UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
FACULDADE DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO E DOUTORADO EM ECONOMIA

VINÍCIUS FERREIRA DE ARAÚJO

GASTOS DO GOVERNO E CICLOS ECONÔMICOS: UMA ANÁLISE DA POLÍTICA FISCAL BRASILEIRA PÓS-PLANO REAL

Salvador
2022

VINÍCIUS FERREIRA DE ARAÚJO

GASTOS DO GOVERNO E CICLOS ECONÔMICOS: UMA ANÁLISE DA POLÍTICA FISCAL BRASILEIRA PÓS-PLANO REAL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia aplicada.

Orientadora: Profª Dra. Gisele Ferreira Tiryaki

Salvador
2022

A663 Araújo, Vinícius Ferreira de.
Gastos do governo e ciclos econômicos: uma análise da política fiscal brasileira pós-plano real/ Vinícius Ferreira de Araújo. - - Salvador, 2022.

92 f.; il.; tab.; graf.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal da Bahia, Faculdade de Economia. Orientadora: Profª. Drª. Gisele Ferreira Tiryaki.

1. Economia – Brasil. 2. Política econômica. 3. Governo – política fiscal. I. Universidade Federal da Bahia. II. Tiryaki, Gisele Ferreira. III. Título.

CDD: 330.981

Universidade Federal da Bahia
Faculdade de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia
Mestrado e Doutorado em Economia

TERMO DE APROVAÇÃO

VINÍCIUS FERREIRA DE ARAÚJO

"Gastos do Governo e Ciclos Econômicos: Uma análise da política fiscalbrasileira pós-plano real"

Dissertação de Mestrado aprovada, como requisito parcial para obtenção do grau deMestre em Economia no Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia, pela seguinte banca examinadora:

Profa. Dra. Gisele Ferreira Tiryaki
(Orientadora – UFBA)

Prof. Dr. André Luís Mota dos Santos
(UFBA)

Prof. Dr. Cleiton Silva de Jesus
(UEFS)

Aprovada em 28 de junho de 2022.

RESUMO

Entender a real eficácia dos gastos do governo em aumentar a demanda agregada é uma questão de fundamental importância para os formuladores de política econômica. Os estudos indicam que o impacto da política fiscal depende da estratégia econométrica utilizada e do período de tempo analisado. O objetivo desse trabalho é verificar se o impacto dos gastos do governo apresenta magnitude diferente a depender da fase dos ciclos econômicos da economia brasileira. Buscou-se observar o efeito provocado pelos gastos de governo utilizando dados mensais da economia brasileira entre 1995 e 2019 com base no Método dos Momentos Generalizados (GMM) para entender se um aumento nos gastos provoca resultados distintos nas fases dos ciclos econômicos. Os resultados encontrados mostram que o impacto de uma política fiscal expansionista é diferente a depender da fase do ciclo econômico e tem a capacidade de aumentar o PIB em momentos de recessão, para o contexto e o período analisado. Ao utilizar uma variável de atividade econômica alternativa, o resultado se altera, mas a relevância econômica desta segunda análise é pequena.

Palavras-chave: gastos do governo; ciclos econômicos; GMM.

ABSTRACT

Understanding the real effectiveness of government spending in increasing aggregate demand is a matter of fundamental importance for economic policy makers. Studies indicate that the impact of fiscal policy depends on the econometric strategy used and the time period analyzed. The objective of this work is to verify whether the impact of government spending has a different magnitude depending on the phase of the economic cycles of the Brazilian economy. We sought to observe the effect caused by government spending using monthly data from the Brazilian economy between 1995 and 2019 based on the Generalized Moments Method (GMM) to understand whether an increase in spending causes different results in the phases of economic cycles. The results found show that the impact of an expansionary fiscal policy is different depending on the phase of the economic cycle and has the ability to increase GDP in times of recession, for the context and period analyzed. When using an alternative economic activity variable, the result changes, but the economic relevance of this second analysis is small.

