, explorando as análises de um ou de outro regime, com a preponderância para o caso de dominância monetária. Contudo, conforme argumenta Davig e Leeper (2006), talvez a suposição menos plausível seja assumir que o regime político seja fixo. Ainda, conforme apontado por Cevik *et al* (2014), regras de política monetária e fiscal mostram mudanças dramáticas entre tempo de guerra e tempo de paz. Além disso, crises financeiras locais e globais podem causar mudanças substanciais nas regras de política fiscal e monetária.

Sendo ainda mais categórico sobre a necessidade de analisar a macroeconomia sob a possibilidade de mudanças de regimes, Davig e Leeper (2006) afirmam que a teoria fiscal do nível de preços é sempre operacional. Os choques fiscais sempre afetam a demanda agregada, mesmo quando as regras em vigor em um determinado momento sugerem que a equivalência ricardiana<sup>17</sup> prevalece. Neste sentido, Davig, Leeper e Chung (2004) mostram analiticamente que em um ambiente relacionado de troca de regimes, existe um equilíbrio limitado único. Nesse equilíbrio, a teoria fiscal está sempre em funcionamento, desde que os agentes acreditem que haja uma probabilidade positiva de mudar para um regime com política fiscal ativa. Desta forma, um corte nos impostos atuais, financiado por títulos públicos, não gera uma expectativa de que os impostos futuros aumentem na mesma proporção do aumento da dívida. A redução de impostos faz com que as famílias se sintam mais ricas, dados os preços e taxas de juros iniciais, e elas percebem que podem aumentar seu consumo. Existindo rigidezes nominais, a expansão da demanda acaba por ampliar o produto e a inflação.

A partir deste marco teórico, faz-se relevante observar quais são as evidências para o Brasil. Neste sentido, a identificação do regime prevalente para o Brasil apresenta resultados que variam de acordo com o período de análise e a abordagem metodológica. Tanner e Ramos

---

<sup>17</sup> A Teoria da Equivalência Ricardiana defende que um aumento nos gastos públicos através da geração de dívida e redução de impostos não tem qualquer efeito sobre a demanda total e taxa de juros. A dívida vai adiar os impostos para o futuro, fazendo com que as famílias (contribuintes) antecipem esse aumento e reajam no presente elevando a poupança privada, suavizando seu consumo ao longo do tempo (BARRO, 1989).

(2003), a partir de uma abordagem empírica<sup>18</sup>, e estimando em sub-períodos diferentes, observaram que entre 1995 e 1997, o regime prevalente foi de dominância monetária, porém os resultados não se mantêm quando a estimação é realizada considerando toda a amostra. Fialho e Portugal (2005) estimam um modelo MS-VAR para o Brasil no período pós-plano real (entre 1995 e 2003), e sugerem que o regime prevalecente era de dominância monetária.

Moreira, Souza e Almeida (2007) baseando-se no modelo de Leeper (1991) de abordagem estrutural, com dados entre 1995 a 2006, encontraram que o regime preponderante seria o de dominância fiscal. Por sua vez, Ornellas e Portugal (2011), com dados para o período entre 1999 a 2009, apontaram para um baixo grau de dominância fiscal no Brasil. Contudo, esses últimos trabalhos apresentam a limitação de não permitir o estudo de mudança de regime.

Nunes e Portugal (2009) considerando uma abordagem estrutural com mudança de regime, para o período pós-metas de inflação, encontraram resultados que variam de acordo com o período estudado. Para o período completo, identificou-se um regime de dominância monetária, contudo, para o período de 2000:T1 a 2002:T4 encontrou-se um regime em que ambas as políticas foram ativas, resultado muito próximo ao obtido neste ensaio para o citado período, conforme resultados da subseção 4.3.

Alves e Moura (2018), encontraram que os modelos de regime fiscal são favoráveis para o período entre 1999 e 2010, e o regime monetário é preferível no período de 2010 a 2017. Contudo, uma limitação neste estudo é que as escolhas das sub-amostras são feitas *ad hoc* pelos pesquisadores, e não com base em evidências apresentadas por alguma metodologia, como no caso de um modelo com mudanças de Markov.

Frascaroli, Oliveira e Almeida (2019), com dados entre 2000:T1 e 2016: T4, em abordagem semelhante ao presente ensaio, para a Zona do Euro e para o Brasil, apontaram que os impactos sobre os agregados macroeconômicos são distintos a depender do regime de políticas monetária e fiscal prevalente do período. Ainda enfatizaram que tanto a Zona do Euro quanto o Brasil precisam de coordenação contínua de políticas, particularmente para fazer melhor uso dos instrumentos fiscais e tomar decisões mais acomodáticas da dívida pública.

---

<sup>18</sup> Estudos que buscam avaliar a interação entre as políticas fiscais e monetárias podem ser distinguidos metodologicamente entre os trabalhos empíricos e os estruturais. Os trabalhos empíricos têm como objetivo submeter as séries temporais a testes econométricos e a partir desses testes analisar o comportamento da dívida e a resposta do governo em relação a choques na dívida. Por sua vez, a abordagem estrutural busca identificar o comportamento das autoridades fiscal e monetária por meio de modelos microfundamentados.

Em relação à Frascaroli, Oliveira e Almeida (2019), apontamos que a atualização dos dados até 2019:T4 e a inclusão dos multiplicadores fiscais condicionados às possíveis interações da política monetária e fiscal, trazem novas evidências para o Brasil, contribuindo para a discussão dos desdobramentos mais recentes da atual crise econômica.

### 4.3 MUDANÇAS DE REGIME E A ESPECIFICAÇÃO DAS POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA

Nesta subseção trataremos da especificação das regras de políticas que serão utilizadas para solucionar o modelo DSGE, discutido a subseção 4.4. A partir da estimação dos coeficientes dessas regras, em um contexto de mudanças de regimes de Markov, podemos obter a probabilidade de uma política estar em um determinado estado, em nosso contexto em um estado ativo ou passivo para as regras de política monetária e fiscal.

Desta forma, esta subseção encontra-se subdividida em quatro partes. Na primeira parte, descrevemos as formas funcionais para as regras de políticas e o significado dos sinais dos coeficientes, a partir de Leeper (1991). Na segunda parte apresentamos as principais características dos dados utilizados para as estimações. Na terceira, explicamos as características gerais do modelo de vetores autoregressivos com mudanças de regimes de Markov (MS-VAR). Por fim, os resultados das estimações são apresentados e discutidos em contraposição a história econômica do Brasil.

#### 4.3.1 REGRAS DE POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA

Seguindo os trabalhos Davig e Leeper (2011) e Cevik *et al.* (2014), as regras de política fiscal e monetária podem assumir diferentes coeficientes a depender do regime em que o sistema se encontra. Neste sentido, a especificação da regra de política monetária, segue uma especificação padrão de Taylor (1993), conforme Davig e Leeper (2011):

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_\pi(S_t^M)\pi_t + \alpha_y(S_t^M)y_t + \sigma_r^2 \varepsilon_t^r \quad (2)$$

onde  $\varepsilon_t^r \sim N(0, 1)$ .  $S_t^M$  indica o regime de política monetária;  $r_t$  a taxa básica de juros;  $\pi_t$  é a taxa de inflação e  $y_t$  o hiato do produto. Para  $\alpha_\pi > 1$  e  $\alpha_y > 0$ , a taxa de juros ajusta-se de acordo com a regra de Taylor de modo a estabilizar a inflação e o produto.

Diferentemente da política monetária, não existe uma especificação padrão para a política fiscal<sup>19</sup>. Neste ensaio, seguimos com os trabalhos de Cevik *et al.* (2014) e Davig e Leeper (2011), os quais utilizam a receita líquida, da seguinte forma:

$$\tau_t = \gamma_0 + \gamma_b(S_t^F)b_{t-1} + \gamma_y(S_t^F)y_t + \gamma_g(S_t^F)g_t + \sigma_\tau^2\varepsilon_t^\tau \quad (3)$$

Onde  $\tau_t$  é a receita primária líquida do governo como proporção do PIB;  $S_t^F$  indica o regime de política fiscal;  $b_{t-1}$  é a razão dívida/PIB em  $(t - 1)$ ;  $y_t$  é o hiato do produto;  $g_t$  é o gasto primário do governo como proporção do PIB, e  $\varepsilon_t^\tau \sim N(0, 1)$ . Como uma regra geral, a partir de Leeper (1991), pode-se assumir que para valores de  $\gamma_b > 0$ , a política fiscal é passiva, ao contrário, se  $\gamma_b < 0$ , a política fiscal é ativa.

Ainda sobre os coeficientes das funções de reação, Leeper (1991), no artigo intitulado *Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies*, descreve que a partir de um modelo de equilíbrio geral que, além de modelar o comportamento privado de famílias e firmas, inclua tanto o comportamento da autoridade monetária quanto o da autoridade fiscal, é possível identificar regiões de equilíbrios nos quais os parâmetros das regras de políticas são determinantes para a definição do equilíbrio. De tal forma, que a solução do modelo determinará limites para o espaço paramétrico em que uma política é categorizada como ativa ou passiva. No contexto do modelo utilizado por Leeper (1991) este espaço paramétrico foi definido a partir dos parâmetros das funções de política ( $\alpha_\pi$  e  $\gamma_b$ ) e da taxa de desconto intertemporal, estabelecendo quatro possíveis regiões:

- i. Região I (AM/PF): política monetária ativa (AM) e política fiscal passiva (PF) quando  $\alpha_\pi\beta > 1$  e  $\gamma_b > \beta^{-1} - 1$ . Neste caso, a autoridade monetária ajusta a taxa de juros em proporção maior que o choque sobre a inflação, agindo de forma independente, sem observar os impactos sobre a dívida fiscal. Por sua vez, a política fiscal respeita a restrição intertemporal do governo ajustando as receitas à elevação da dívida. De acordo com Davig e

---

<sup>19</sup> Fialho e Portugal (2005) utilizam o resultado primário como variável dependente da regra fiscal. Outros exemplos podem ser encontrados em Taylor (2000) e Moura (2015).



Leeper (2006) esta posição seria coerente com uma visão Ricardiana da economia;

- ii. Região II (PM/AF): política monetária passiva (AM) e política fiscal ativa (AF) quando  $\alpha_\pi\beta < 1$  e  $\gamma_b > \beta^{-1} - 1$ . A autoridade fiscal, de forma independente, determina seu orçamento e a autoridade monetária obedece às restrições impostas pelo comportamento da política fiscal, permitindo que o estoque monetário responda aos choques sobre o déficit fiscal. Seguindo Davig e Leeper (2006), este comportamento seria compatível a visão da Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP);
- iii. Região III (PM/PF): política monetária passiva (PM) e política fiscal passiva (PF) quando  $\alpha_\pi\beta < 1$  e  $\gamma_b > \beta^{-1} - 1$ . Tanto a política monetária quanto a fiscal são passivas e, neste caso, existe uma indeterminação no modelo
- iv. Região IV(AM/AF): política monetária ativa e política fiscal ativa quando  $\alpha_\pi\beta > 1$  e  $\gamma_b > \beta^{-1} - 1$ . Neste caso a combinação de políticas provoca uma trajetória explosiva para o nível de preços.

Em síntese, para que as regras de política fiscal e monetária sejam consideradas ativas ou passivas, consideraremos a definição proposta em Leeper (1991), quando da análise dos resultados das estimações na subseção 4.3.4<sup>20</sup>.

#### 4.3.2 FONTE DE DADOS

Para estimar as regras de política fiscal e monetária foram utilizadas as seguintes variáveis: (i) Receita Líquida Total; ii) Despesa Total; iii) Dívida Líquida do Governo Central (DLGC); iv) Hiato do Produto; v) Juros Nominais - taxa Selic; e vi) Taxa de inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

As variáveis do lado monetário foram coletadas no BCB e os dados necessários para a estimativa das regras fiscais foram obtidos no STN. O período analisado compreende 1998:T1 a 2019:T4, contudo, considerando a introdução do sistema de metas de inflação no Brasil, em junho de 1999, optou-se por restringir o período inicial para 2000:T1, para as estimativas deste ensaio. Para obter o hiato do produto, foi utilizado o filtro Hodrick-Prescott (HP), desenvolvido por Hodrick e Prescott (1997), a partir da série mensal do Produto Interno

---

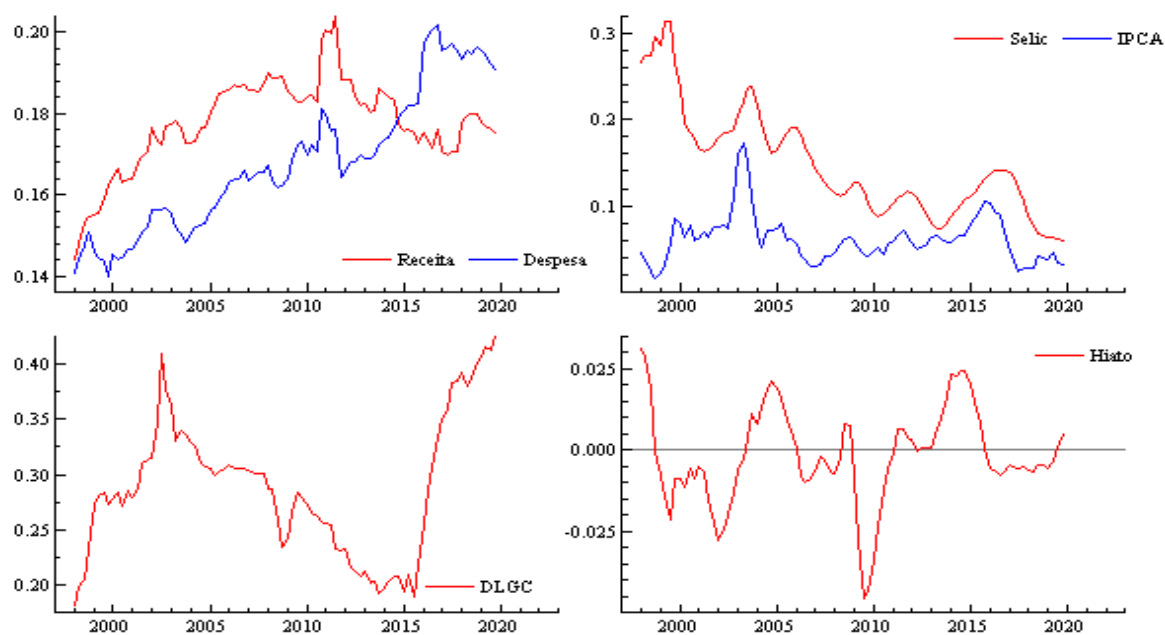
<sup>20</sup> Davig e Leeper (2011) acabam por adotar a regra geral, ou seja, política monetária ativa se  $\alpha_\pi > 1$  e política fiscal passiva se  $\gamma_b > 0$ .

Bruto acumulado em 12 meses. Para a série de inflação, adotamos o IPCA, acumulado em 12 meses, com frequência trimestral. O mesmo tratamento foi dado à taxa de juros Selic.

Por sua vez, as variáveis fiscais estão representadas como proporção do PIB. As séries obtidas no STN foram acumuladas em 12 meses e dividida pelo PIB acumulado nos 12 meses, em bases trimestrais. Com esse procedimento, tentou-se remover o efeito sazonal apresentado na série original. Por simetria, o mesmo tratamento foi dado às séries da Dívida Líquida do Governo Central, cuja fonte de dados é o BCB. Na Figura 9, são retratadas as trajetórias das variáveis utilizadas para estimar as funções de reação das políticas monetárias e fiscais do presente ensaio.

Nas trajetórias das variáveis macroeconômicas no âmbito monetário, observa-se que a economia ficou abaixo do seu PIB potencial nos seguintes períodos: (i) entre 2000 e 2003, período marcado pela super desvalorização cambial de 1999 e o período de transição de governos de 2002/2003; ii) em 2009, devido à crise americana de 2008; e iii) a partir de 2015, período marcado pela recente crise econômica. Além disso, destaca-se o longo período entre 2010 e 2015, quando a economia estava acima do PIB potencial, o que, em parte, pode ter pressionado a tendência de alta da inflação no mesmo período.

**Figura 9:** Variáveis para estimativas das regras de políticas fiscal e monetária.



Fonte: i) As séries de receitas e despesas foram obtidas junto à STN, conforme Resultado do Tesouro Nacional (RTN); ii) Receita líquida total refere-se à Receita Total menos Transferências por Repartição de Receita; iii) Dívida - total - gov. federal e Banco Central - líquida - R\$ (milhões) - BCB; iv) Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.); e v) Produto Interno Bruto (PIB) acumulado dos últimos 12 meses - Valores correntes. Estimativa do BCB.

De maneira geral, com relação à taxa de juros, observa-se que ela acompanha os choques sobre a inflação, consistente com regime de metas de inflação. Contudo, é interessante observar alguns aspectos relevantes à análise. O primeiro refere-se à crise de 2002-2003, no qual a taxa de crescimento média da taxa de juros foi menor do que a taxa de crescimento média da taxa de inflação, mostrando que o Banco Central, embora respondesse à inflação com aumento de juros, respondia de forma menos que proporcional. Um segundo aspecto refere-se ao período entre 2013 e 2014, em que se observam os menores valores para a série até então, em um contexto de hiato do produto positivo. E, mais recentemente, a trajetória de queda da Selic, a partir de 2017, conduzindo a economia para o menor patamar da série.

Com relação às variáveis fiscais, observamos que o comportamento das receitas e despesas mostra uma tendência ascendente em relação ao PIB até 2011. As despesas e receitas saíram respectivamente de 14% e 15% do PIB em 2000 para cerca de 17% e 19% no final de 2007, comportamento influenciado pelo bom momento internacional<sup>21</sup>, que contribuiu expressivamente para o aumento de receitas, chegando a exceder 20% do PIB entre meados de 2010 e 2011. No entanto, a partir de 2011, as trajetórias de receita e de gastos do governo seguiram direções perigosamente opostas, com o aumento de gastos e a queda de receitas.

Em relação ao comportamento da Dívida Líquida do Governo Geral, observam-se três períodos distintos. O primeiro corresponde ao início da série até 2003, com o pico ultrapassando 40% do PIB, após a transição de governo 2002-2003. O segundo, a partir de 2003 até 2015, com uma tendência de queda constante ao longo de todo o período. O terceiro, a partir de 2015 em que a dívida retoma uma trajetória de crescimento, refletindo os déficits orçamentais e o último ciclo de elevação da taxa de juros.

#### 4.3.3 MODELOS DE VETORES AUTOREGRESSIVOS COM MUDANÇAS DE REGIMES DE MARKOV (MS-VAR)

De acordo com Krolzig (1997), os modelos MS-VAR podem ser considerados como generalizações dos modelos VAR(p) no qual os parâmetros são variantes no tempo, entretanto, o processo pode ser invariante quando condicionado a uma variável não observável ( $s_t$ ), a qual indica o regime prevalecente no momento. A ideia geral por trás dessa classe de modelos de mudança de regimes é que o processo gerador das séries temporais de

---

<sup>21</sup> Conforme discutido no primeiro ensaio.

um vetor  $K$ -dimensional  $\{y_t\}$ , dependem de uma variável de regime não observável  $(s_t) \in \{1, \dots, M\}$ , que representa a probabilidade de estar em um determinado estado, em nosso contexto, correspondem aos regimes estimados para as regras de políticas, da seguinte forma:

$$p(y_t | Y_{t-1}, X_t, s_t) = \begin{cases} f(y_t | Y_{t-1}, X_t; \theta_1) & \text{se } s_t = 1 \\ \vdots \\ f(y_t | Y_{t-1}, X_t; \theta_M) & \text{se } s_t = M, \end{cases} \quad (4)$$

onde  $Y_{t-1} = \{y_{t-j}\}_{j=0}^{\infty}$  denota a história de  $y_t$  e  $X_t$  são variáveis fortemente exógenas;  $\theta_m$  é o vetor de parâmetro associado ao regime  $m$ .