Keywords: government spending; economic cycles; GMM.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 – Dívida líquida do setor público, Governo Federal e Banco Central (% PIB) 16

Gráfico 2 – DLSP Governo Federal e Banco Central – Interna e Externa (% PIB)..... 17

Gráfico 3 – Dívida Bruta do Governo Geral (% PIB) 19

Gráfico 4 – Resultado Primário, Governo Central (% PIB)..... 20

Gráfico 5 – Indicadores de Investimento Público (% PIB) 24

Gráfico 6 – Indicador de Necessidade de Financiamento do Setor Público (% PIB) 26

Gráfico 7 – Relação entre PIB e Despesa Primária pelo Filtro HP 28

Gráfico 8 – Relação entre PIB e Despesa Primária pelo Filtro CF 29

Gráfico 9 – Relação entre IBC-Br e Despesa Primária pelo Filtro HP 29

Gráfico 10 – Relação entre IBC-Br e Despesa Primária pelo Filtro CF..... 30

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Resumo dos trabalhos da literatura internacional 43

Tabela 2 – Trabalhos empíricos para o Brasil 50

Tabela 3 – Estatísticas Descritivas e Correlações Cruzadas 57

Tabela 4 – Teste de Hetericedasticedade 63

Tabela 5 – Teste de Autocorrelacão 63

Tabela 6 – Estimação pelo Método dos Momentos Generalizados com base no PIB Real 68

Tabela 7 – Estimação pelo Método dos Momentos Generalizados com base no IBC-Br 73

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO 10
2 POLÍTICA FISCAL E CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL 14
2.1 PLANO REAL E MUDANÇAS NAS POLÍTICAS MACROECONÔMICAS 14
2.2 POLÍTICA ECONÔMICA BASEADA NO TRIPÉ MACROECONÔMICO 20
2.3 POLÍTICA FISCAL ATIVA E CRESCIMENTO ECONÔMICO 22
2.4 INSTABILIDADE POLÍTICA E CRISE ECONÔMICA 24
2.5 RELAÇÃO ENTRE OS CICLOS ECONÔMICOS E GASTOS DO GOVERNO 27
3 POLÍTICA FISCAL E ESTABILIDADE MACROECONÔMICA: UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA 32
3.1 POLÍTICA FISCAL E ATIVIDADE ECONÔMICA: CANAIS DE TRANSMISSÃO E OS GASTOS DO GOVERNO 32
3.2 CICLOS ECONÔMICOS E GASTO DO GOVERNO: EVIDÊNCIA INTERNACIONAL 34
3.2.1 Gastos do Governo e Modelos DSGE 35
3.2.2 Impacto dos Gastos e Métodos Não-Lineares 37
3.3 CICLOS ECONÔMICOS E GASTOS DO GOVERNO: EVIDÊNCIA PARA O BRASIL 44
3.3.1 Impacto da Política Fiscal para o Brasil sob a ótica de Modelos DSGE 44
3.3.2 Impacto dos Gastos com base em Métodos Empíricos para o Brasil 46
4 DADOS E METODOLOGIA 51
4.1 VARIÁVEIS DE CONTROLE 54
4.2 MÉTODO EMPÍRICO 58
5 RESULTADOS 64
5.1 IMPACTO DOS GASTOS E ESTABILIDADE MACROECONÔMICA 64
5.3 GASTOS DO GOVERNO E SUA RELAÇÃO COM O ÍNDICE DE ATIVIDADE ECONÔMICA DO BANCO CENTRAL (IBC-BR) 69
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS 74
REFERÊNCIAS 76
APÊNDICE A – ESTIMAÇÕES COMPLEMENTARES 86

1 INTRODUÇÃO

Durante a crise financeira de 2008/2009 os instrumentos de política monetária convencionais – principalmente as taxas de juros – não conseguiram reverter o quadro adverso apresentado nas principais economias mundiais. Isso ocorreu pelo fato de que, em muitos países, observou-se o chamado *Zero Lower Bound*[1], o que impossibilitou a utilização deste tipo específico de política anticíclica. Por isso, tentou-se a implementação de políticas monetárias não-convencionais baseadas no controle de agregados monetários, conhecidas como *Quantitative Easing*[2] – QE, além de estratégias baseadas em *Forward Guidance*[3], com o objetivo de amenizar os efeitos adversos desta crise e gerar estabilidade econômica. Os resultados destas políticas ainda são frutos de debate na literatura econômica (GERTLER; KARADI, 2011; BERNANKE, 2012; BLINDER, 2012; BELKE; GROS; OSOWSKI, 2017; HAGEDORN *et al*, 2019).

Essas limitações na efetividade da política monetária fizeram ressurgir o debate sobre o uso de políticas fiscais como forma de incentivar a atividade econômica e, assim, diminuir os efeitos nocivos de uma recessão econômica. Portanto, pode-se pensar nas seguintes questões: qual os efeitos dos gastos do governo na economia? Estes efeitos são diferentes a depender da fase dos ciclos econômicos?

Tanto do ponto de vista teórico quanto empírico não há consenso sobre o impacto dos gastos do governo sobre a atividade econômica. Com base na visão keynesiana, o argumento principal é que as políticas fiscais podem ser ferramentas essenciais capazes de gerar dinamismo para o produto e o emprego. Os efeitos de políticas fiscais expansionistas se traduziriam no incentivo ao consumo – por meio do efeito multiplicador – elevando os gastos privados e, assim, estimulando a atividade econômica.

---

[1] O *Zero Lower Bound*, ou limite inferior zero, corresponde ao momento em que a taxa de juros nominal de curto prazo de uma economia é muito baixa, próxima a zero, e os bancos centrais perdem seu principal instrumento de política monetária para estimular a atividade econômica.

[2] *Quantitative Easing* se refere a ação do Banco Central em aumentar a quantidade de moeda na economia através, por exemplo, de uma compra massiva de títulos públicos. O objetivo é influenciar as expectativas dos agentes econômicos, indicando que o Banco Central envidará esforços para que a taxa de juros não se eleve no futuro próximo.

[3] *Forward Guidance* é uma estratégia dos Bancos Centrais no sentido de indicar suas intenções futuras no que diz respeito à aplicação da política monetária. A intenção é indicar, com base na situação econômica atual e em um futuro próximo, a trajetória dos principais mecanismos de política, como a taxa de juros de curto prazo.

Entretanto, outras teorias tentam mostrar que políticas fiscais expansionistas, ao invés de gerar efeitos positivos, trazem distorções nos mercados que prejudicam a atividade econômica, além de não atingir os objetivos desejados. De acordo os teóricos de tradição clássica, uma expansão dos gastos do governo, por exemplo, pode aumentar a taxa real de juros de curto prazo, inibindo o investimento privado e consumo de bens duráveis, gerando o chamado "*efeito crowding-out"*.

Além disso, há também a visão baseada na ideia da existência da "Equivalência Ricardiana". De acordo com esta, sob certas circunstâncias, a política fiscal expansionista pode ser neutra quanto ao seu objetivo de aumentar o nível de atividade da economia. Isso ocorre pelo fato de que os ganhos temporários de renda advindos de reduções de impostos, por exemplo, podem ser poupados pelos indivíduos, que racionalmente entendem que haverá a necessidade no futuro de o governo elevar a tributação para satisfazer a restrição orçamentária intertemporal do governo.

A literatura empírica não traz, também, consenso sobre a efetividade dos gastos. Autores utilizam os mais diversos métodos econométricos para tentar identificar a magnitude do seu impacto na atividade econômica. Os resultados encontrados indicam a presença de impactos negativos, valores neutros e valores positivos. Além disso, diante de certas circunstâncias, determinados tipos de gastos podem gerar distorções no investimento privado (RAMEY; SHAPIRO, 1998; EDELBERG; EICHENBAUM; FISHER, 1999; FATÁS; MIHOV, 2001; MOUNTFORD; UHLIG, 2009; ROMER; ROMER, 2010).

Em se tratando da relação entre ciclos e atividade econômica, alguns autores analisam se os gastos do governo se comportam de maneira diferente em períodos de recessões e expansões. Os principais resultados indicam que, em períodos de recessão econômica, o multiplicador fiscal atinge valores acima da unidade e, dessa forma, uma política fiscal expansionista pode gerar aumento da atividade econômica. Já em períodos de expansão, o multiplicador assume valores pequenos e até negativos. Além disso, em alguns trabalhos empíricos, não se pôde concluir se os multiplicadores de gastos do governo dependem do estado da economia (GRUDTNER; ARAGON, 2017).