A forma mais geral de um processo MS-VAR é dada por:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t, \quad u_t | s_t \sim NID(0, \Sigma(s_t)), \quad (5)$$

onde os valores amostrais  $y_0, \dots, y_{1-p}$  são fixos. As funções de mudança de parâmetro  $v(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t)$ , e  $\Sigma(s_t)$  descrevem a dependência dos parâmetros em relação ao regime realizado  $(s_t)$ , por exemplo:

$$v(s_t) = \begin{cases} v_1 & \text{se } s_t = 1 \\ \vdots \\ v_M & \text{se } s_t = M. \end{cases} \quad (6)$$

Observe que a descrição do processo de geração de dados não está completamente definida nas equações (4) e (5). Neste caso, é necessário adotar uma proposta para a evolução dos regimes, no contexto deste ensaio, como determinada política monetária ou fiscal transita entre o regime ativo para o passivo e vice e versa. A característica especial do modelo de mudanças de Markov é a suposição de que a realização não observável do regime  $(s_t) \in \{1, \dots, M\}$  é governado por um processo estocástico de Markov com tempo discreto e estado discreto, que é definido pelas probabilidades de transição, da seguinte forma:

$$P_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^m 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, m\} \quad (7)$$

onde  $P_{ij}$  representa a probabilidade de, estando no regime  $i$ , no instante  $t + 1$  ocorra mudança para o regime  $j$ . As probabilidades de transição também podem ser representadas em forma matricial, para melhor apresentar as transições de probabilidade adjacente a cada regime:

$$T = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix}, \quad (8)$$

onde  $p_{11}$  representa a probabilidade de estando no regime 1, permanecer nele e  $1 - p_{22}$  representa a probabilidade de estando no regime 1 ocorrer uma transição para o regime 2, o raciocínio é análogo para a segunda linha da matriz.

Particularmente importante a esta seção é perceber que os regimes 1 e 2 aqui descritos, referem aos regimes ativo e passivo, respectivamente, para as políticas fiscal e monetária. Desta forma, as equações (2) e (3) se desenvolvem de acordo com a matriz de probabilidade de transição  $T^M$ , para o caso da política monetária e  $T^F$ , para o caso da política fiscal, conforme descrito:

$$T^M = \begin{bmatrix} P_{1,1} & P_{2,1} \\ P_{1,2} & P_{2,2} \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad T^F = \begin{bmatrix} P_{1,1} & P_{2,1} \\ P_{1,2} & P_{2,2} \end{bmatrix}. \quad (9)$$

Basicamente, essas matrizes de transição informam as probabilidades de a economia estar em um regime e migrar para outro. Por exemplo,  $P_{1,1}$  representa a probabilidade de uma determinada política estar no regime 1 (ativo), e permanecer no mesmo regime. Por sua vez,  $P_{1,2}$  informa a probabilidade de estar no regime 1 (ativo) e migrar para o regime 2 (passivo). Da mesma forma,  $P_{2,2}$  representa a probabilidade de uma determinada política estar no regime 2 (passivo), e lá permanecer. Enquanto  $P_{2,1}$  nos dá a probabilidade de estar no regime 2 (passivo) e migrar para o regime 1 (ativo).

Ainda conforme Davig e Leeper (2006 e 2011), a matriz de transição de probabilidades conjunta para a política fiscal e a política monetária pode ser calculada como:

$$T = T^M \otimes T^F. \quad (10)$$

A datação dos regimes é realizada por meio de um algoritmo que filtra e suaviza as probabilidades do regime. Geralmente, o método de filtragem utilizado é o algoritmo de Hamilton (1989), ou, ainda, outros filtros, como o caso do Filtro de Kalman. Para a estimação dos parâmetros do modelo será utilizado o algoritmo Expectation-Maximization (EM), descrito originalmente por Dempster, Laird, e Rubin (1977). O mesmo se inicializa com as estimativas dos regimes não observados e iterativamente produz uma nova distribuição

conjunta, que aumenta a probabilidade de dados observados. Estes dois passos são referidos como o de expectativa e de maximização. Esse algoritmo possui muitas propriedades desejáveis como indicado em Hamilton (1990).

#### 4.3.4 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

As regras de políticas monetária e fiscal, conforme equações (1) e (2) foram estimadas a partir de dois conjuntos de variáveis: (i) monetária: taxa de juros, inflação e hiato do produto; e (ii) fiscal: receitas, dívida pública, hiato do produto e gastos do governo. Para justificar a abordagem de regressão markoviana, faz-se necessário inicialmente realizar o teste de linearidade de Razão de Verossimilhança (*Likelihood-ratiotest- RL*)<sup>22</sup>. Neste sentido, conforme Tabela 12, os resultados rejeitam a hipótese nula de linearidade, indicando que é preferível utilizar estimar as regras de políticas por meio de um modelo de mudança de regime de Markov.

**Tabela 12:** Teste de linearidade para as regras de políticas.

	<i>Distribuição</i>	<i>Estatística do Teste</i>	<i>p-valor</i>	<i>Davies p-valor</i>
<b>Regra Monetária (<math>\tau_t</math>)</b>	$\chi^2(4)$	58,38	0,000	0,000
<b>Regra Fiscal (<math>\tau_t</math>)</b>	$\chi^2(4)$	77,73	0,000	0,000

Fonte: Elaboração própria com os resultados das estimações. (1)  $H_0$ : o modelo é linear.

As estimativas de máxima verossimilhança da função de reação da política monetária estão na Tabela 13. Tendo em vista a classificação de Leeper (1991), para resultado do parâmetro de inflação, observamos que a política monetária do regime 1 tem um coeficiente  $\alpha_\pi = 1,85$ , portanto, aqui considerado que se trata de um regime de política monetária claramente ativo. Para o regime 2, pode-se considerar que seja um regime de política monetária passivo, dado que  $\alpha_\pi = 0,88$ , em ambos os casos os coeficientes foram significativos a 99%. Verifica-se que os demais coeficientes associados ao hiato do PIB foram

<sup>22</sup> A estatística do teste LR pode ser expressa como  $LR = 2[\ln L(\lambda) - \ln L(\lambda_r)]$  onde  $L(\lambda)$  é o valor da probabilidade logarítmica para o modelo de mudança do regime de Markov e  $L(\lambda_r)$  é o valor de verossimilhança de log para o modelo linear. O teste LR tem uma distribuição  $\chi^2$  com r graus de liberdade, onde r é o número de restrições. No entanto, surge um problema ao testar modelos de troca de regime contra modelos lineares. Isso ocorre porque as probabilidades de transição nos modelos de mudança de regime não são identificadas no modelo linear e, portanto, o teste LR não segue a distribuição padrão 2. Para superar esse problema, Davies (1987) sugere o cálculo dos valores-p do limite superior.

negativos, ainda que estatisticamente insignificante para o regime 1, o que sugere coerência com o sistema de metas de inflação.

Cotejando com a literatura, observamos resultados semelhantes para o parâmetro para inflação ( $\alpha_\pi$ ), estimados para o Brasil, conforme pode-se observar em Carvalho e Valli (2010), Silva e Portugal (2010), Nunes e Portugal (2009) e Barbosa e Soares (2006). Ainda, Vereda e Cavalcanti (2011) utilizam valores entre 1,5 e 3,0.

Similarmente ao lado monetário, os resultados da regra de política fiscal estão descritos na Tabela 14. Como regra geral, assume-se que a política fiscal é passiva se  $\gamma_b > 0$ . Contudo, conforme Leeper (1991), no contexto do modelo DSGE proposto em seu trabalho, observou que para a política fiscal ser considerada passiva, o coeficiente de reação à dívida deveria ser  $\gamma_b > \beta^{-1} - 1$ . Neste caso, o valor limite para o coeficiente  $\gamma_b = 0,0152$ , observando uma taxa desconto intertemporal de  $\beta = 0,985$ .

**Tabela 13:** Estimativas da Regra de Política Monetária.

<i>Coefficientes</i>	<i>Ativa (1)</i>	<i>Passiva (2)</i>
	$s_t^M=1$	$s_t^M=2$
$\alpha_0$	0,0550*** (0,0104)	0,0550*** (0,0104)
$\alpha_\pi$	1,8524*** (0,1523)	0,8811*** (0,1291)
$\alpha_y$	-0,2071 (0,3600)	-0,4918*** (0,1363)
$\sigma_r^2$	0,0221*** (0,0021)	0,0221*** (0,0021)

Log-Likelihood: 178.39

Número de observações: 80

Número de parâmetros: 8

Fonte: Elaboração própria com os resultados das estimações. Notas: i) Desvios padrões robustos entre parênteses; e ii) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Para o caso do regime 1, observamos um  $\gamma_b = 0,019$ , ligeiramente superior ao limite, quando se considera a condição em Leeper (1991). Desta forma, com relação aos parâmetros da dívida pública, percebe-se que ambos os regimes são passivos, neste caso estamos assumindo que a política fiscal passiva possa assumir dois estados, de forma que teremos uma política fiscal passiva menos (PF-), para o regime 1, que se aproxima de uma política fiscal ativa, e uma política fiscal passiva mais (PF+) para o regime 2

Com relação aos parâmetros associados ao hiato do produto, observa-se que ambos são positivos e estatisticamente diferentes de zero. Da mesma forma, verifica-se uma ação positiva e significativa da autoridade fiscal com relação às variações nas despesas.

Em modelos com mudança de regime markoviana as estimativas das probabilidades de transição são fundamentais para capturar a mudança de regimes. Conforme Tabela 15, as estimativas mostraram que os regimes são persistentes, uma vez que os valores encontrados das probabilidades de se manter em um dos dois regimes são altas, com valores médios próximos a 1.

**Tabela 14:** Estimativas da Regra de Política Fiscal.

<i>Coefficientes</i>	<i>Passiva (-)</i>	<i>Passiva (+)</i>
	$s_t^M=1$	$s_t^M=2$
$\gamma_0$	0,1520*** (0,0061)	0,1520*** (0,0061)
$\gamma_b$	0,01878* (0,0074)	0,0682*** (0,0095)
$\gamma_y$	0,11433*** (0,0527)	0,1561** (0,0698)
$\gamma_g$	0,1033*** (0,0341)	0,1033*** (0,0341)
$\sigma_r^2$	0,0044*** (0,0005)	0,0044*** (0,0005)

Log-Likelihood: 312,78

Número de observações: 80

Número de parâmetros: 9

Fonte: Elaboração própria com os resultados das estimações. Notas: i) Desvios padrões robustos entre parênteses; e ii) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Para a política monetária as probabilidades de transição são dadas pela matriz  $T^M$ . Neste caso, a probabilidade de permanência no regime de política monetária ativa é de 91,32%. Consequentemente, estando no regime ativo, a probabilidade de se mudar para o regime passivo de política monetária é de 8,68%. Por sua vez, estando em um regime passivo, a probabilidade de se permanecer neste mesmo regime é de 96,332%, enquanto a probabilidade de se passar ao regime ativo é de 3,67%. As probabilidades de transição entre regimes de política fiscal são encontradas na matriz de transição  $T^F$ . De maneira análoga à análise da regra monetária, a probabilidade de permanência no regime de política fiscal passiva menos (PF-) é de 97,67%, enquanto a probabilidade de se manter de política fiscal passiva mais (PF+) é de 97,22%.

As probabilidades de transição suavizadas na Figura 10 apresentam uma imagem clara sobre o momento das trocas de regime das políticas monetária, com alternâncias de regimes entre ativo e passivo durante o período. Os períodos em que a política monetária pode ser considerada ativa são: i) 2000:T1 a 2002:T3; ii) 2003:T4 a 2007:T4; e iii) 2017:T1 a



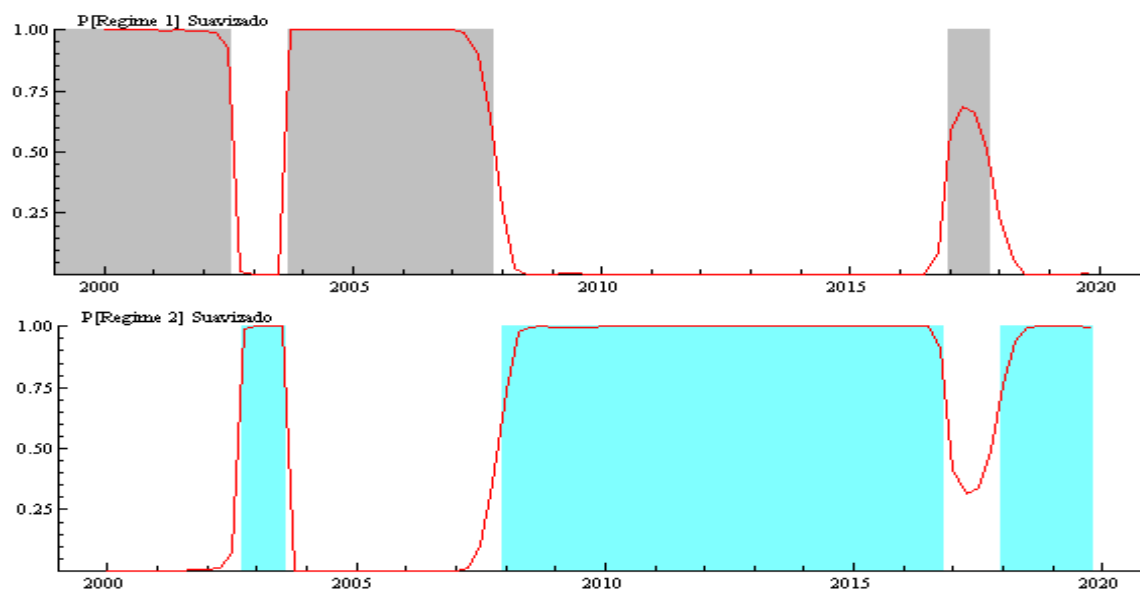
2017:T4. Por outro lado, os períodos em que a política monetária pode ser considerada passiva são: i) 2002:T4 a 2003:T3; ii) 2008:T1 a 2016:T4; e 2018:T1 a 2019:T4.

**Tabela 15:** Matrizes de transição de probabilidade entre os regimes.

Transições do Regime Monetário $T^M$	Transições do Regime Fiscal $T^F$
$T^M = \begin{bmatrix} 0,9132 & 0,0367 \\ 0,0868 & 0,9633 \end{bmatrix}$	$T^F = \begin{bmatrix} 0,9767 & 0,0278 \\ 0,0233 & 0,9722 \end{bmatrix}$

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

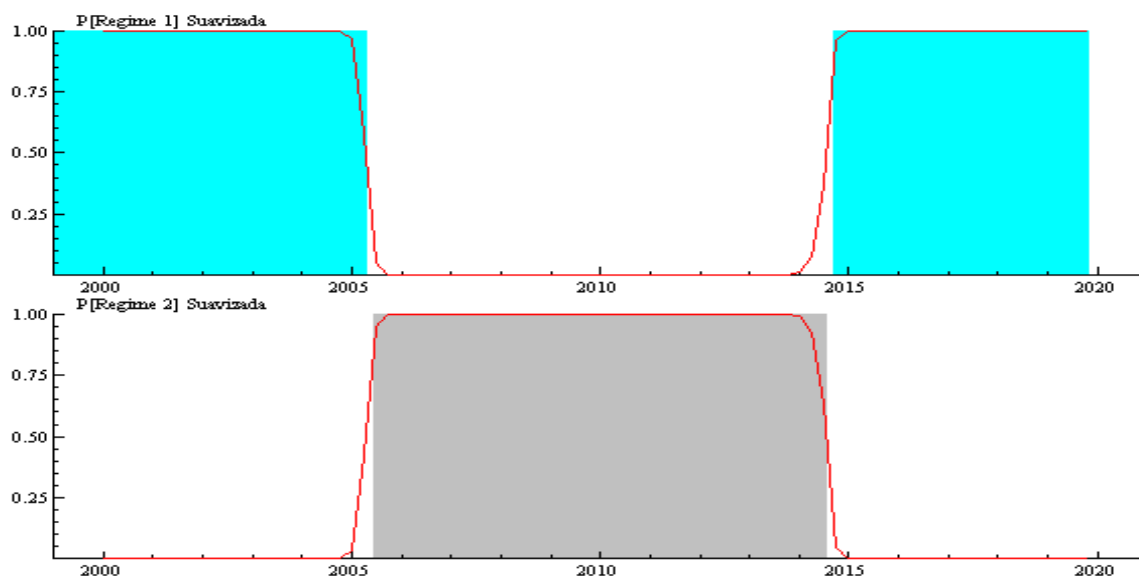
**Figura 10:** Probabilidades dos Regimes da Política Monetária.



Fonte: Resultados da estimação.

A transição entre os regimes da política fiscal pode ser visualizada na Figura 11. Apesar de nossas estimativas apontarem para um comportamento passivo ao longo de todo o período, seguindo a classificação aqui proposta, consideramos que a política fiscal foi passiva menos (PF-) em: i) 2000:T1 até 2005:T2; e ii) 2014:T4 a 2019:T4. Por sua vez, o período entre 2005:T3 a 2014:T3 foi considerada passiva mais (PF+).

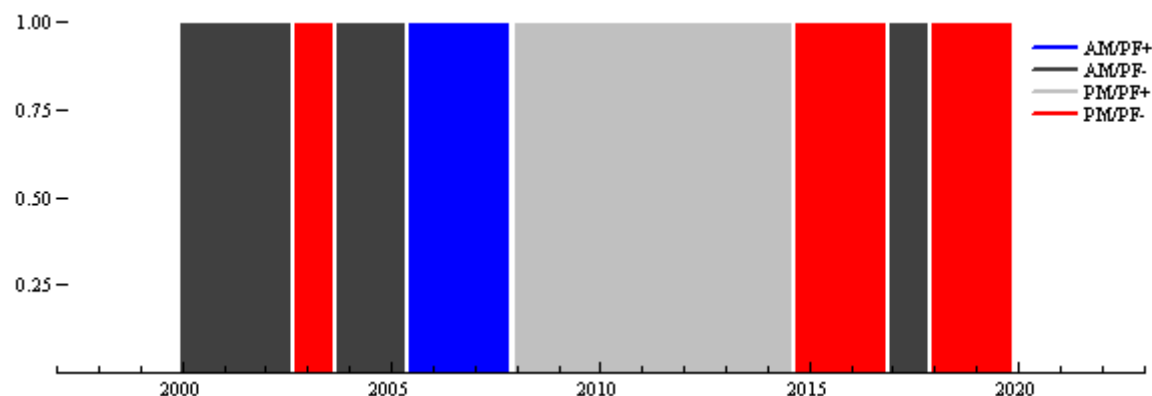
**Figura 11:** Probabilidades dos Regimes da Política Fiscal.



Fonte: Resultados da estimação.

Para investigar o mix de políticas e as interações da política fiscal monetária, calculamos a matriz de transição conjunta conforme Equação (9), fornecendo as possíveis interações de políticas, utilizando a terminologia de Leeper (1991), na amostra utilizada neste ensaio. Na Figura 12, estão resumidas as informações sobre as interações das políticas estudadas.