A literatura nacional sobre o tema se assemelha à literatura geral e também não traz consenso sobre os efeitos da política fiscal na economia brasileira. Ao analisar o período pós-Plano

Real, alguns autores identificam que um choque de gastos do governo tem um impacto positivo – porém pequeno – sobre algumas variáveis macroeconômicas, como o PIB e o consumo privado, via multiplicador fiscal (PERES; ELERY JR., 2009; CAVALCANTI; SILVA, 2010; SOAVE, 2015; CASTELO-BRANCO; LIMA; PAULA, 2015; MOURA, 2015; MOURA; TIRYAKI; TEIXEIRA, 2020). Entretanto, outros autores encontraram que um choque de gastos do governo pode trazer, no curto prazo, resultados negativos do PIB com grande probabilidade (MENDONÇA; MEDRANO; SACHSIDA, 2009).

A hipótese deste trabalho é que o impacto dos gastos do governo traz resultados diferentes a depender do momento em que a economia brasileira se encontra. Em momentos de recessão econômica, onde se observa capacidade ociosa, uma política fiscal expansionista[4] pode apresentar um efeito positivo para a economia brasileira. Já em momento de expansão, essa capacidade de dar dinamismo diminui devido ao próprio nível de atividade econômica e a necessidade de diminuição do déficit público. Diante disso, o objetivo desta dissertação é verificar o impacto dos gastos na fase recessiva dos ciclos econômicos com base na economia brasileira no período pós-Plano Real.

O método empírico utilizado é a estimação pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM), com base em dois processos de otimização presentes na literatura empírica, tendo como finalidade testar o comportamento do efeito dos gastos durante recessões de curto prazo na atividade econômica. São utilizados dados mensais da economia brasileira entre 1995 e 2019. O período inicial foi escolhido com base na disponibilidade de dados das variáreis do modelo e o período final foi definido com o objetivo de desconsiderar os efeitos da pandemia do Covid-19, que poderiam gerar distorções nos resultados.

Esta dissertação está organizada em 6 capítulos, além desta Introdução. O capítulo 2 traz uma análise da utilização da política fiscal no Brasil a partir de 1995, além de uma breve análise das contas públicas brasileiras. O capítulo 3 faz uma revisão de literatura, apresentando os argumentos teóricos e analisando a evidência empírica sobre os efeitos da política fiscal na atividade econômica e a magnitude dos gastos do governo a depender da fase do ciclo. O capítulo 4 apresenta a descrição dos dados e das variáveis e o método econométrico utilizado,

[4] Quando este trabalho utiliza o termo política fiscal, trata-se das despesas primárias, que é um dos componentes dos gastos do governo. A sua definição será detalhada no capítulo de descrição dos dados.

enquanto o capítulo 5 mostra os principais resultados econométricos e os testes de robustez. Finalmente, o capítulo 6 traz as considerações finais.

2 POLÍTICA FISCAL E CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL

A política fiscal é um dos mecanismos utilizados pelos governos para incentivar e estabilizar a atividade econômica. Não obstante, não existe consenso se políticas fiscais expansionistas são capazes de estimular a atividade econômica, se elas inibem o investimento (efeito *crowding-out*) ou se são simplesmente neutras (equivalência ricardiana).

No Brasil, a política fiscal desempenha um papel peculiar no que diz respeito a sua utilização. O período pós-Plano Real se caracterizou por momentos de aumento nos gastos do governo e momentos de arrefecimento destes. Inicialmente, o governo brasileiro se dedicou a buscar o controle de gastos, com a implementação de política fiscal restritiva com base em uma legislação que tinha como objetivos o equacionamento das finanças públicas e a estabilidade econômica.

Desde a crise cambial de 1999, os governos brasileiros firmaram o compromisso de gerir a política econômica com base no tripé macroeconômico – câmbio flexível, metas de inflação e geração de superávit primário na área fiscal. O cenário se alterou a partir de 2006, quando a política fiscal passou a ser usada de maneira mais ativa, e observou-se o aumento do investimento público e das transferências de renda.

Este capítulo analisa a conjuntura econômica brasileira no período pós-Plano Real, considerando como a política fiscal foi utilizada para atingir os novos objetivos traçados pelo governo central, diante da existência de ciclos econômicos e de uma busca do controle das contas públicas.