**Figura 12:** Interação estimada para os Regimes de Políticas Monetária e Fiscal.



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Procurando avaliar os resultados encontrados, vale fazer uma rápida releitura dos principais fatos econômicos em termos da gestão da política fiscal e monetária como forma de contextualizar nossas estimativas.

Iniciando ainda na gestão do Presidente Fernando Henrique Cardoso (FHC), após a desvalorização cambial de 1999, a política monetária dos primeiros anos do sistema de metas de inflação respondeu de maneira agressiva à inflação, que era pressionada pela depreciação da taxa de câmbio por meio do repasse cambial, conforme apontado em Amaury *et al* (2016). Pelo lado fiscal, o acordo tratado com o Fundo Monetário Internacional (FMI), com a exigência de metas para os superávits primários, criação da Lei de Responsabilidade Fiscal entre outras medidas, foram determinantes na condução de política fiscal passiva, visando a sustentabilidade da dívida. Neste contexto a datação dos regimes conforme Figura 12, nos parece coerente apontando para um primeiro período de dominância monetária (AM/PF+).

Por sua vez, a própria elevação da taxa Selic acabou por pressionar a dívida pública, naquela época fortemente atrelada às taxas pós-fixadas, o que pode ter colocado em dúvida a sustentabilidade fiscal, principalmente diante da transição de governo em 2002 e a escalada de incertezas sobre a continuidade do tripé macroeconômico, o que justificaria a primeira alternância para um regime passivo da política monetária em 2002. Blanchard (2004) chega argumentar que o Brasil vivenciou um período de dominância fiscal (PM/AF), em que o aumento da taxa de juros em resposta a uma inflação mais elevada levaria a uma maior probabilidade de *default* sobre a dívida. A elevação do risco país por sua vez pressionaria a taxa de câmbio e novamente o nível de preços, entrando em um círculo vicioso. É um contexto, de certa forma, coerente com nossa classificação (PM/PF-). Pelo lado monetário, na Figura 10, notamos que a probabilidade de o regime monetário ter sido passivo aumenta muito neste período. Do ponto de vista do regime fiscal, aqui considerado como (PF-), está muito próximo do limite para ser considerado como um regime ativo (AF).

A partir de 2003, a orientação econômica, do então Presidente Luiz Inácio da Silva (Lula), não só seguiu com o ajuste fiscal iniciado no governo anterior, como o aprofundou, aumentando e cumprindo as metas de superávits primários. Ainda, deve-se ressaltar uma crescente preocupação da área de gestão da dívida do Tesouro Nacional para a redução das parcelas indexadas a câmbio e a taxas de juros pós-fixadas, que no período anterior foram determinantes para a súbita elevação da dívida pública ocorrida em 2002. Sob o ponto de vista monetário, a inflação, assim como a taxa de juros passam a cair gradativamente, o que corrobora ainda mais para a melhoria do quadro fiscal, permitindo que a economia saísse da situação de dominância fiscal. De fato, a Figura 10 mostra que o modelo estimado captou essa mudança, de modo que a partir de 2004 a probabilidade de estar em um regime de dominância monetária se situa próxima de um. Desta forma, parece muito razoável

assumir que o país vivenciou um período de dominância monetária (AM/PF) entre os anos de 2003 a 2008.

Sob o ponto de vista da política fiscal, observa-se um ponto de inflexão em 2005, saindo de passiva menos (PF-) para passiva mais (PF+). Aqui se devem fazer alguns comentários. Uma visão recorrente é que o segundo mandato do Presidente Lula foi marcado por uma flexibilização fiscal, com propostas de políticas que se contrapunham à visão ortodoxa. De acordo com Arantes e Lopreato (2017) existiria naquele momento uma maior preocupação com políticas de redução da pobreza e da desigualdade, como aumento do salário mínimo e gastos com Bolsa Família, sob o argumento de que tais políticas seriam passíveis de ser realizada sem que gerasse desequilíbrios fiscais, uma vez que se auto financiariam por meio do crescimento econômico.

Observando este contexto sob a luz do primeiro e segundo ensaios desta tese, deve-se observar que nossos resultados sugerem que a forte elevação dos preços das commodities internacionais tiveram efeitos diretos e indiretos sobre a renda e contribuíram determinantemente para a forte elevação da arrecadação e o bom desempenho da economia no período. Ainda que se observe uma contínua elevação dos gastos como percentual do PIB, o crescimento mais acelerado das receitas no período foi determinante para a trajetória de queda da dívida, como observada na Figura 9.

Interessante observar que em dezembro de 2008 o governo sanciona a Lei nº 11.887 que criava o Fundo Soberano do Brasil, com a aplicação de excedentes de recursos orçamentários em cerca de 0,5% do PIB. Ou seja, ainda que a crise financeira de 2008 tenha sido marcante no cenário internacional, naquele momento a gestão fiscal ainda parecia estar sendo fortemente impactada pelos ganhos nos termos de troca vivenciados naquele período.

Sob o ponto de vista da gestão monetária a crise de financeira de 2008 nos EUA parece ser o ponto de inflexão. De fato, a Figura 10 mostra que o modelo estimado captou essa mudança, de modo que a partir de 2008 a probabilidade de se estar em regime de política monetária passiva se situa próxima de um.

Consoante ao contexto econômico mundial, a política econômica no Brasil se voltou ao enfrentamento da crise adotando uma política de estímulos monetários e fiscais a partir de 2008. Entre as ações da política monetária, foram tomadas medidas no sentido de ampliar a liquidez do mercado em moeda doméstica e em moeda estrangeira, como por exemplo, redução dos depósitos compulsórios e leilões de swaps cambiais (BCB, 2009). Por sua vez, entre as ações da política fiscal, também se observou a adoção de uma série de medidas expansionistas que incluem empréstimos ao Banco Nacional de Desenvolvimento (BNDES) e

ampliação de sua capacidade creditícia, novas medidas de desonerações tributárias e aumento de despesas orçamentárias como subsídios para fazer frente à políticas de estímulo à construção civil entre outros (MF, 2009). Ainda, nota-se também ampliação de crédito aos entes da federação por meio de flexibilização do Programa de Ajuste Fiscal dos Estados e Municípios (PAF), conforme definido na Lei nº 9.496 de 1997.

Deve-se ressaltar que muitas dessas medidas econômicas no campo fiscal foram formuladas de tal forma a minimizar o impacto sobre a dívida líquida. Por exemplo, as operações de empréstimos ao BNDES ampliavam a Dívida Pública Federal (DPF) com a colocação de novos títulos no mercado, mas por sua vez o Tesouro Nacional recebia um crédito do BNDES em igual valor de face. No momento inicial, o efeito sobre a dívida líquida era nulo, mas no decorrer dos anos o diferencial entre os indexadores da DPF e dos contratos de empréstimos pressionaria, com alguma defasagem, a elevação da dívida líquida. Neste ponto, é importante chamar a atenção para a metodologia utilizada. Uma vez que o indicador utilizado para a dívida foi a DLGC, muitas das medidas fiscais expansionistas do período passaram despercebidas. Não por acaso muitos estudos passaram a utilizar a série de dívida bruta em suas análises sobre a gestão fiscal daquele período.

Em meio ao primeiro mandato da Presidenta Dilma Vana Rousseff (Dilma), ainda que com a continuidade das medidas de políticas fiscais expansionistas, que ficou conhecido como Nova Matriz Macroeconômica, verifica-se uma forte desaceleração da atividade econômica no final de seu primeiro mandato o que levou a uma retração da arrecadação e, conseqüentemente, a uma piora fiscal, conforme apontam Arantes e Lopreato (2017).

A despeito da sucessão de eventos políticos e da continuidade de uma agenda fiscal expansionista, em um cenário de evidente deterioração fiscal, fato relevante para o presente ensaio pode ser lembrado Resende (2017), o qual aponta que a partir do final de 2014, acompanhado da discussão sobre a necessidade de um ajuste fiscal, o debate sobre dominância fiscal volta a ser discutido, em vista da interdependência das políticas fiscal e monetária e dos recorrentes desequilíbrios fiscais. De fato, conforme aparecem dados aqui apresentados, em um contexto de política monetária passiva e com a inflexão da política fiscal para passiva menos em 2014:T3, parece-nos razoável supor que de fato o país se aproximou de um novo período de dominância fiscal.

Ao fim de 2016, já sob a gestão do Presidente Michel Miguel Elias Temer (Temer), tem-se uma nova inflexão para a política monetária, e conforme pode ser observado na Figura 10 aumenta-se substancialmente a probabilidade de dominância no decorrer de 2017. Contudo, já a partir de 2018, nosso modelo aponta para uma nova reversão para a política monetária,

que se alinha ao ciclo de quedas de taxas de juros sem precedentes na série histórica, com quedas expressivas nas taxas de juros reais.

#### 4.4 IMPACTOS DINÂMICOS DOS GASTOS PÚBLICOS: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Nesta subseção, as regras de políticas especificadas e estimadas conforme subseção 4.3 são estudadas em um arcabouço Novo-Keynesiano<sup>23</sup>. Especificamente, as regras de política são inseridas em um modelo dinâmico de equilíbrio geral (DSGE), possibilitando simular impactos sobre os agregados macroeconômicos em um cenário de choques nos gastos do governo. A diferença aqui proposta com relação às abordagens DSGE tradicionais é que na abordagem MS-DSGE, os impactos sobre os agregados macroeconômicos podem ser completamente diferentes a partir do mix de políticas econômicas que esteja vigente naquele período.

Com relação às características gerais do modelo DSGE, condições de estado estacionário e métodos de solução, ressaltamos que a metodologia segue fielmente o modelo desenvolvido Davig e Leeper (2006 e 2011). Neste sentido, as subseções 4.4.1 e 4.4.2 apenas reproduzem as citadas referências como forma a facilitar a análise dos resultados a serem apresentados na subseção 4.4.3. Não é objetivo deste ensaio, inovar no desenvolvimento do modelo adotado, mas discutir os mecanismos pelos quais choques nas despesas do governo podem ter reflexos distintos sobre os agregados macroeconômicos a depender das interações de políticas monetária e fiscal estimadas para o Brasil.

Esta subseção encontra-se subdividida em quatro partes. Na primeira parte, segue a apresentação do modelo DSGE, onde estão presentes famílias e firmas produtoras de bens, trabalhando em concorrência monopolística com relação aos bens finais, em um ambiente que assume estoque de capital fixo e oferta elástica de trabalho. Pressupõe-se também um governo na figura da autoridade fiscal, que tributa o consumidor, realiza gastos e consome bens, emite dívidas e uma autoridade monetária responsável pela oferta de moeda. Na segunda e na

---

<sup>23</sup> A abordagem novo keynesiana tem nos modelos DSGE seu grande instrumento de análise. A modelagem DSGE (do inglês Dynamic Stochastic General Equilibrium, ou equilíbrio geral estocástico e dinâmico) é uma aplicação da teoria do equilíbrio geral, que busca explicar fenômenos econômicos agregados - tais como crescimento econômico, ciclos econômicos e efeitos de política monetária e fiscal - tendo como base modelos macroeconômicos derivados de princípios microeconômicos. Como o próprio nome indica, os modelos DSGE são dinâmicos - ou seja, estudam como a economia evolui ao longo do tempo - e estocásticos, ou seja, porque utilizam choques aleatórios (como mudanças de tecnologia, de preços, gastos do governo, etc) para analisar os impactos sobre a economia simulada.

terceira parte, subseções 4.4.2 e 4.4.3, têm-se a descrição da metodologia utilizada para calcular as funções de impulso resposta, bem como para o cálculo dos multiplicadores fiscais. Por fim, na quarta parte tem-se a análise dos impactos dos choques nas despesas do governo sobre os agregados macroeconômicos, os multiplicadores fiscais e o impacto sobre a inflação assumindo diferentes cenários para a coordenação macroeconômica.

#### 4.4.1 MODELO DINÂMICO DE EQUILÍBRIO GERAL ESTOCÁSTICO COM ALTERNÂNCIA DE REGIMES DE MARKOV (MS-DSGE)<sup>24</sup>

##### 4.4.1.1 FAMÍLIAS

O comportamento das famílias é modelado assumindo uma família representativa que vive infinitamente e que busca maximizar sua utilidade intertemporal. Desta forma, a família representativa escolhe  $\{C_t, N_t, M_t, B_t\}$ , em que  $C_t$  é uma cesta de consumo,  $N_t$  é a quantidade total de horas trabalhadas,  $M_t/P_t$  representa o estoque de moeda real e  $B_t$  é a alocação em títulos nominais de um período, para maximizar a seguinte função utilidade:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[ \frac{C_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} + \delta \frac{(M_{t-i}/P_{t+i})^{1-k}}{1-k} \right], \quad (11)$$

com  $0 < \beta < 1$ ,  $\sigma > 0$ ,  $\eta > 0$ ,  $\kappa > 0$ ,  $\chi > 0$  e  $\delta > 0$ , sendo que representam, respectivamente, a taxa de desconto intertemporal, a elasticidade de substituição intertemporal do consumo, a elasticidade da oferta de trabalho, a elasticidade juros da demanda real por moeda, a oferta de trabalho de equilíbrio, e, por fim, a velocidade da base monetária. Ainda,  $E_t$  é o operador de expectativas e a cesta de consumo  $C_t$ , consiste de diferentes bens,  $c_{jt}$ , os quais são agregados usando o agregador desenvolvido por Dixit e Stiglitz (1977), conforme:

$$C_t = \left[ \int_0^1 c_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \quad (12)$$

---

<sup>24</sup> A metodologia segue o modelo empregado por Davig e Leeper (2006 e 2011) e, neste sentido as equações aqui descritas foram baseadas no trabalho dos respectivos autores, intitulado *Monetary-Fiscal Policy Interactions and Fiscal Stimulus*. Deve-se ressaltar ainda que para as simulações a serem apresentadas na subseção 4.4.4, foi utilizada a programação em Dynare fornecida pelos autores em: <http://php.indiana.edu/~eleeper/#Papers>.

onde  $\theta$  é a elasticidade de substituição entre os diferenciados bens, com  $\theta > 1$ . O problema das famílias é escolher cada bem  $c_{jt}$  que minimiza o gasto total, gerando as funções de demanda de cada bem  $j$ :

$$c_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} C_t, \quad (13)$$

com  $P_t \equiv \left[\int_0^1 p_{jt}^{1-\theta} dj\right]^{\frac{1}{1-\theta}}$ . A restrição orçamentária da família é representada por:

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + \tau_t \leq \left(\frac{W_t}{P_t}\right) N_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{(1+r_{t-1}B_{t-1})}{P_t} + \Pi_t, \quad (14)$$

onde  $\tau_t$  são impostos/transferências do tipo *lump-sum*,  $B_t$  são títulos públicos de um período,  $W_t$  é o salário nominal,  $1 + r_{t-1}$  é a taxa de juros nominal livre de risco entre o período  $t - 1$  e  $t$ .  $\Pi_t$  são os lucros das firmas. De tal forma que o lado esquerdo da equação (14) representa o destino dos recursos das famílias e o lado direito a fonte dos recursos. Assim o problema das famílias é maximizar (11) sujeito a (14), levando a:

$$\chi \frac{N_t^\eta}{C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t}. \quad (15)$$

$$1 = \beta(1 + r_t) \left(\frac{C_t}{C_{t+1}}\right)^\sigma \left(\frac{p_t}{P_{t+1}}\right). \quad (16)$$

$$\frac{M_t}{P_t} = \delta^k \left(\frac{r_t}{1+r_t}\right)^{-1/k} C_t^{\sigma/k}. \quad (17)$$

De forma intuitiva, a equação (15) representa a decisão intratemporal e pode ser entendida como uma condição de oferta de trabalho dado o salário. Por sua vez, a equação (16) diz respeito à decisão intertemporal de consumo das famílias. Enquanto a equação (17) nos dá a relação entre demanda monetária real, taxas de juros nominais e o consumo agregado.

A demanda do governo por bens de consumo ocorre de maneira similar às famílias,

levando a uma demanda do governo igual a  $g_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} G_t$ , em que  $G_t = \left[\int_0^1 g_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$ .



As condições necessárias e suficientes para o problema de otimização das famílias exigem que as equações (15) a (17) sejam válidas em cada período de tempo e que a restrição orçamentária seja sempre satisfeita com igualdade. Além disso, o valor atual do consumo esperado das famílias segue a condição de transversalidade descrita a seguir:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t \left[ q_{q,T} \frac{A_T}{P_T} \right] = 0, \quad (18)$$

em que  $A_T = B_t + M_t$  e  $q_{q,T} = (1 + r_{T-1}) / (P_T / P_t)$ .

#### 4.4.1.2 FIRMAS

Do lado da produção, assume-se que existe um *continuum* de firmas indexadas por  $j \in [0,1]$  que produzem bens utilizando trabalho, de forma que a função de produção é dada por:

$$y_{jt} = ZN_{jt}, \quad (19)$$

em que  $Z$  é a tecnologia agregada homogênea, comum entre as firmas e considerada constante. Diante das demandas dos consumidores e do governo, a empresa  $j$  observa a seguinte curva de demanda:

$$y_{jt} = \left( \frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} Y_t, \quad (20)$$

onde  $Y_t$  é definido pelo consumo das famílias e do governo, como:

$$Y_t = C_t + G_t. \quad (21)$$

No equilíbrio do mercado, quando a demanda e a oferta de bens são iguais:

$$ZN_{jt} = \left( \frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} Y_t. \quad (22)$$

Uma vez que as firmas possuem certo grau de poder de mercado, conforme originalmente desenvolvido por Calvo (1983), assume-se que uma fração  $(1 - \varphi)$  das firmas podem ajustar seus preços em cada período, enquanto uma fração  $\varphi$  das firmas não podem

reajustar. Se as firmas podem ajustar seus preços no período  $t$ , elas escolhem um novo preço,  $p_t^*$ , que maximiza a soma dos lucros esperados, tem tal forma que a firma maximiza:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \varphi^i q_{t,t+i} \left[ \left( \frac{p_t^*}{P_{t+i}} \right)^{1-\theta} - \Psi_{t+i} \left( \frac{p_t^*}{P_{t+i}} \right)^{-\theta} \right] Y_{t+i}. \quad (23)$$

O fluxo de lucro real da empresa  $j$  no período  $t$ ,  $\Pi_{jt} = (p_{jt}/P_t)^{1-\theta} Y_t - (W_t/P_t) N_{jt}$ , pode ser reescrito usando (22).  $\Psi_t$  é o custo marginal real, definido como:

$$\Psi_t = \frac{W_t}{Z P_t}. \quad (24)$$

Ao maximizarmos a função objetivo da firma, dado por (23), sujeito às sequências de demanda (20), a condição de primeira ordem que determina o preço ideal  $p_t^*$ , pode ser escrita como:

$$\frac{p_t^*}{P_t} = \left( \frac{\theta}{\theta-1} \right) \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\varphi\beta)^i (Y_{t+i} - G_{t+i})^{-\sigma} \left( \frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\theta} \Psi_{t+i} Y_{t+i}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\varphi\beta)^i (Y_{t+i} - G_{t+i})^{-\sigma} \left( \frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\theta-1} Y_{t+i}}. \quad (25)$$

Ou poder ser ainda representado por:

$$\frac{p_t^*}{P_t} = \left( \frac{\theta}{\theta-1} \right) \frac{K_{1t}}{K_{2t}}, \quad (26)$$

em que o numerador e o denominador assumem representações recursivas, conforme as especificações a seguir:

$$K_{1t} = (Y_t - G_t)^{-\sigma} \Psi_t Y_t + \varphi\beta E_t K_{1t+1} \left( \frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{\theta}, \quad (27)$$

$$K_{2t} = (Y_t - G_t)^{-\sigma} Y_t + \varphi\beta E_t K_{2t+1} \left( \frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{\theta-1}. \quad (28)$$

Observe que  $p_t^*$  não depende de  $j$ , pois todas as empresas que otimizam seus preços em  $t$  escolhem o mesmo preço. Essa especificação tenta capturar o fato de que a empresa

escolhe  $p_t^*$  antes da realização da taxa de crescimento da moeda em  $t$ . Nesse sentido,  $p_t^*$  influencia os lucros da empresa  $j$  enquanto ela não é capaz de prosseguir com a nova otimização. Resolvendo (26) para  $p_t^*$  e substituindo o resultado no índice do preço agregado  $P_t^{1-\theta} = (1 - \varphi)(P_t^*)^{1-\theta} + \varphi (P_{t-1}^*)^{1-\theta}$ , temos:

$$\pi_t^{\theta-1} = \frac{1-\varphi}{\varphi} \left( \mu \frac{K_{1t}}{K_{2t}} \right)^{1-\theta}, \quad (29)$$

com  $\mu \equiv \theta / (\theta - 1)$  representando ao *markup* desejado, quando uma fração  $\varphi$  das empresas escolhem seu preço como um *markup* sobre o custo marginal esperado. A oferta agregada de mão-de-obra é obtida pela agregação linear da mão-de-obra individual, como segue:

$$N_t = \int_0^1 N_{jt} dj, \quad (30)$$

A agregação linear que a condição de equilíbrio do mercado individual implica em  $ZN_t = \Delta_t Y_t$ , com  $\Delta_t$  uma medida de dispersão dos preços relativos como:

$$\Delta_t = \int_0^1 \left( \frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} dj. \quad (31)$$

Então a função de produção agregada é definida por:

$$Y_t = \frac{Z}{\Delta_t} N_t. \quad (32)$$

O lucro agregado ( $\Pi_t$ ) é definido como a soma dos lucros individuais das empresas:

$$\Pi_t = \int_0^1 \Pi_{jt} dj. \quad (33)$$

Integrando o lucro das firmas e combinando com as restrições orçamentárias das famílias e do governo, temos as seguintes restrições de recursos:

$$\frac{Z}{\Delta_t} N_t = C_t + G_t, \quad (34)$$

Da definição de dispersão de preços e do índice de preços agregado, a dispersão dos preços relativos evolui como:

$$\Delta_t = (1 - \varphi) \left( \frac{p_t^*}{P_t} \right)^\theta + \varphi \pi_t^\theta \Delta_{t-1}, \quad (35)$$

com  $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ .

#### 4.4.1.3 GOVERNO

Para incluir na análise os efeitos da política fiscal, assume-se que a dinâmica de gastos do governo  $G_t$ , assume o seguinte processo:

$$\log(G_t) = \log(\bar{G})(1 - \rho) + \rho \log(G_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad (36)$$

onde  $G_t$  são as despesas do governo,  $\bar{G}$  são as despesas do estado estacionário,  $\rho$  é o parâmetro de correlação dos gastos do governo e  $\varepsilon_t \sim i. i. d. (0, \sigma^2)$ .

Assim, a escolha ideal do governo  $\{G_t, M_t, B_t, \tau_t\}$  deve satisfazer o fluxo de sua identidade orçamentária.

$$G_t = \tau_t + \frac{M_{t+1} - M_{t+1-1}}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} - \frac{(1 - r_{t-1})B_{t-1}}{P_t}, \quad (37)$$

dados  $(1 - r_{t-1})B_{t-1}$  e  $M_{-1} > 0$ .

Por fim, o valor do nível da dívida, no estado estacionário e condicionado aos regimes, é fixado para ser igual ao longo dos regimes. Como apontam Davig e Leeper (2011), isto é feito através da substituição da regra de política fiscal (3) na equação da restrição orçamentária do governo (37) tomando-se como uma unidade (um) o valor determinístico do produto (hiato do produto) no estado estacionário. Resolvendo para o intercepto da regra de política fiscal tem-se:

$$\gamma_0(S_t^F) = G - m \left( \frac{\pi}{(1+\pi)} \right) - b \left( 1 + \gamma_b(S_t^F) - \frac{\beta^{-1}}{(1+\pi)} \right) \quad (38)$$

onde  $S_t^F$  indica o regime de política fiscal,  $m = \frac{M_t}{P_t}$  e  $b = \frac{B_t}{P_t}$ . Ainda, cada variável, com exceção de  $\gamma_0(S_t^F)$  e  $\gamma_b(S_t^F)$ , estão no seu valor no estado estacionário

Esse mesmo procedimento é aplicado substituindo a regra de política monetária na demanda por moeda. Da mesma forma que a dívida, a taxa de inflação do estado estacionário é ajustada para ser igual entre os regimes.

#### 4.4.1.4 CALIBRAÇÃO E CARACTERÍSTICAS DA SOLUÇÃO DO MODELO

Desta forma, o modelo completo consiste nas condições necessárias de primeira ordem dos problemas de otimização das famílias e firmas, restrições, especificações de política, processo de ajuste de preços e condição de transversalidade.

Para sua calibração, foram considerados os parâmetros conforme a Tabela 16. Além das referências citadas, e dos parâmetros estimados para as regras das políticas fiscais e monetárias, conforme subseção 4.3, os valores do estado estacionário dos gastos do governo e da dívida pública foram obtidos pela média das séries suavizadas pelo filtro HP. Para o parâmetro de correlação do gasto do governo, foi calculado o coeficiente de autocorrelação de ordem 1. A taxa de inflação do estado estacionário empregada foi de 4,5%, igual ao valor de referência do sistema de metas de inflação.

Após a calibração do DSGE utilizamos uma rotina numérica, desenvolvida por Davig e Leeper (2006), para obter o equilíbrio dinâmico do modelo resolvendo um sistema de equações de diferenças de primeira ordem expectativas dinâmicas não lineares. A rotina utiliza um método de mapeamento monotônico baseado em Coleman (1991).<sup>25</sup>

---

<sup>25</sup> O modelo é resolvido em sua forma não-linear. O procedimento é desenvolvido e descrito em Davig e Leeper (2006).

**Tabela 16:** Parâmetros utilizados no modelo MSDSGE.

<i>Parâmetros</i>	<i>Descrição</i>	<i>Valor</i>	<i>Fonte<sup>(1)</sup></i>
$\beta$	Taxa de desconto intertemporal	0,985	VC (2010)
$\sigma$	Elasticidade de substituição intertemporal do consumo	1,000	DL (2011)
$\eta$	Elasticidade da oferta de trabalho em relação ao salário	1,000	DL (2011)
$\kappa$	Elasticidade juros da demanda real por moeda	2,300	BL (2014)
$\delta$	Velocidade da base monetária	6,060	BL (2014)
$\bar{\chi}$	Tempo de trabalho gasto no estado estacionário	0,200	DL (2011)
$\varphi$	Fração das firmas que não podem alterar preços	0,660	DL (2011)
$\mu$	Markup das firmas	1,150	DL (2011)
$\bar{G}$	Gasto do governo/PIB do estado estacionário	0,168	E
$\bar{B}$	Dívida pública/PIB do estado estacionário	0,288	E
$\bar{\pi}$	Taxa de Inflação do estado estacionário	0,045	IT
$\rho$	Parâmetro de correlação do gasto do governo	0,850	E
<b><i>Regra de Política Monetária</i></b>			
$\alpha_{\pi 1}$	Inflação no regime 1	1,852	E
$\alpha_{\pi 2}$	Inflação no regime 2	0,881	E
$\alpha_{y 1}$	Hiato do produto no regime 1	0,000	E
$\alpha_{y 2}$	Hiato do produto no regime 2	-0,491	E
<b><i>Regra de Política Fiscal</i></b>			
$\gamma_{b 1}$	Dívida no regime 1	0,019	E
$\gamma_{b 2}$	Dívida no regime 2	0,068	E
$\gamma_{y 1}$	Hiato do produto no regime 1	0,114	E
$\gamma_{y 2}$	Hiato do produto no regime 2	0,156	E

Fonte: Dados estimados foram obtidos junto ao BCB e à STN. (1) Estimado = E; Davig e Leeper (2011) = DL (2011); Vereda e Cavalcanti (2010) = VC (2010); Barros e Lima (2014) = BL (2014); Meta de Inflação = IT.

#### 4.4.2 FUNÇÕES DE IMPULSO RESPOSTA

Como já apontado um dos objetivos do trabalho é conhecer o impacto do estímulo fiscal, por meio dos gastos do governo na economia, condicionados aos diferentes regimes vigentes de políticas monetárias e fiscais. Sendo assim, após a calibragem do modelo DSGE, foram realizadas simulações de impulso resposta.

Conforme definido em Davig e Leeper (2006), para um choque nas políticas no tempo  $t$ , a resposta inicial da variável endógena  $k$  é:

$$\phi_t^k(\varepsilon_t^r, \varepsilon_t^\tau) = h^k(\bar{b}^J, \bar{w}^J, \bar{\Delta}^J, \varepsilon_t^r, \varepsilon_t^\tau, J) - h^k(\bar{b}^J, \bar{w}^J, \bar{\Delta}^J, 0, 0, J), \quad (36)$$

onde  $h^k$  é a regra de decisão para a variável endógena  $k$  como função das variáveis de estado  $\{b, w, \Delta\}$ , para o regime  $J$  e das realizações dos distúrbios de política,  $\varepsilon_t^r$  e  $\varepsilon_t^\tau$ . Por sua vez,  $\{\bar{b}^J, \bar{w}^J, \bar{\Delta}^J\}$  representa a média do vetor das variáveis de estado, no regime  $J$ . Após o impacto inicial, os choques nas políticas desaparecem, e o valor da variável  $k$  em um período  $n > t$  é dado por:

$$\phi_n^k(\varepsilon_t^r, \varepsilon_t^\tau) = h^k(b_{n-1}, w_{n-1}, \Delta_{n-1}, 0, 0, J) - h^k(\bar{b}^J, \bar{w}^J, \bar{\Delta}^J, 0, 0, J), \quad (37)$$

onde  $\phi_n^k$  é uma função dos choques iniciais.

#### 4.4.3 MULTIPLICADORES FISCAIS

Sem querer entrar na longa discussão da literatura sobre o tema, de uma forma geral, a abordagem keynesiana tradicional admite que diante do aumento nos gastos do governo, o consumo das famílias aumenta em função do efeito multiplicador. Por outro lado, se a economia observa o princípio da equivalência ricardiana, então as famílias irão preferir suavizar seu consumo e um aumento nos gastos do governo financiados por títulos públicos *ceteris paribus*, induziriam as famílias a diminuir o consumo presente, na expectativa de uma elevação da carga tributária num período futuro.

Observando o trabalho de Mankiw (2000), ambos os efeitos poderiam ser válidos. No entanto, seus efeitos iriam depender da proporção dos consumidores na economia, divididos em ricardianos e não ricardianos<sup>26</sup>. Consumidores ricardianos otimizam seus problemas de maximização como postulado pelo princípio de equivalência ricardiana, enquanto que os demais consumidores comportariam de modo diferente. Não obstante, espera-se que as decisões de políticas econômicas afetem as expectativas dos agentes e, com isso, a trajetória das variáveis macroeconômicas em relação ao estado estacionário.

---

<sup>26</sup> Segundo Afonso (2010), os trabalhos nessa temática apontam que na União Européia, a proporção das famílias não ricardianas variam de 25% a 35%.

Dentro da metodologia adotada neste ensaio, os efeitos dos multiplicadores são calculados considerando os diferentes parâmetros estimados para as funções de reação do governo. Sob um regime de dominância monetária (AM/PF), a taxa de juros real eleva diante do aumento no nível geral de preços, uma vez que a autoridade monetária aumenta a taxa de juros nominal acima do aumento da inflação. Assim sendo, o consumo privado diminui. Como a política fiscal é passiva, o valor dos gastos do governo tende ao estado estacionário, assim como a taxa de juros real e o consumo. Já num regime de dominância fiscal (PM/AF), o consumo das famílias aumenta. A autoridade monetária pouco reagiria no sentido de elevar as taxas de juros nominais, decorrente de um aumento no nível geral de preços. Neste caso, as taxas de juros reais diminuem, desestimulando a poupança das famílias.

O multiplicador de gastos do governo pode ser definido como um aumento no produto,  $k$  períodos à frente gerado no período  $t$ , ou seja,  $\frac{\Delta Y_{t+k}}{G_t}$ , conforme Blanchard e Perotti (2002). Entretanto, conforme apontado por Mountford e Uhlig (2009) e seguido por Davig e Leeper (2011), esta definição deixa de levar em consideração importantes questões. Em primeiro lugar, a definição tradicional pode estar enviesada, na medida em que desconsidera a correlação serial dos gastos do governo e, conseqüentemente, o impacto futuro das compras públicas. Se os gastos do governo são serialmente correlacionados então alterações nos gastos do governo podem fornecer algum tipo de indicativo sobre a trajetória futura dos gastos do governo. Em segundo lugar, esta medida não possui nenhum fator de desconto intertemporal. Ou seja, um aumento do produto no futuro tem a mesma importância e o mesmo impacto caso o aumento do produto gerado por um aumento de gastos do governo ocorresse hoje. Desta forma, a equação 38 apresenta a definição utilizada em Davig e Leeper (2011) do cálculo do valor presente do multiplicador dos gastos do governo, ou seja, o aumento do valor presente do produto ao longo dos próximos  $k$  períodos:

$$\text{Valor Presente do Multiplicador}(k) = \frac{E_t \sum_{j=0}^{\infty} \prod_{i=0}^j (1+r_{t+i})^{-j} \Delta Y_{t+k}}{E_t \sum_{j=0}^{\infty} \prod_{i=0}^j (1+r_{t+i})^{-j} \Delta G_t}. \quad (38)$$

#### 4.4.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS DO MODELO MS-DSGE

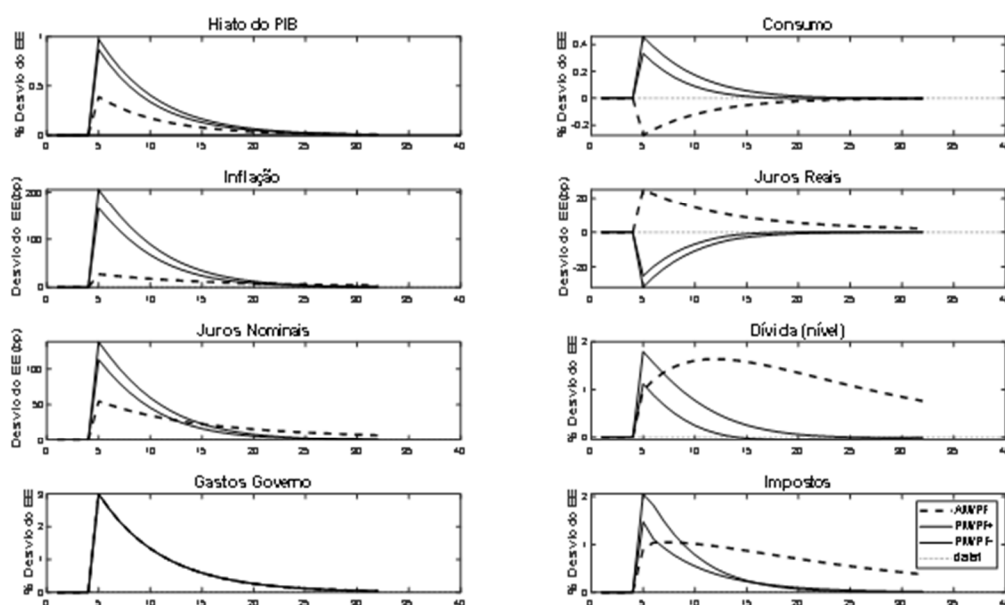
Iniciando com uma visão geral do funcionamento do arcabouço Novo-Keynesiano, pode-se assumir que os canais de transmissão pelos quais os choques sobre os gastos do governo afetam o equilíbrio, independentem, em princípio, do regime monetário-fiscal



dominante. Neste sentido, um choque positivo sobre os gastos do governo amplia a demanda pelos bens intermediários vendidos em concorrência monopolística. As firmas, por sua vez, para atender a demanda mais alta aos preços vigentes, ampliam sua demanda por trabalho. Uma maior demanda por trabalho pressiona os salários reais e o custo marginal, induzindo aquelas firmas que podem atualizar seus preços naquele período, pressionando a inflação. Ainda, com rigidezes de preços, uma elevação inicial dos gastos reverbera em uma elevação inicial do produto, em todos os regimes.

Contudo, o regime de políticas monetárias e fiscal desempenha um papel crítico nesta abordagem ao assumir diferentes posturas para as autoridades monetária e fiscal, que acabará por afetar a determinação das trajetórias de taxa de juros reais, do consumo e da inflação. Estas diferenças estão ilustradas na Figura 13, resultado das simulações de resposta ao impulso de um choque de dois desvios-padrões nas compras do governo, um aumento aproximado de 3% no nível de gastos, condicional a cada um dos três regimes estacionários.

**Figura 13:** Resposta a um choque nos gastos do governo de 2 desvios-padrões (3%).



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Sob uma política monetária ativa e fiscal passiva (AM/PF+), a autoridade monetária responde agressivamente ao aumento da inflação, aumentando a taxa nominal em mais de um por um (linhas tracejadas) relativamente ao nível de preços. Como a Figura 12 indica, a resposta monetária aumenta persistentemente a taxa de juros real e diminui o consumo das

famílias. À medida que o choque sobre os gastos se dissipa, a taxa de juros real cai e o consumo volta ao estado estacionário, ou estado de equilíbrio. Como a inflação permanece relativamente moderada, as receitas de senhoriagem desempenham um pequeno papel no controle da dinâmica da dívida, Figura 14. A política fiscal reage de forma passiva, ampliando os impostos e, conseqüentemente elevando o superávit primário, na medida em que o governo emite dívidas para financiar a elevação dos gastos governamentais. No entanto, as receitas não respondem suficientemente para resultar em uma dívida monotonicamente declinante, portanto, a dívida atinge um pico em aproximadamente 12 períodos após o choque inicial.