2.1 PLANO REAL E MUDANÇAS NAS POLÍTICAS MACROECONÔMICAS

A implementação do Plano Real foi um divisor de águas para a economia brasileira. Este plano surgiu com o objetivo de mitigar os efeitos da hiperinflação existente e criar mecanismos de estabilização da economia. Para seu sucesso foi necessário ao governo brasileiro mostrar o comprometimento com a adoção de políticas garantidoras da estabilidade, de forma a ser capaz de controlar as variáveis macroeconômicas-chave, além de dar suporte aos agentes econômicos para traçar cenários e avaliarem os riscos de longo prazo, como também ganhar a confiança do mercado, nacional e internacional.

Para isso, além dos mecanismos de estabilização de preços, o governo adotou um novo paradigma quanto à condução da política fiscal no sentido de criar limites, buscar uma reestruturação dos gastos e conseguir um equilíbrio orçamentário de longo prazo. Portanto, a política fiscal começou a ser aplicada de forma a respeitar princípios estabelecidos – a partir da criação de regras sob um aparato institucional específico – capaz de gerar superávits primários.

O Programa de Ação Imediata (PAI), elaborado em 1993, foi pensado com o objetivo de aperfeiçoar o controle das finanças públicas e do endividamento dos estados e municípios junto à União, além de uma reestruturação na atuação dos bancos estaduais e federais, ampliando a fiscalização. Este programa pode ser considerado a primeira fase do Plano Real, dado que o seu sucesso dependia de um planejamento e controle bem sucedido dos gastos do governo. Arantes e Lopreato (2017) argumentam que essa reforma se baseou, principalmente, em duas frentes: no plano econômico, a intenção foi reduzir a participação do Estado na economia, com quebra do monopólio de algumas estatais que prestavam serviços de utilidade pública e de exploração de petróleo e uma ampliação na abertura comercial, diminuindo restrições ao capital estrangeiro em áreas estratégicas, como telecomunicações e transporte; já no plano administrativo, este programa propôs eliminar certos privilégios dos servidores públicos, além defender uma reforma previdenciária e tributária, em busca de maior eficiência na arrecadação e incentivo aos investimentos.

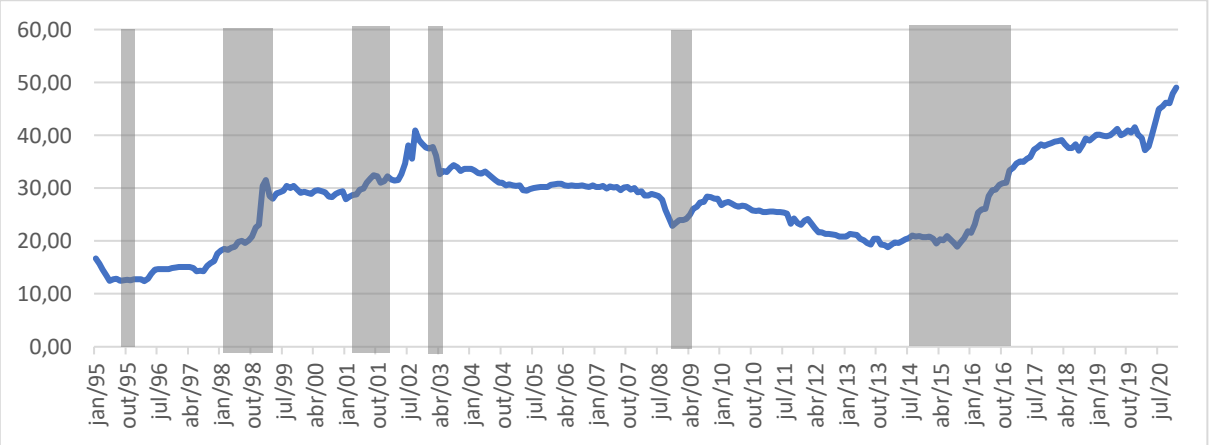
Apesar de não conseguir colocar em prática todos os objetivos do programa, o PAI se tornou um avanço em direção a um novo regime fiscal, dando diretrizes ao governo sobre como a política fiscal deveria ser implementada em busca da estabilidade macroeconômica. Além desse programa, tentou-se outras iniciativas, como privatizações e novas formas de administrar os bancos públicos, sempre buscando o equilíbrio orçamentário.