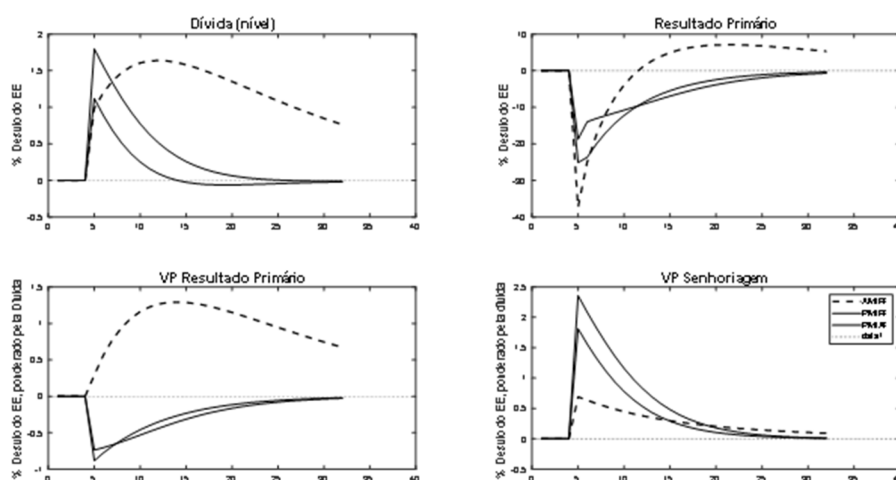
Por sua vez, para as interações de políticas em que a política monetária é passiva (PM/PF+ e PM/PF-), em linhas sólidas, o aumento das compras do governo pressiona a demanda atual e futura, ampliando as expectativas de inflação. Neste contexto de políticas, a autoridade monetária responde fracamente ao aumento da inflação, em uma relação menor que um para um, provocando uma queda da taxa de juros real. A trajetória da taxa de juros real mais baixa diminui o retorno dos títulos, o que estimula o consumo presente das famílias no processo de escolha intertemporal. Neste caso, o aumento das compras do governo acaba por ampliar o produto numa relação superior a um para um, ampliando a produção acima do seu nível potencial, com conseqüente elevação do nível de preços acima do que o verificado no regime AM/PF+.

Para entender melhor a dinâmica da dívida, vale recorrer a condição de equilíbrio intertemporal da dívida, a qual indica que o valor presente dos superávits primários e da senhoriagem deve ser igual ao valor real da dívida do governo, ressaltando que esta condição deve ser válida para qualquer uma das interações de políticas. Desta forma, mantendo tudo constante, exceto os gastos do governo, a condição de equilíbrio (1) implica que um aumento nos gastos, financiado por nova emissão de dívida, reduz o valor presente dos superávits primários e cria um desequilíbrio entre o valor inicial dos passivos e o valor esperado das fontes de receitas do governo, ou seja, as variáveis do lado direito da condição de equilíbrio.

Para restaurar o equilíbrio, vários ajustes podem ocorrer. Primeiro, o valor presente dos impostos pode aumentar exatamente na quantia que os gastos do governo aumentaram, que é o ajuste que ocorre sob um regime ricardiano. Segundo, o valor presente da senhoriagem pode aumentar. Terceiro, o nível atual de preços pode subir, reavaliando os passivos existentes. No cenário de mudança de regime, todos esses ajustes ocorrem e a importância relativa de cada ajuste para restabelecer a condição de equilíbrio (1) depende do processo de interação conjunta das políticas monetária e fiscal.

A Figura 14 decompõe a dinâmica da dívida em mudanças no valor presente dos superávits primários e da senhoriagem, novamente condicionadas ao regime monetário-fiscal. O painel superior esquerdo relata os caminhos para a dívida em diferentes regimes e os dois painéis inferiores relatam as respostas do valor presente dos superávits primários e senhoriagem. As trajetórias para superávits primários e senhoriagem são dadas em termos de mudanças percentuais, que são então ponderadas por sua parcela da dívida.

**Figura 14:** Resposta das variáveis fiscais a um choque nos gastos do governo de 2 d.p (3%).



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Considerando o regime AM/PF+, a elevação da dívida é suportada por um aumento nos superávits primários e na senhoriagem (linhas tracejadas). O aumento dos gastos do governo exerce uma pressão negativa sobre a trajetória de superávit primário, mas o valor presente dos superávits primários aumenta porque a política fiscal passiva aumenta os impostos acima do nível inicial de equilíbrio. Dado que neste regime (AM/PF+) tem-se uma forte reação da autoridade monetária, a taxa de juros real aumenta, então é necessário um aumento grande e persistente dos impostos para aumentar o valor presente da trajetória de superávits.

Por sua vez, em um contexto de política monetária passiva (PM/PF+ e PM/PF-), um choque fiscal amplia a dívida pública, em maior magnitude no regime AM/PF+, uma vez que em um regime de dominância monetária a autoridade fiscal ajustará sua trajetória de superávits primários para fazer frente à sustentabilidade da dívida. Em ambos os casos, o retorno da dívida ao equilíbrio é mais rápida no contexto de uma política monetária passiva, ao permitir saltos na inflação que estabilizam rapidamente a dívida, reduzindo seu valor real.

Comparando os regimes PM/PF+ e PM/PF-, a maior resposta do produto sob a política monetária passiva também impacta positivamente as receitas do governo com impostos, uma vez que a regra de política fiscal responde positivamente ao hiato do produto. Sob o regime PM/PF+, a resposta dos impostos ao hiato é maior do que na PM/PF-, de modo que os impostos aumentam relativamente mais, que por vez, propicia uma redução mais rápida da dívida do que a simulada no regime PM/PF-.

Os valores dos multiplicadores dos gastos do governo sobre o produto e o consumo, condicionado aos regimes de interações fiscais e monetários, estão apresentados na Tabela 17. Os resultados reforçam os achados ilustrados nas funções de impulso-resposta. Verifica-se que no regime onde a política monetária é passiva e a política fiscal é menos passiva (PM/PF-) o multiplicador é maior, seguido do caso PM/PF+. De um modo geral, observa-se que para esses regimes o multiplicador é maior do que a unidade, o que implica que o multiplicador de consumo nesses regimes é positivo, diferentemente do que ocorre com o regime de dominância monetária.

Desta forma, considerando o regime PM/PF-, uma elevação em uma unidade nas despesas do governo amplia o produto em 1,5, após 25 trimestres, o que equivale a um multiplicador de 0,50 no consumo. Por sua vez, estando no regime PM/PF+, o aumento do gasto do governo amplia o produto em 1,28 vezes, gerando um multiplicador de consumo igual a 0,28. Por fim no regime AM/PF+ tem-se que o aumento de uma unidade nesses gastos no longo prazo produz um multiplicador de 0,65 no produto, tendo, portanto, um impacto negativo no consumo privado de -0,35.

**Tabela 17:** Valor presente dos multiplicadores do gasto do Governo (choque de 2 d.p).

<i>Regimes</i>	<i>5 trimestres</i>	<i>10 trimestres</i>	<i>25 trimestres</i>
<i>Multiplicadores sobre o Produto</i>			
AM/PF+	0.641	0.642	0.647
PM/PF+	1.38	1.33	1.28
PM/PF-	1.58	1.54	1.50
<i>Multiplicadores sobre o Consumo</i>			
AM/PF	-0.359	-0.358	-0.353
PM/PF+	0.383	0.331	0.277
PM/PF-	0.577	0.545	0.497

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

Para o caso do impacto sobre o nível geral de preços, tem-se na Tabela 18 uma relação direta entre multiplicador e preços. Neste sentido, o regime PM/PF- é aquele de maior

aumento nos preços, enquanto que, no regime AM/PF+ esse aumento é menor, dado o comportamento contracionista da autoridade monetária.

**Tabela 18:** Mudança de preços acumulada (%).

<i>Regimes</i>	<i>5 trimestres</i>	<i>10 trimestres</i>	<i>25 trimestres</i>
AM/PF+	0.29171	0.48306	0.76851
PM/PF+	1.5229	2.1176	2.4276
PM/PF-	1.9316	2.7445	3.1964

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

#### 4.5 CONCLUSÕES

Da discussão dos resultados para a estimação das regras de políticas monetária e fiscal, nos parece que o modelo estimado se ajusta aos fatos macroeconômicos ocorridos desde a implantação do sistema e metas de inflação no Brasil em 1999.

Desde o ano 2000, verificou-se que a economia brasileira alternou continuamente por oito regimes distintos, quais sejam: i) AM/PF+ (2000:T1-2002:T3); ii) PM/PF- (2002:T4-2003:T3); iii) AM/PF- (2003:T4-2005:T2); iv) AM/PF+ (2005:T3-2007:T4); v) PM/PF+ (2008:T1-2014:T3); vi) PM/PF- (2014:T4-2016:T4); vii) AM/PF- (2017:T1-2017:T4); e viii) PM/PF- (2018:T1-2019:T4). Neste sentido, a colocação de Davig e Leeper (2006) que talvez a suposição menos plausível seja assumir que o regime político seja fixo nos parece muito razoável. A alternância de regimes nos parece fazer parte da evolução do jogo, que, como Davig, Leeper e Chung (2004) mostram, existe um equilíbrio limitado único, em que a teoria fiscal está sempre em funcionamento.

Do ponto de vista da política monetária, chama atenção a crise da transição de governo de 2002-2003, em que a probabilidade estimada da política monetária ter sido passiva aproximava-se de 100%, em um contexto de um círculo vicioso de juros, câmbio, risco e inflação, como observado por Blanchard (2004). Naquele contexto, a continuidade da adoção de regime que aproximava a uma dominância fiscal, por nós classificado como PM/PF- a partir de 2003, ou mesmo PM/PF+, poderia ter resultados perigosamente contraproducentes. Observando as funções de resposta ao impulso e os multiplicadores aqui apresentados, a manutenção do regime PM/PF- poderia agravar o processo de escalada da inflação. A adoção de uma agenda ativa para a política monetária a partir de 2003, ao mesmo tempo em que foram estabelecidos controles fiscais visando a sustentabilidade da dívida

propiciaram uma alternância para o regime de dominância monetária, com reflexos sobre o controle da inflação. Vale recordar também que naquele momento, conforme observado no primeiro ensaio, começava o período de elevação dos preços das commodities.

Do ponto de vista da política fiscal, chama atenção a prevalência do regime passivo, ainda que graduações que beiravam à política ativa como já mencionado. Contudo, comparando a evolução da DLGC, Figura 9, com a curva de probabilidades dos regimes da política fiscal, Figura 11, percebe-se que o período classificado como PF+ situa-se sobre o longo período de queda da DLGC, entre 2005 e 2014. Ao passo, que recentemente, a partir de 2014, período de forte crescimento da dívida, sobrepõe-se ao período em que a política fiscal passou a passiva menos (PF-).

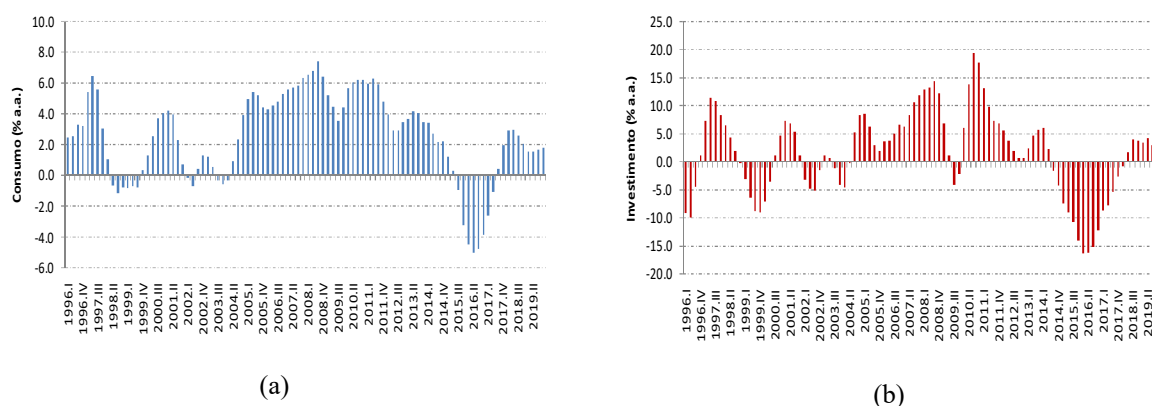
A partir da crise financeira de 2008, aparece um ponto de inflexão na política monetária, imbuídos de um sentimento de enfrentamento a crise que à época se estabelecia, medidas expansionistas sobre a liquidez da economia acabaram por configurar uma política monetária passiva (PM). Contudo, a despeito do ano atípico de 2009, as ações de política econômica implementadas no Brasil obtiveram êxito, o que se reflete na taxa de crescimento do PIB de 2010 que foi de 7,5% a.a. E desta forma, sob a sensibilidade da gestão fiscal, as receitas continuavam em ritmo crescente com uma continuada queda no indicador da dívida, configurando o regime de PF+ até 2014:T3.

A despeito da marcação estimada para a inflexão da política fiscal em 2014:T3, faz-se relevante ressaltar que muitas das medidas econômicas no campo fiscal foram formuladas com o objetivo de não se gerar impactos a dívida líquida e, portanto, nossas estimativas desconsideram ao trabalhar com o indicador da DLGC. Adicionado a algumas medidas de elevação atípica da receita, poderia ser provável que este ponto de inflexão tenha ocorrido um pouco antes.

Seja como for, a partir de 2011, as receitas do governo já entram em nova trajetória de queda, ainda que um amplo conjunto de programas voltados ao estímulo da economia, tais como as obras do PAC, PSI e MCMV. Tendo em conta o regime PM/PF+ e os multiplicadores aqui estimados, que consideram todas as despesas do governo como consumo e, portanto, tendem a ser subestimados ao não separar os efeitos do investimento sobre a produtividade das firmas, tenderíamos a esperar que uma elevação da despesa pública teria efeito multiplicador sobre o produto e positivo sobre o consumo. Ainda que com algum reflexo negativo sobre a inflação. Curiosamente, os efeitos sobre o produto não foram verificados, ao passo que os reflexos sobre a inflação se materializaram e a inflação começou paulatinamente a subir.

Observando as Figura 2, do primeiro ensaio, podemos perceber que a FBCF teve seu ponto de inflexão em 2011:T2, acentuando a queda a partir de 2014:T2. Por sua vez, observando a Figura 5, do segundo ensaio, notamos que a indústria entra num ritmo acentuado de *profit squeeze*. Ainda, observando a Figura 8, deste ensaio, observamos que entre 2010 e 2015, a economia estava crescendo acima de sua trajetória de longo prazo. A leitura conjunta dessas informações nos remete que a dinâmica do investimento no Brasil está fortemente associada a uma dinâmica da economia mundial e que a leitura dos multiplicadores aqui descritos deve ser realizada com muito cuidado, uma vez que consideram uma economia fechada. Por sua vez, a manutenção da atividade acima de seu produto potencial, naquele período, confirma os efeitos positivos dos gastos públicos sobre o consumo, Figura 15.

**Figura 15:** Contribuições da demanda para o PIB: consumo das famílias e investimento.



Fonte: Contas Nacionais Trimestrais (IBGE), acumulado dos últimos 12 meses.

A inflexão da política fiscal em 2014:T3, e o retorno da discussão sobre a dominância fiscal no Brasil, fizeram-se mais fortes diante do retorno do processo inflacionário o que acabou por pressionar a mudança da política monetária em 2016:T4. A política monetária mais austera, voltando a um regime de dominância monetária, acabou por recolocar a inflação dentro das metas.

Por fim, conforme pode ser observado na Figura 10, já a partir de 2018, nosso modelo aponta para uma nova reversão para a política monetária, que se alinha ao ciclo de quedas de taxas de juros sem precedentes na série histórica, com quedas expressivas nas taxas de juros reais. Neste momento, sobre os desdobramentos mais recentes da atual crise brasileira, caberia a pergunta se não estaríamos novamente nos aproximando a um regime de

dominância fiscal? Mais uma vez o contexto externo parece que vai definir a evolução da economia no Brasil.

Dado o objetivo inicial do presente ensaio podemos concluir que a dinâmica das interações entre as políticas monetária e fiscal estiveram envolvidas com os desequilíbrios macroeconômicos ocorridos no período, especialmente para aqueles períodos em que se observou o regime PM/PF-, aproximando-se de um regime de dominância fiscal, com retorno a uma trajetória ascendente da inflação. Contudo, a alternância para uma postura de dominância monetária acabou por recolocar a trajetória da inflação sob o controle. Desta forma, sob o ponto de vista de coordenação entre as políticas monetária e fiscal não parece haver motivo para tamanha queda no investimento e crescimento da economia, sendo mais crível creditar a recente crise a fatores externos e às características do setor produtivo nacional, os quais impactaram fortemente a dinâmica da economia brasileira.



## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho, *Commodities, Investimento e Coordenação Macroeconômica: Evidências Empíricas para o Brasil no período 1996-2019*, avançou em cada um dos temas sugeridos no título, procurando trazer uma reflexão sobre a recente evolução da economia brasileira. Entender ou explicar os problemas da economia brasileira integralmente não é tarefa plausível de ser realizada, contudo, tivemos a pretensão de contribuir com o debate.

Neste sentido, conforme resultados observados para o primeiro ensaio, a dinâmica do investimento privado é afetada positivamente pelos preços internacionais de commodities, negativamente pelo câmbio e possui um efeito *crowding in* com o investimento público. Abrindo em maiores detalhes esta dinâmica, discutiu-se que um choque sobre os preços internacionais atua como um choque de renda que aumenta a demanda de consumo por bens domésticos, aumentando seu preço relativo e apreciando a moeda. O aumento da absorção via consumo acaba por criar incentivos para o setor de bens de investimento, incentivando positivamente a demanda e o preço dos bens de capital. Dado que os bens domésticos ficam relativamente mais caros, suas exportações caem, ampliando a participação das commodities na economia. Como apontado, esta configuração cria um comportamento de consumo e investimento pró-cíclicos e voláteis.

Frente a esta evidência, uma recomendação que surge desta pesquisa é que se a política fiscal fosse conduzida com uma regra fiscal contracíclica, isso poderia ajudar a reduzir os choques de commodities. Por outro lado, na ausência de uma regra fiscal ou na existência de regras pró-cíclicas, os governos podem ampliar os efeitos do ciclo de negócios advindos dos choques dos termos de troca. Desta forma, reformas econômicas no sentido de construir mecanismos amortecedores dos ciclos e que auxiliem o crescimento do PIB potencial poderiam ser extremantes úteis a países como Brasil, minimizando a ocorrência dos “voos de galinha” associados à dinâmica de expansão e recessão advindos dos ciclos de commodities.

Com relação ao investimento industrial, o segundo ensaio apresentou um exercício de consolidação das bases da PIA-EMPRESA, consolidando os dois sub-períodos disponíveis em um painel temporal com 111 setores e 22 anos, entre 1996-2017. A partir da construção de indicadores para o estoque de capital e a lucratividade foi possível obter uma visão para o comportamento médio dos setores, como também possibilitou a estimação de painéis dinâmicos para a estimação das funções de produção autônoma de investimento.

Em linha com a literatura observou-se que a lucratividade é de fato um determinante do investimento e que, com relação aos seus componentes, o *profit share* não se mostrou significativo para explicar o investimento, cabendo à utilização da capacidade instalada, a razão capacidade produto e a produtividade do capital a tarefa de explicar o comportamento do investimento industrial no período.

O grande ciclo de expansão e compressão das margens de lucros em um formato similar à curva dos preços das commodities, acabou por influenciar a proposição de um possível mecanismo de transmissão que explica o comportamento da lucratividade industrial a partir do comportamento das commodities. Neste caso, uma elevação da renda decorrente de uma elevação nos preços das commodities acaba por estimular a demanda interna. Se considerarmos que uma parte considerável do setor industrial, em termos de percentual do VA gerado, está em setores com forte poder de concentração de mercado, podemos supor que este aumento da demanda acaba por reverberar em aumento de margens, com algum aumento no componente utilização da capacidade instalada, mas principalmente na relação capacidade-capital ou na produtividade do capital.

Do ponto de vista da dinâmica da lucratividade e o investimento, entende-se que uma elevação das taxas de lucros permite a ampliação do investimento, que por consequência acelera a atividade econômica. Por outro lado, a economia se aproximando do pleno emprego, força uma elevação dos salários reais. Enquanto o crescimento do produto é maior do que o crescimento da produtividade do trabalho, o emprego aumenta, fortalecendo a posição de barganha dos trabalhadores, elevando os salários reais e diminuindo a participação nos lucros. A partir do momento que o crescimento real dos salários supera o crescimento da produtividade do trabalho, há uma redução da lucratividade e do investimento.

A observância desta dinâmica, adicionado ao declínio dos preços das commodities provocou uma redução da lucratividade tanto pela diminuição da produtividade do capital quanto pela diminuição da participação dos lucros - entre 2011 e 2016, a participação nos lucros perdeu cerca de cinco pontos percentuais. Desta forma, a configuração do setor industrial em um contexto de um país exportador de commodities parece ter contribuído para a ocorrência do *profit squeeze*, entre 2013 e 2016, coincidindo com o início da recente crise brasileira. Não surpreendentemente, desde 2016 percebe-se uma elevação na lucratividade conjuntamente ao estabelecimento de uma agenda de reformas econômicas que vão ao sentido de ampliar a lucratividade por meio de redução dos encargos trabalhistas.

O terceiro ensaio procura trazer uma luz sobre um posicionamento recorrente<sup>27</sup> em nossa economia, no qual a falta de coordenação entre as políticas monetária e fiscal seria responsável por frequentes desequilíbrios macroeconômicos no Brasil. Neste caso, a partir de uma abordagem Novo-Keynesiana, iniciou-se com a identificação dos regimes a partir do ano 2000, verificando ser uma prática a alternância de regimes, com prevalência para a dominância monetária.

Por sua vez, em um contexto de alternância de regimes é possível obter diferentes multiplicadores a depender da orientação da autoridade monetária e fiscal. Neste caso, para os regimes em que a política monetária é passiva, os efeitos multiplicadores sobre o produto variam entre 1,3% a 1,5% e sobre o consumo entre 0,50% e 0,30%, mas com efeitos sobre a inflação variando entre 2,4% a 3,2%. Por sua vez, para os regimes em que a política monetária é ativa, os efeitos sobre o produto são de 0,65%, com efeitos negativos sobre o consumo em -0,35% e impactos sobre a inflação em 0,8%. Desta forma, em momentos em que a autoridade monetária reage fortemente à elevação da inflação, estímulos fiscais acabam por reduzir o consumo.

Da leitura das alternâncias de regimes e a ocorrência de desequilíbrios macroeconômicos, ressaltam-se aqueles períodos em que se observou o regime PM/PF-, que segundo nossa classificação se aproximaria a um regime de dominância fiscal. Nesses períodos, de fato observou-se um repique inflacionário, contudo, a adoção de uma postura ativa pela autoridade monetária no período subsequente mostrou-se eficiente para conter a inflação. Ainda, após a crise financeira internacional de 2008, a adoção de políticas fiscais expansionistas foi acompanhada de uma política monetária passiva, o que sob o ponto de vista dos multiplicadores aqui apresentados estaria dentro de uma boa coordenação de política monetária e fiscal. Desta forma, sob o ponto de vista da coordenação macroeconômica, não parece haver razoável motivo para tamanha queda do investimento e do crescimento da economia, como já apresentado, parece que outros fatores foram preponderantes neste ponto.

Por fim, um desafio aos formuladores de política seria conciliar a coordenação macroeconômica atual com uma regra de política fiscal, de caráter contra cíclico, mais adequada às características do país.

---

<sup>27</sup> Como exemplo Nunes e Portugal (2009).

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS – ENSAIO 1

- ALLEN, M.; ROSENBERG, C.; KELLER, C.; SETSER, B. E ROUBINI, A. A Balance Sheet Approach to Financial Crisis. **IMF Working Paper**, 2010.
- ALEXEEV, M.; CONRAD, R. The elusive curse of oil. **The Review of Economics and Statistics**, 91(3), p. 586-598, 2009.
- ALSWEILEM, K., AND RIETVELD, M. Sovereign Wealth Funds in Resource Economies: Institutional and Fiscal Foundations. **Columbia University Press**, 2017.
- BLANCHARD, O.J.; GALI, J. The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s? **National Bureau of Economic Research**, 2007.
- BODART, V.; CANDELON, B.; CARPANTIER, J.F. Real exchanges rates in commodity producing countries: A reappraisal. **Journal of International Money and Finance**, 31(6), p. 1482-1502, 2012.
- BREITUNG, J.; BRÜGGEMANN, R.; LÜTKEPOHL, H. Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses. In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. Applied Time Series Econometrics. **Cambridge University Press**, p. 159-196, 2004.
- BRESSER-PEREIRA, L.C. Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach. **Revista de Economia Política**, 28(1), p. 47-71, 2008.
- BRESSER-PEREIRA, L.C. Globalization and Competition. **Cambridge: Cambridge University Press**, 2010.
- BRUNNSCHWEILER, C.N.; BULTE, E.H. The resource curse revisited and revised: A tale of paradoxes and red herrings. **Journal of Environmental Economics and Management**, 55(3), p. 248-264, 2008.
- CAMACHO, M.; PEREZ-QUIROS, G. Commodity Prices and the Business Cycle in Latin America: Living and Dying by Commodities? **Emerging Markets Finance and Trade**, 50, p. 110–137, 2014. <https://doi.org/10.2753/REE1540-496X500207>.
- CARVALHO, L.; RIBEIRO, F. Metodologia de cálculo do indicador mensal para a formação bruta de capital fixo. **Texto Para Discussão [no prelo]**. Rio de Janeiro: IPEA, 2014.
- CASHIN, P.; CÉSPÉDES, L.F., & SAHAY, R. Commodity currencies and the real exchange rate. **Journal of Development Economics**, 75(1), p. 239-268, 2004.
- CAVALCANTI, T.; MOHADDES, K.; RAISSI, M. Commodity Price Volatility and the Sources of Growth. **Journal of Applied Econometrics**, 2014. <https://doi.org/10.1002/jae.2407>.
- CHEN, Y.C.; ROGOFF, K. Commodity currencies. **Journal of International Economics**, 60(1), p. 133-160, 2003.

COLLIER, P., & GODERIS, B. Commodity prices and growth: An empirical investigation. **European Economic Review**, 56(6), p. 1241–1260, 2012.

COSTA, F.; GARRED, J.; PESSOA, J.P. Winners and losers from a commodities-for-manufactures trade boom. **Journal of International Economics**, 102, p. 50-69, 2016.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, 49(4), p. 1057-1072, 1981.

DOS SANTOS, C.H; ORAIR, R; GOBETTI, S; FERREIRA, A; ROCHA, W; SILVA, H; BRITTO, J.M. Estimativas Mensais da Formação Bruta de Capital Fixo Pública no Brasil 2002-2010. **Economia Aplicada**, v.16, n. 3, 2012, p. 445-473, 2012.

DOS SANTOS, C.H.M.; MODENESI, A.M.; SQUEFF, G.; VASCONCELOS, L.; MORA, M.; FERNANDES, T.; MORAES, T; SUMMA, I.; BRAGA, J. Revisitando a dinâmica trimestral do investimento no Brasil: 1996-2012. **Revista de Economia Política** (Online), v. 36, p. 190-213, 2016. <https://doi.org/10.1590/0101-31572016v36n01a11>.

EYZAGUIRRE, N.; CLEMENTS, B., AND CANALES-KRIJENKO, J. Latin America: When is Fiscal Stimulus Right?. **Finance and Development** (June), IMF, 2009.

FACHINELLI, A.S. Cointegração e Correção de Erro para a Formação Bruta de Capital Fixo no Brasil Pós-Plano Real. **Revista Economia & Tecnologia (RET)**. Volume 10, Número 1, p. 31-44, 2014.

FERNÁNDEZ, A.; GONZÁLEZ, A.; RODRIGUEZ, D. Sharing a ride on the commodities roller coaster: Common factors in business cycles of emerging economies. **Journal of International Economics**, 111, p. 99–121, 2018.

FFRENCH-DAVIS, R. Latin America: The Structural Fiscal Balance Policy in Chile: A Move Toward Counter-Cyclical Macroeconomics. **Journal of Globalization and Development**, vol. 1: Issue 1, Article 14, 2010. DOI: 10.2202/1948-1837.1051

FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. World Economic Outlook: Adjusting to Lower Commodity Prices. Washington (October 2015). ISBN 978-1-51352-073-5, 2015.

FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. World Economic Outlook: Subdued Demand: Symptoms and Remedies. Washington, October 2016.

FMI - FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. Regional Economic Outlook. Western Hemisphere: tale of two adjustments. Washington (Apr. 2017). ISBN 978-1-47557-522-4, 2017.

FORNERO, J.A.; KIRCHNER, M.; YANY, A. Terms of trade shocks and investment in commodity-exporting economies. **Banco Central de Chile**, 2016. [online] Available at: <http://si2.bcentral.cl/public/pdf/documentos-trabajo/pdf/dtbc773.pdf> [Accessed 31 Mar. 2019].

GRUSS, B. After the boom—commodity prices and economic growth in Latin America and the Caribbean. **International Monetary Fund**. WP/14/154, 2014.

GUTIÉRREZ, M., AND REVILLA, J.E. Building Countercyclical Fiscal Policies In Latin America: The International Experience. Policy Research Working Paper. **The World Bank.**, 2010.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica** 59, p. 1551–1581, 1991.

KILIAN, L. Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. **American Economic Review**, 99, p. 1053–69, 2009.

KRUGMAN, P. Balance Sheets, the Transfer Problem, and Financial Crises. **International Tax and Public Finance**, 6, p. 459-472, 1999.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.; SCHMIDT, P., & SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, 54(1-3), p. 159-178, 1992.

LEDERMAN, D.; MALONEY, W.F. Natural Resources: Neither Curse Nor Destiny. **Stanford University Press**, Palo Alto, CA, 2006.

MAGUD, N.; SOSA, S. Investment in Emerging Markets We Are Not in Kansas Anymore...Or Are We? **IMF Working Paper**. WP/15/77, 2015.

OCAMPO, J.A. Macroeconomy for development: countercyclical policies and production sector transformation. **Cepal Review**, n° 104, Santiago de Chile (August), 2011.

OCAMPO, J.A. Macroeconomía para el desarrollo: políticas anticíclicas y transformación productiva in Reflexiones sobre el Desarrollo en América Latina y Caribe: Conferencias Magistrales 2011 – 2012 by BÁRCENA et al. (ed.). **Cepal**, Naciones Unidas. Santiago de Chile, 2013.

PFAFF, B. VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars. **Journal of Statistical Software**, 27(4), 2008. URL <http://www.jstatsoft.org/v27/i04/>.

RADETZKI, M.; EGGERT, R.G.; LAGOS, G.; LIMA, M.; TILTON, J.E. The boom in mineral markets: How long might it last? **Resources Policy**, 33(3), p. 125-128, 2008.

SALA-I-MARTIN, X.; SUBRAMANIAN, A. Addressing the Natural Resource Curse: An Illustration from Nigeria. **Journal of African Economies**, 22(4), p. 570–615, 2012.

SACHS, J.D., & WARNER, A. Natural Resource Abundance and Economic Growth. National Bureau of Economic Research. **Working Paper** n. 5398. (1995, revised 1997, 1999). Available at: <http://www.nber.org/papers/w5398>.

SACHS, J.D., & WARNER, A.M. The curse of natural resources. **European Economic Review**, 45(4-6), 827–838, 2001.

STARITZ, C. Financial markets and the commodity price boom: Causes and implications for developing countries. **Working Paper** No. 30, Austrian Foundation for Development Research (ÖFSE), 2012.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS – ENSAIO 2

- ALVES, P.F.; SILVA, M.A. Estimativa do estoque de capital das empresas industriais brasileiras. Brasília: **Ipea**, Texto para Discussão, nº 1.325, 2008.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: montecarlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, vol. 58, no. 2, p. 277–297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error- Components Models. **Journal of Econometrics**, vol. 68, no. 1, p. 29–52, 1995.
- BASU, D.; DAS, D. Profitability and Investment: evidence from India’s organized manufacturing sector. **Metroeconomica**, Vol. 68 (1), p.47-90, 2017.
- BASU, D.; VASUDEVAN, R. Technology, distribution and the rate of profit: understanding the current crisis. **Cambridge Journal of Economics**, 37 (1), p. 57–89, 2013.
- BARBOSA-Filho, N., TAYLOR, L. Distributive and demand cycles in the US economy: a structuralist Goodwin model. **Metroeconomica**, Vol. 57 (3), p.389-411, 2006.
- BHADURI, A.; MARGLIN, S. Unemployment and the real wage: the economic basis of contesting political ideologies. **Cambridge Journal of Economics**, Vol. 14 (4), p.375-393, 1990.
- BLECKER, R.A. Demand, distribution and growth in neo-Kaleckian macro models, in SETTERFIELD, M. (ed.): **The Economics of Demand-Led Growth: Challenging the Supply-Side Vision of the Long Run**, Edgar Elgar, Cheltenham, 2002.
- BLECKER, R.A. \_Open economy models of distribution and growth\_, in Hein, E., Stockhammer,E. (eds): **A Modern Guide to Keynesian Macroeconomics and Economic Policies**,Edgar Elgar, Cheltenham, 2010.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, vol. 87, p. 115–143, 1998.
- CASELLI, F. Accounting for Cross-Country Income Differences. In:AGHION, P.; DURLAUF, S. (Eds.). **Handbook of Economic Growth**. p. 679-742.Amsterdam: North-Holland, 2005.
- FERNÁNDEZ, A., GONZÁLEZ, A., AND RODRIGUEZ, D. Sharing a ride on the commodities roller coaster: Common factors in business cycles of emerging economies. **Journal of International Economics**, 111, p. 99–121, 2018.
- FERREIRA, P. et al. The effects of external and internal strikes on total factor productivity. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, 2008. Disponível em: <<http://goo.gl/TpaScG>>.ECLAC (2012). Structural Change for Equality: an integrated approach to development. Santiago: United Nations.

FOLEY, D.K; MICHL, T. AND TAVANI, D. **Growth and distribution**. Harvard University Press, 2019.

FOLEY, D. K., MICHL, T. R. **Growth and distribution**, Harvard University Press, Cambridge, MA, 1999.

FORNERO, J.A., KIRCHNER, M., AND YANY, A. Terms of trade shocks and investment in commodity-exporting economies. **Banco Central de Chile**, 2016. [online] Available at: <http://si2.bcentral.cl/public/pdf/documentos-trabajo/pdf/dtbc773.pdf> [Accessed 31 Mar, 2019].

GODLEY, W.; LAVOIE, M. Monetary economics: an integrated approach to credit, money, income, production and wealth. 1<sup>a</sup>. New York: Palgrave Macmillan, 2007.

GOODWIN, R. A growth cycle. In: FEINSTEIN, C. H. (ed.). **Socialism, Capitalism and Economic Growth: essays presented to Maurice Dobb**. Cambridge: Cambridge University Press, pp. 54–58, 1967.

GRUSS, B. After the boom—commodity prices and economic growth in Latin America and the Caribbean. **International Monetary Fund**. WP/14/154, 2014.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E.C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**. 29 (1): 1–16. [JSTOR 2953682](https://www.jstor.org/stable/2953682), 1997.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. World Economic Outlook: Adjusting to Lower Commodity Prices. Washington (October 2015). ISBN 978-1-51352-073-5.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Industrial Anual. Série Relatórios Metodológicos – **IBGE**, v. 26, n. 1, 2004. ISBN 85-240-3729-6, 2004.

KEYNES, J. M. The General Theory of Employment, Interest and Money. **Harcourt, Brace & World, Inc.**, New York, (1936 [1964]).

KURZ, H.D. Technical change, growth and distribution: a steady state approach to unsteady growth, in: Kurz, H.D., **Capital, Distribution and Effective Demand: Studies in the Classical Approach to Economic Theory**, Cambridge, UK: Polity Press, 210–239, 1990.

LAVOIE, M. Post-Keynesian Economics: new foundations. Cheltenham: Edward Elgar. 2014.

LAVOIE, M. The origins and evolution of the debate on wage-led and profit-led regimes. **European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention**, Vol. 14 (2), pp. 200–221, 2017.

LIMA, G.T. Profit sharing, capacity utilization and growth in a post-Keynesian macromodel. in SETTERFIELD, M. (ed.): **Handbook of Alternative Theories of Economic Growth**. Edward Elgar Cheltenham, UK, 2010.

MAGUD, N.; SOSA, S. (2015) Investment in Emerging Markets We Are Not in Kansas Anymore... Or Are We? IMF Working Paper. WP/15/77.



MARQUETTI, A.; MALDONADO FILHO, E.; LAUTERT, V. The profit rate in Brazil, 1953-2003. **Review of Radical Political Economics**, Vol. 42 (4), pp. 485-504, 2010.

MARTINS, K.M.; RUGITSKY, F. The long expansion and the profit squeeze: output and profit cycles in Brazil (1996-2016). In: **47° Encontro Nacional de Economia**. Anpec, Dezembro, São Paulo, 2019. Disponível em: <https://en.anpec.org.br/index.php#articles>

PESARAN, M.H. Time series and panel data econometrics. Oxford: **Oxford University Press**, 2015.

PÉREZ CALDENTEY, E.; TITELMAN, D. Macroeconomics for development in Latin America and the Caribbean: some new considerations on countercyclicality. **International Journal of Political Economy**, Vol. 43 (1), pp. 65-91, 2014.

PÉREZ CALDENTEY, E.; TITELMAN, D.; CARVALLO, P. Weak expansions: a distinctive feature of the business cycle in Latin America and the Caribbean. **World Economic Review**, n. 3, pp. 69-89, 2014.

RIBEIRO, R.S.M.; McCOMBIE, J.S.L. AND LIMA, G.T Does Real Exchange Rate Undervaluation Really Promote Economic Growth?.**Structural Change and Economic Dynamics**, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2019.02.005>.

ROBINSON, J. Essays in the Theory of Economic Growth. St. Martin\_s Press Inc., NewYork, 1962.

ROODMAN, D. How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in Stata. **The Stata Journal**, vol. 9, no. 1, p. 86–136, 2009.

SETTERFIELD, M. Wage versus Profit-Led Growth after 25 Years: An Introduction. **Review of Keynesian Economics**, 4(4):367–372, Winter, 2016.

SKOTT, P. Growth, instability and cycles: Harrodian and Kaleckian models of accumulation and income distribution. in SETTERFIELD, M. (ed.): **Handbook of Alternative Theories of Economic Growth**.Edward Elgar Cheltenham, UK, 2010.

SOUZA, E.C; PINTO, L.B.T. Investimento Direto Estrangeiro e Produtividade nos setores da Indústria Brasileira. **Pesquisa e PlanejamentoEconômico – PPEppe**. v. 45 (n. 1), 2015.

SOUZA JÚNIOR, J.R. Indicadores IPEA trimestrais de estoque de capital e de investimento líquido. **IPEA Carta de Conjuntura**, 2017.

TAYLOR, L. Reconstructing Macroeconomics: Structuralist Proposals and Critiques of the Mainstream. **Harvard University Press**, Cambridge, MA, 2004.

WEISSKOPF, T. Marxian crisis theory and the rate of profit in the postwar U.S. economy. **Cambridge Journal of Economics**, Vol. 3 (4), pp. 341–78, 1979.

WINDMEIJER, F. \_A finite sample correction for the variance of linear efficient two-stepGMM estimators\_, **Journal of Econometrics**, 126, pp. 25–51, 2005.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS – ENSAIO 3

AFONSO, A.; PETER, C. AND RICARDO, M.S. Fiscal regime shifts in Portugal. **Portuguese Economic Journal**, 10, 83-108, 2011.

ALVES, C.R.d.A.; MOURA, G.V. Interação entre política fiscal e política monetária no período pós-metas de inflação. **Encontro Nacional de Economia** (46.: 2018, aceito para apresentação 11-14 dez.: Rio de Janeiro, RJ). Anais. Rio de Janeiro: ANPEC, 2018., 2018.

ARANTES, F.; LOPREATO, F. O novo consenso em macroeconomia no brasil: A política fiscal do plano real ao segundo governo lula. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 21, n. 3, 57, 2017.

BCB, 2009 -Perspectivas Econômicas para o Brasil no Pós-Crise. Apresentação realizada pelo Presidente do Banco Central em setembro de 2009. Encontrada em: <https://www.bcb.gov.br/pec/appron/Apres/ApresMeirellesBanco%20Hoje%2021%2009%20009.pdf>

BARBOSA, F.H.;SOARES, J.J.S. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. In: encontro da ANPEC, 2006.

BARRO, R.J. The ricardian approach to budget deficits. **Journal of Economic Perspectives**, v. 3, n. 2, p. 37–54, 1989.

BARROS, M.J.C. AND LIMA, E.C.R. Estímulos fiscais e a interação entre as políticas monetária e fiscal no brasil. **ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia**, 2014.

BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: lessonsfrom Brazil. [S.l.], 56, 2004.

CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. In **Journal of Monetary Economics**, number 12, pages 383–398, 1983.

CARVALHO, F.A.; VALLI, M. An estimated SDGE model with government investment and primary surplus rule: The Brazilian case. **Encontro Brasileiro de Econometria**, n. 32, Salvador-BA, SBE, 2010.

CEVIK, E.I.; DIBOGLU, S.; KUTAN, A.M. Monetary and Fiscal Policy Interactions: EvidenceFrom Emerging European Economies, **Journal of Comparative Economics**, 2014.doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jce.2014.05.001>

COCHRANE, J.H. A frictionless view of us inflation. **NBER macroeconomics annual**, MIT Press, v. 13, p. 323–384, 1999.

COCHRANE, J.H. Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 69, n. 1, p. 69–116, 2001.

COLEMAN, II, W.J. Equilibrium in a Production Economy with an Income Tax. **Econometrica** 59(4): 1091-1104, 1991.

DAVIES, R.B. Hypothesis testing when the nuisance parameter is present only under the alternative. **Biometrika**, 74, 33-43, 1987.

DAVIG, T. *et al.* Fluctuating macro policies and the fiscal theory [with comments and discussion]. **NBER macroeconomics annual**, MIT Press, v. 21, p. 247–315, 2006.

DAVIG, T.; LEEPER, E.M. Generalizing the Taylor principle. **American Economic Review**, 97 (3), 607–635., 2007.

DAVIG, T. AND LEEPER, E.M. Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus. **European Economic Review**, 55(2):211–227, 2011.

DAVIG, T.; LEEPER, E.M. AND CHUNG, H. Monetary and Fiscal Policy Switching. **Journal of Money, Credit and Banking**, forthcoming. NBER Working Paper no. 10362. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2004.

DEMPSTER, A.P.; LAIRD, N.M. AND RUBIN, D.B. Maximum likelihood estimation from incomplete data via the EM algorithm. **Journal of the Royal Statistical Society**, 39, Series B, 1–38, 1977.

DIXIT, A.K. AND STIGLITZ, J.E. Monopolistic competition and optimum product diversity. In **American Economic Review**, volume 67, pages 297–308, 1977.

DOI, T.; TAKERO, H. AND TATSUYOSHI, O. Japanese government debt and sustainability of fiscal policy, **NBER Working Paper Series**, 2012. <http://www.nber.org/papers/w17305>

FAVERO, C.A. AND GIAVAZZI, F. Inflation targeting and debt: Lessons from Brazil. **National Bureau of Economic Research**, pages 1–5, 2004.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. World Economic Outlook: Crisis and Recovery Washington (April 2009). ISBN 978-1-58906-806-3, 2015.

FRASCAROLI, B.F. AND PAES N.L. A Monetary Policy Approach of the Brazilian Case with Frictions on Prices and Wages. **Espacios**, 38 (18): 18, 2017. <http://www.revistaespacios.com/a17v38n18/a17v38n18p18.pdf>.

FRASCAROLI, B.F.; OLIVEIRA, J.d.C.T.d.; ALMEIDA, M.A.G.de. Public debt, economic policy coordination and their effectiveness: lessons from the EMU and Brazil. **Journal of Economic Policy Reform**, p. 1-17, 2019

HAMILTON, J.D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 357–384, 8, 33, 40, 42, 1989.

HAMILTON, J.D. Analysis of time series subject to changes in regime. **Journal of Econometrics**, 45(1–2):39–70, 1990.

HODRICK, R.J. AND PRESCOTT, E.C. Post-war US business cycles: an empirical investigation. In **Journal of Money, Credit and Banking**, volume 29, pages 1–16, 1997.

KROLZIG, H.M. Markov Switching Vector Autoregressions. **Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis**. Berlin: Springer, 1997.

LEEPER, E.M. Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. **Journal of Monetary Economics**, 27(1):129–147, 1991.

LEEPER, E.M.; LEITH, C. Understanding inflation as a joint monetary–fiscal phenomenon. **Handbook of Macroeconomics**, Elsevier, v. 2, p. 2305–2415, 2016.

Lei Complementar nº 101, de 04 de maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/LCP/Lcp101.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/LCP/Lcp101.htm)>. Acesso em: 8 de abril de 2017.

Lei nº 12.527, de 18 de novembro de 2011 (2011). Regula o acesso a informações de instituições públicas no Brasil. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2011-2014/2011/lei/112527.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2011/lei/112527.htm)>. Acesso em: 20 de março de 2017.

Lei nº 12.850, de 2 de agosto de 2013. Define organização criminosa e dispõe sobre a investigação criminal, os meios de obtenção da prova, infrações penais correlatas e o procedimento criminal. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2011-2014/2013/lei/112850.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2013/lei/112850.htm)>. Acesso em: 25 de março de 2017.

LOYO, E. Tight money paradox on the loose: A fiscalist hyperinflation. **Technical report, JFK School of Government**, Harvard University, mimeo, 1999.

MANKIWI, N.G. The savers-spenders theory of fiscal policy. **American Economic Review**, v. 90, n. 2, p. 120-125, 2000.

MINISTÉRIO DA FAZENDA - BRASIL: Superando a Crise. Apresentação realizada pelo Ministro da Fazenda em setembro de 2009. Encontrada em: <https://www.fazenda.gov.br/centrais-de-conteudos/apresentacoes/arquivos/2009/p150909.pdf9>

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the effects of fiscal policy shocks? **Journal of Applied Econometrics**, 24 (6), 960–992, 2009.

MOURA, G.V. Multiplicadores Fiscais e Investimento em Infraestrutura. **Revista Brasileira de Economia**, 69 (1), p. 75-104, ISSN: 0034-7140. DOI 10.5935/0034-7140.20150004.

MOREIRA, T.B.S.; SOUZA, G.S.; ALMEIDA, C.L. Fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies: **The Brazilian case**. 2007.

NUNES, A. AND PORTUGAL, M. Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: uma análise para o Brasil pós-metas de inflação. **Encontro De Economia da ANPEC**, 37, 2009.

ORNELLAS, R.; PORTUGAL, M.S. Fiscal and monetary interaction in Brazil. XXXIII Encontro Brasileiro de Econometria, **Sociedade Brasileira de Econometria**, p. 323–384, 2011.

RESENDE, A.L. Juros, moeda e ortodoxia: Teorias monetárias e controvérsias políticas. [S.l.]: **Editora Schwarcz**, 13, 15, 57, 60, 2017.

SARGENT, T.J. AND WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. In **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, 1981.

TANNER, E. AND RAMOS, A.M. Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: evidence from brazil, 1991–2000. In **Applied Economics**, volume 35, pages 859–873, 2003.

TAYLOR, J.B. Reassessing Discretionary Fiscal Policy. **Journal of Economic Perspectives**, 14(3): 21-36, 2000.

VEREDA, L.; CAVALCANTI, M.A.F.H. Modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE) para a economia brasileira: Versão 1. [Dynamic Stochastic Model of General Equilibrium (DSGE) for the Brazilian Economy: Version 1]. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**, Textos para Discussão, Nº 1479, 2010.

VEREDA, L.; CAVALCANTI, M.A.F.H. Propriedades Dinâmicas de um Modelo DSGE com Parametrizações Alternativas para o Brasil. **Ipea**, (Texto pra Discussão, n. 1588), 2011.

WALSH, C.E. Monetary theory and policy. [S.l.]: **MIT press**, 12, 2017.

WOODFORD, M. Control of the public debt: A requirement for price stability? in **The Debt Burden and its Consequences for Monetary Policy**. [S.l.]: Springer, p. 117–158. 12, 19, 1996.

WOODFORD, M. Interest and prices: foundations of theory of monetary policy. **Princeton: University Press**, 2003.

## APÊNDICE A – ENSAIO 1

**Tabela A.1:** Teste de Raiz Unitária

Variáveis	ADF (k)		KPSS (4)	
	Sem tendência	Com tendência	Sem tendência	Com tendência
<b>Em nível</b>				
Commodities	-1,29(2)	-1,28(2)	1,36 ***	0,24***
Câmbio	-1,67 (1)	-2,40 (1)	1,09 ***	0,19 **
FBCF APU	-1,38 (9)	-1,61 (9)	1,00 ***	0,17 **
FBCF Total	-1,12(7)	-2,20 (8)	1,44 ***	0,19 **
FBCF Maq. Equip.	-1,24 (1)	-1,23 (1)	1,29***	0,20 **
FBCF Construções	-1,35 (7)	-2,18(7)	1,34 ***	0,20 **
<b>Em primeira diferença</b>				
$\Delta$ Commodities	-6,47 (1) ***	-6,48 (1) ***	0,15	0,10
$\Delta$ Câmbio	-6,12(3) ***	-6,09 (3) ***	0,09	0,09
$\Delta$ FBCF APU	-5,50 (3) ***	-5,58 (3) ***	0,16	0,12*
$\Delta$ FBCF Total	-3,12 (5) **	-3,14 (12) *	0,25	0,18**
$\Delta$ FBCF Maq. Equip.	-5,65 (1) ***	-5,60(1) ***	0,22	0,12*
$\Delta$ FBCF Construções	-6,45(1) ***	-6,43 (1) ***	0,32	0,17 **

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

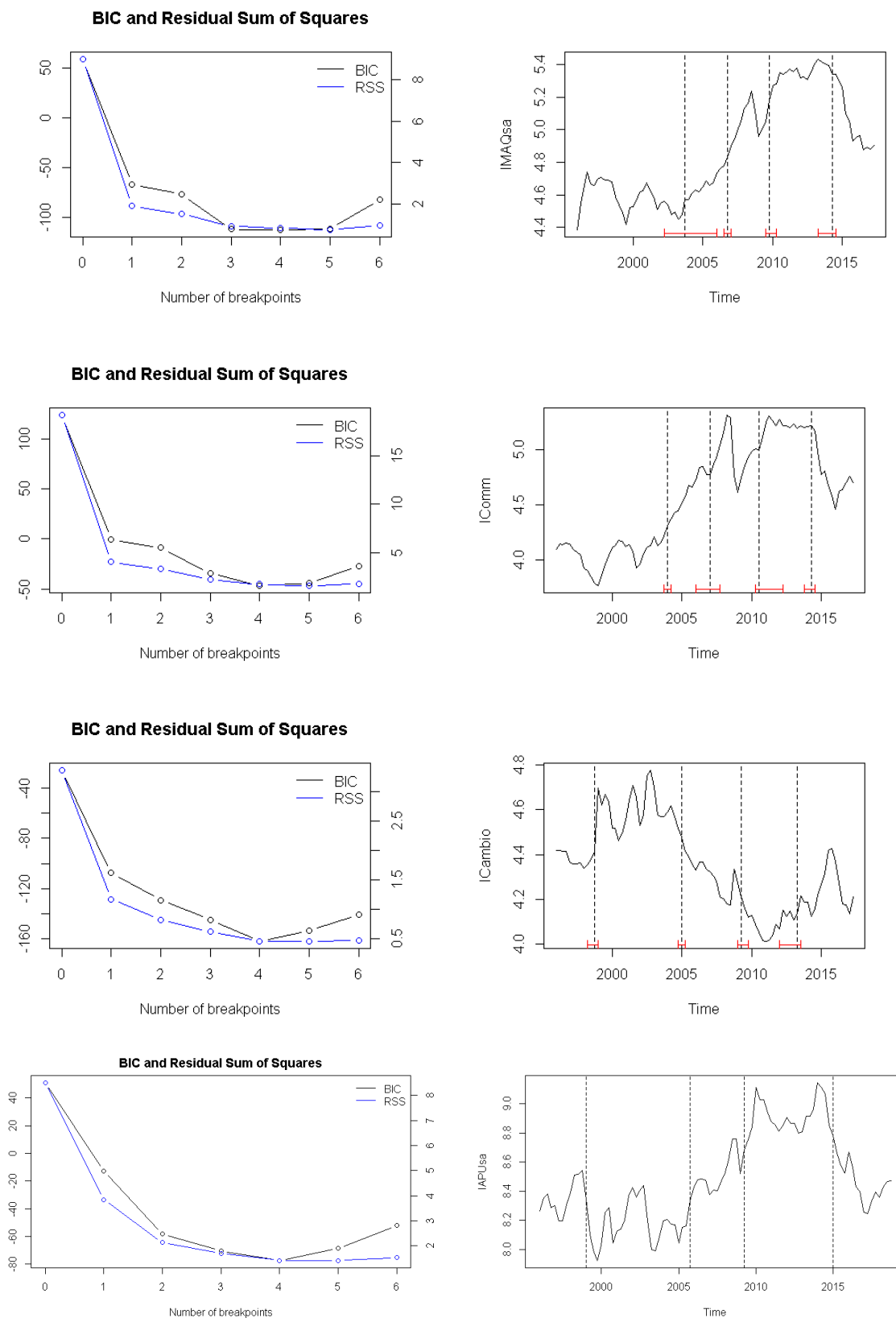
*Notas:* A hipótese nula para o teste ADF é que a série tem raiz unitária, enquanto a hipótese nula para o teste KPSS é que a série temporal é estacionária. Para definição do número de lags para o teste ADF, foram utilizados verificados os seguintes métodos: Akaike Info Criterion, Final PredictionError; Hannan-Quinn Criterion; e Schwarz Criterion. Para o teste KPSS adotou-se defasagem máxima de  $k = 4$ . Os valores críticos para o teste ADF são: a) sem tendência: 1% = -3,43; 5% = -2,86; 10% = -2,57; e b) com tendência: 1% = -3,96; 5% = -3,41; 10% = -3,13. Os valores críticos para o teste KPSS são: a) sem tendência: 1% = 0,739; 5% = 0,463; 10% = 0,347; e b) com tendência: 1% = 0,216; 5% = 0,146; 10% = 0,119. \*\*\* Rejeição da hipótese nula ao nível de 1%; \*\* Rejeição da hipótese nula ao nível de 5%. \* Rejeição da hipótese nula ao nível de 10%.

**Tabela A.2:** Teste de Diagnóstico.

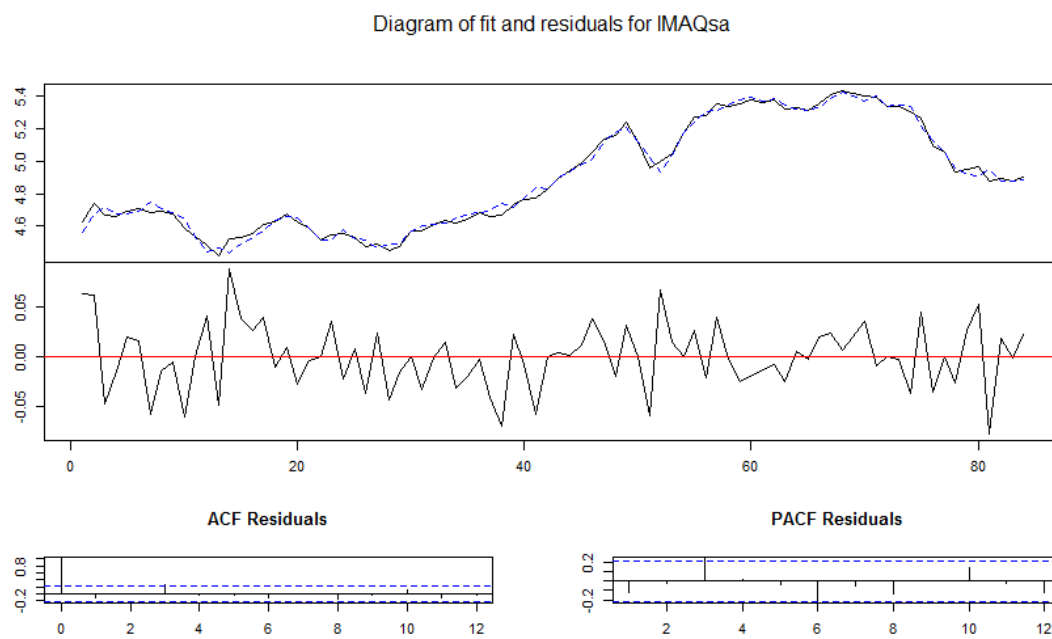
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<b>Jarque-Beramultivariado: H0: normalidade</b>			
Estatística	11,514	9,9141	6,6275
p-value	0,07373*	0,1283	0,1569
<b>Teste para autocorrelação–Portmanteau: H0: ausência de autocorrelação</b>			
Estatística	114,26	151,21	245,17
p-value	0,7647	0,0625*	0,1582
<b>Teste para heterocedasticidade - ARCH-LM multivariado: H0: homecedástico</b>			
Estatística	199,44	178,63	488,6
p-value	0,1527	0,5148	0,6334

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

**Figura 16:** Análise de quebra estrutural e dummies para os modelos.



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

**Figura A.2:** Ajustamento dos Modelos.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.



## APÊNDICE B – ENSAIO 2

**Tabela B.1:** PIA-EMPRESA a dois dígitos – CNAE 1.0: 1996-2007.

Número de Setores	CNAE 2.0	Setores	Número de Empresas	VTI	% VTI por setor	% VTI acumulado	VBPI	% VBPI por setor	% VBPI acumulado
1	15	F. de produtos alimentícios e bebidas	3,093.00	82,100,000.00	16%	16%	218,000,000.00	19%	19%
2	24	F. de produtos químicos	1,305.00	59,000,000.00	12%	28%	148,000,000.00	13%	32%
3	34	F. de montagem de veículos auto-motores, reboques e carrocerias	825.00	39,300,000.00	8%	36%	111,000,000.00	10%	42%
4	23	F. de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	223.00	65,200,000.00	13%	49%	97,600,000.00	9%	51%
5	27	Meturgia básica	528.00	36,100,000.00	7%	56%	84,200,000.00	7%	58%
6	29	F. de máquinas e equip.	1,879.00	28,700,000.00	6%	62%	62,800,000.00	6%	64%
7	25	F. de artigos de borracha e plástico	1,575.00	17,400,000.00	3%	66%	41,600,000.00	4%	68%
8	21	F. de celulose, papel e produtos de papel	708.00	19,600,000.00	4%	69%	39,300,000.00	3%	71%
9	32	F. de material eletrônico e de aparelhos e equip. de comunicações	280.00	13,500,000.00	3%	72%	37,300,000.00	3%	74%
10	26	F. de produtos de minerais não-metálicos	1,688.00	17,000,000.00	3%	76%	32,700,000.00	3%	77%
11	28	F. de produtos de metal - exclusive máquinas e equip.	1,823.00	14,400,000.00	3%	78%	31,600,000.00	3%	80%
12	17	F. de produtos têxteis	1,174.00	12,200,000.00	2%	81%	29,200,000.00	3%	83%
13	31	F. de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	652.00	12,200,000.00	2%	83%	28,800,000.00	3%	85%
14	22	Edição, impressão e reprodução de gravações	855.00	16,700,000.00	3%	87%	25,600,000.00	2%	88%
15	19	Preparação de couros e F. de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	1,282.00	9,054,866.00	2%	88%	21,900,000.00	2%	90%
16	35	F. de outros equip. de transporte	198.00	8,420,903.00	2%	90%	20,800,000.00	2%	91%
17	13	Extração de minerais metálicos	74.00	12,300,000.00	2%	93%	19,900,000.00	2%	93%
18	36	F. de móveis e indústrias diversas	1,740.00	8,300,022.00	2%	94%	18,700,000.00	2%	95%
19	18	Confeção de artigos do vestuário e acessórios	2,581.00	6,924,452.00	1%	96%	14,800,000.00	1%	96%
20	20	F. de produtos de madeira	1,198.00	5,815,944.00	1%	97%	11,900,000.00	1%	97%
21	30	F. de máquinas para escritório e equip. de informática	92.00	3,550,109.00	1%	98%	9,958,124.00	1%	98%
22	16	F. de produtos do fumo	28.00	4,471,543.00	1%	98%	8,612,626.00	1%	99%
23	33	F. de equip. de instrumentação médico-hospitalares	304.00	3,769,610.00	1%	99%	6,604,041.00	1%	99%
24	14	Extração de minerais não-metálicos	527.00	2,317,938.00	0%	100%	4,048,612.00	0%	100%
25	11	Extração de Petróleo e Serviços Correlatos	8.00	1,062,522.00	0%	100%	1,521,023.00	0%	100%
26	10	Extração de carvão mineral	15.00	346,133.10	0%	100%	593,884.90	0%	100%
27	37	Reciclagem	15.00	230,244.70	0%	100%	403,451.10	0%	100%
<b>Total</b>			<b>24,670.00</b>	<b>499,964,286.80</b>	<b>100%</b>	<b>-</b>	<b>1,127,441,762.00</b>	<b>100%</b>	<b>-</b>

Fonte: Elaboração própria com dados da PIA-Empresa.

**Tabela B.2:** PIA-EMPRESA a dois dígitos – CNAE 1.0: 2007-2017.

Número de Setores	CNAE 2.0	Setores	Número de Empresas	VTI	% VTI por setor	% VTI acumulado	VBPI	% VBPI por setor	% VBPI acumulado
1	10	Fabricação de produtos alimentícios	3,479.00	173,000,000.00	16%	16%	485,000,000.00	19%	19%
2	29	Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	1,090.00	98,000,000.00	9%	25%	274,000,000.00	11%	30%
3	19	Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	203.00	172,000,000.00	16%	40%	248,000,000.00	10%	40%
4	20	Fabricação de produtos químicos	1,387.00	81,400,000.00	7%	47%	245,000,000.00	10%	50%
5	24	Meturgia	724.00	64,000,000.00	6%	53%	180,000,000.00	7%	57%
6	28	Fabricação de máquinas e equipamentos	1,990.00	45,700,000.00	4%	57%	110,000,000.00	4%	61%
7	22	Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	2,292.00	35,500,000.00	3%	61%	89,200,000.00	4%	65%
8	26	Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	672.00	26,700,000.00	2%	63%	83,200,000.00	3%	68%
9	7	Extração de minerais metálicos	66.00	60,900,000.00	6%	68%	81,200,000.00	3%	71%
10	17	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	935.00	37,200,000.00	3%	72%	76,200,000.00	3%	74%
11	23	Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	2,225.00	35,000,000.00	3%	75%	74,800,000.00	3%	77%
12	27	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	813.00	29,400,000.00	3%	78%	74,300,000.00	3%	80%
13	25	Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	2,837.00	31,900,000.00	3%	81%	72,200,000.00	3%	83%
14	11	Fabricação de bebidas	391.00	37,900,000.00	3%	84%	69,700,000.00	3%	86%
15	30	Fabricação de outros equipamentos de trans porte, exceto veículos automoto	234.00	18,400,000.00	2%	86%	46,800,000.00	2%	88%
16	21	Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos	293.00	26,700,000.00	2%	88%	44,700,000.00	2%	90%
17	13	Fabricação de produtos têxteis	1,466.00	17,000,000.00	2%	90%	42,000,000.00	2%	91%
18	14	Confeção de artigos do vestuário e acessórios	4,110.00	18,300,000.00	2%	91%	35,400,000.00	1%	93%
19	15	Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem	2,138.00	14,100,000.00	1%	93%	29,900,000.00	1%	94%
20	31	Fabricação de móveis	1,436.00	11,200,000.00	1%	94%	26,300,000.00	1%	95%
21	16	Fabricação de produtos de madeira	1,476.00	9,716,547.00	1%	94%	20,500,000.00	1%	96%
22	33	Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos	594.00	11,000,000.00	1%	95%	19,000,000.00	1%	97%
23	32	Fabricação de produtos diversos	829.00	10,300,000.00	1%	96%	17,900,000.00	1%	97%
24	12	Fabricação de produtos do fumo	35.00	7,485,086.00	1%	97%	14,700,000.00	1%	98%
25	6	Extração de petróleo e gás natural	8.00	9,332,419.00	1%	98%	14,200,000.00	1%	98%
26	18	Impressão e reprodução de gravações	538.00	7,433,048.00	1%	99%	14,000,000.00	1%	99%
27	9	Atividades de apoio à extração de minerais	40.00	8,965,709.00	1%	99%	12,200,000.00	0%	100%
28	8	Extração de minerais não-metálicos	494.00	6,582,361.00	1%	100%	11,000,000.00	0%	100%
29	5	Extração de carvão mineral	13.00	685,382.70	0%	100%	1,350,836.00	0%	100%
<b>Total</b>			<b>32,808.00</b>	<b>1,105,800,552.70</b>	<b>1.00</b>	<b>-</b>	<b>2,512,750,836.00</b>	<b>100%</b>	<b>-</b>

Fonte: Elaboração própria com dados da PIA-Empresa.

**Tabela B.3:** Formação bruta de capital das administrações públicas - R\$ milhões correntes.

<b>Período</b>	<b>FBCF_APU -</b>	<b>Período</b>	<b>FBCF_APU</b>
1996.I	2,709.30	2007.I	7,106.74
1996.II	4,037.64	2007.II	10,037.13
1996.III	4,942.54	2007.III	11,864.39
1996.IV	6,667.80	2007.IV	18,562.14
1997.I	3,040.71	2008.I	8,852.71
1997.II	3,648.46	2008.II	13,512.33
1997.III	4,304.17	2008.III	18,712.74
1997.IV	6,996.84	2008.IV	27,084.82
1998.I	3,433.19	2009.I	10,127.56
1998.II	5,102.79	2009.II	15,766.56
1998.III	6,046.05	2009.III	19,707.89
1998.IV	8,989.53	2009.IV	30,092.00
1999.I	3,469.77	2010.I	18,868.51
1999.II	3,689.36	2010.II	23,823.71
1999.III	3,940.25	2010.III	28,103.40
1999.IV	5,452.77	2010.IV	36,247.48
2000.I	3,266.73	2011.I	17,461.54
2000.II	4,734.45	2011.II	22,420.38
2000.III	5,767.40	2011.III	24,415.32
2000.IV	6,558.83	2011.IV	34,406.00
2001.I	3,544.47	2012.I	19,355.72
2001.II	4,698.73	2012.II	24,260.94
2001.III	5,817.57	2012.III	27,863.39
2001.IV	10,548.22	2012.IV	34,237.65
2002.I	5,318.75	2013.I	18,267.11
2002.II	6,409.84	2013.II	26,587.63
2002.III	7,995.62	2013.III	30,202.90
2002.IV	12,937.51	2013.IV	42,509.39
2003.I	4,582.20	2014.I	27,510.42
2003.II	5,030.64	2014.II	34,937.39
2003.III	5,949.61	2014.III	37,967.59
2003.IV	10,055.71	2014.IV	40,768.31
2004.I	4,962.42	2015.I	20,507.86
2004.II	6,779.78	2015.II	23,593.07
2004.III	7,939.32	2015.III	25,805.34
2004.IV	12,029.70	2015.IV	32,794.87
2005.I	4,648.58	2016.I	19,874.87
2005.II	6,983.73	2016.II	22,969.98
2005.III	8,274.73	2016.III	22,805.10
2005.IV	14,895.88	2016.IV	28,169.30
2006.I	7,093.24	2017.I	15,203.22
2006.II	10,244.69	2017.II	15,752.02
2006.III	12,179.58	2017.III	18,728.00
2006.IV	17,790.21	2017.IV	27,289.56
		2018.I	17,566.23

Fonte: dos Santos *et al* 2012 e STN.

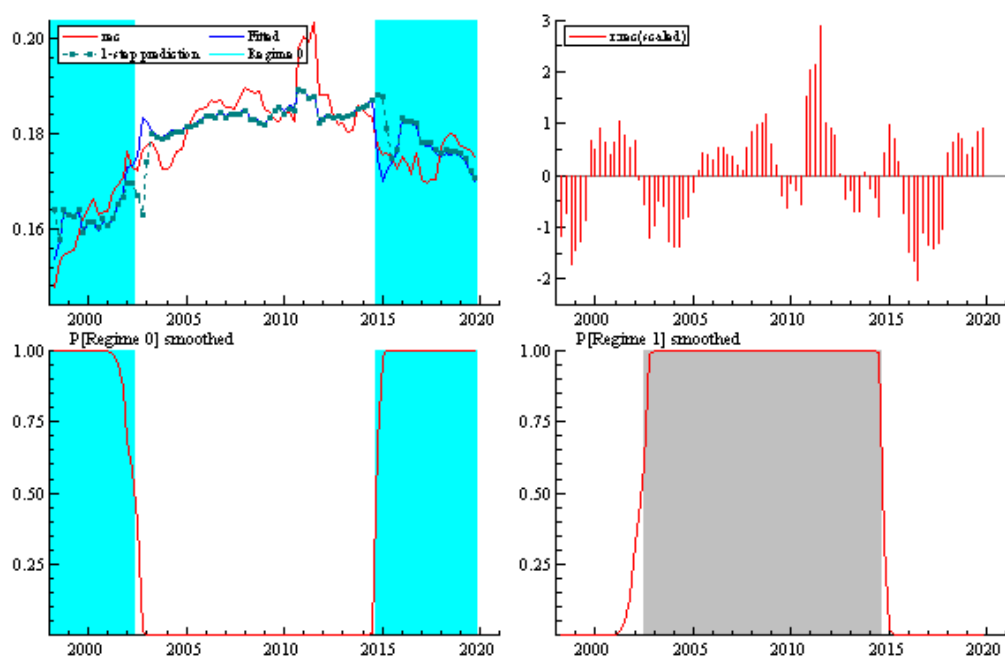
**Tabela B.4:** Teste de raiz unitária em painéis.

	<b>Investment</b>	<b>Profit Rate</b>	<b>Profit Share</b>	<b>Capacity utilization rate</b>	<b>Capacity capital ratio</b>	<b>Aggregate Growth</b>
<i>Inverse chi-square</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Inverselogit</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Inverse normal</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Modifiedinverse chi-square</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Deterministic components</i>	Drift	Drift	Trend	Trend	Drift	Trend
<i>Groups</i>	106	106	106	106	106	106
<i>Average number of periods</i>	19.12	19.98	20.92	20.92	19.97	19.98

Fonte: Pesquisa Industrial Anual – Empresa (PIA-Em presa), ver tabelas 101 a 106. Distribuição aparada.

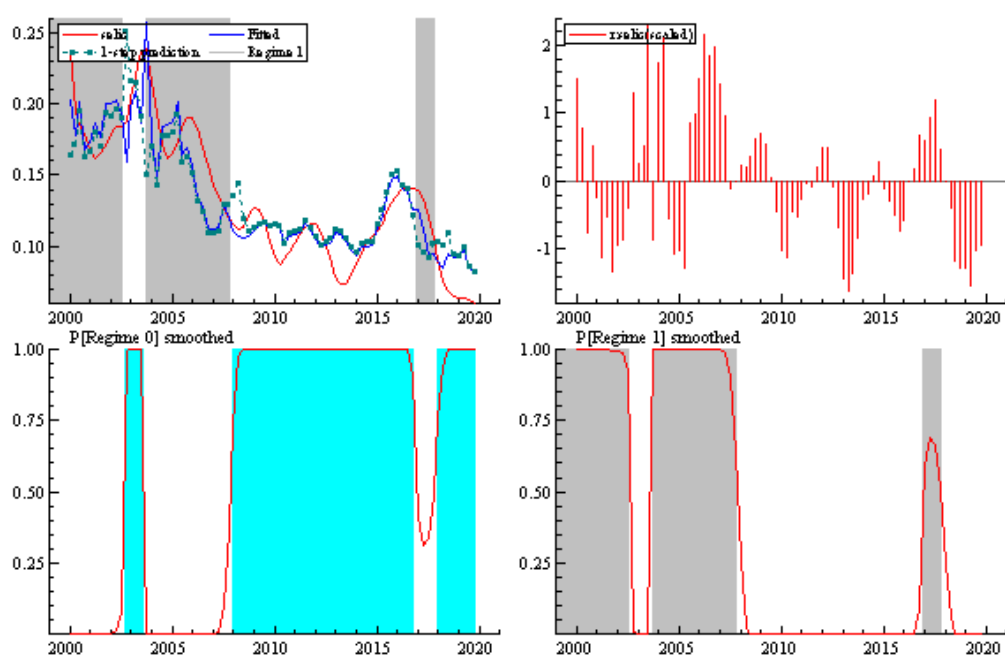
### APÊNDICE C – ENSAIO 3

**Figura C.1:** Ajuste do modelo para regra fiscal.



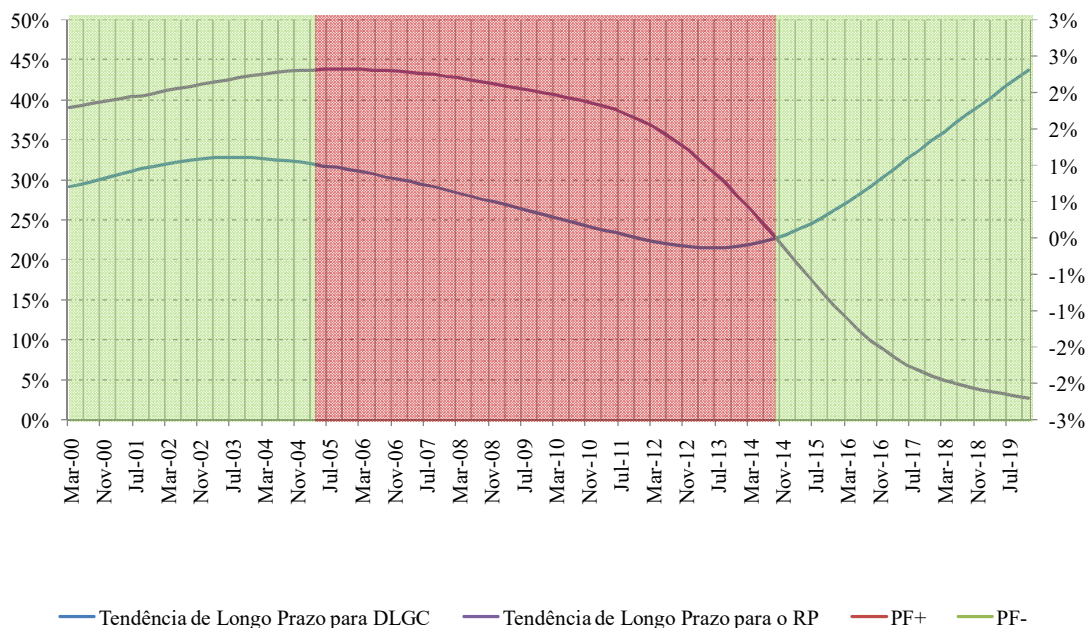
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

**Figura C.2:** Ajuste do modelo para regra monetária.



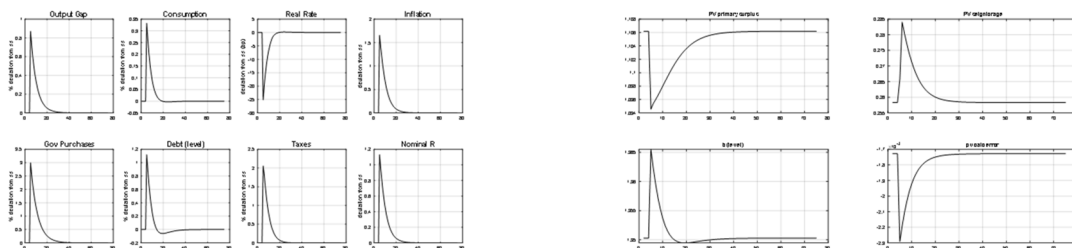
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

**Figura 17:** Regimes da política fiscal e DBGC e resultado primário.



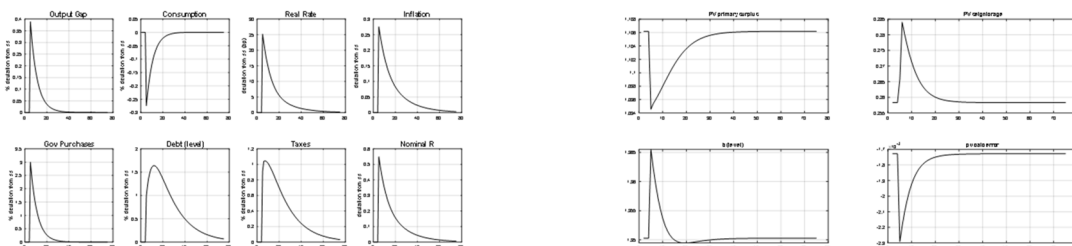
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação. Observação: Tendências de longo prazo obtidas por meio do filtro HP.

**Figura C.4:** Funções de impulso resposta – regime AM/PF+.



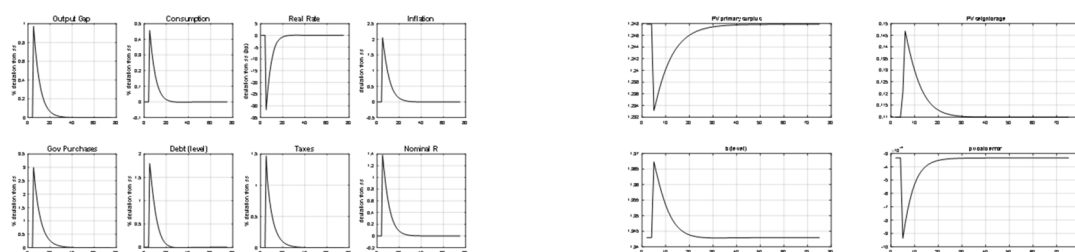
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

**Figura 18:** Funções de impulso resposta – regime PM/PF+.



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.

**Figura C.6:** Funções de impulso resposta – regime PM/PF-.



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da estimação.