Inicialmente, a aplicação destas reformas surtiu um efeito bastante positivo já que o Plano Real conseguiu ter sucesso no controle da inflação e gerar uma expansão do produto interno bruto (PIB) entre 1994 e 1997. Aliado a isso, um cenário internacional favorável, a busca pela renegociação das dívidas entre os entes federativos e as propostas de reforma tributária e da previdência social davam indicação que o governo estava empenhado na busca pela estabilidade de suas contas (ARANTES; LOPREATO, 2017).

Entretanto, a partir do início de 1998 o cenário econômico começou a mudar, trazendo dificuldades à economia brasileira. Dado que um dos pilares da estabilidade dos preços era a mínima variação cambial possível, a tentativa de preservar a âncora cambial diante da crise da Ásia, em 1997, e da Rússia, em 1998, exigiu que o governo elevasse as taxas de juros, já muito altas, e culminou em um rápido aumento do montante total da dívida. O impacto dessas crises foi sentido, também, no baixo crescimento econômico do PIB em 1998 e 1999, iniciando uma fase de recessão econômica.

O Gráfico 1 mostra a relação Dívida Líquida do Setor Público/PIB do Governo Federal e do Banco Central, que por definição corresponde à diferença entre os ativos e passivos acumulados por todas as esferas do governo – federal, estadual e municipal – além do Banco Central e das empresas estatais não financeiras, com exceção da Petrobras e da Eletrobras. As barras indicam os momentos de recessão da economia brasileira, segundo o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE).

Gráfico 1 – Dívida líquida do setor público, Governo Federal e Banco Central (% PIB)

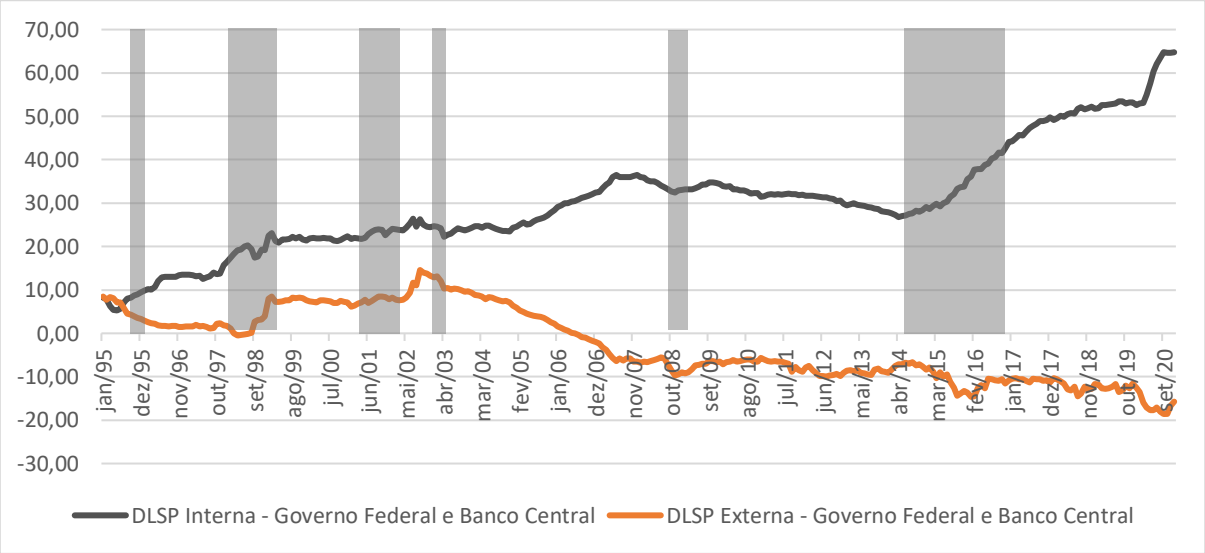


Fonte: Elaboração própria (2022) com base nos dados do BCB (2021) e do CODACE (2020)

A análise do gráfico mostra que a dívida líquida saltou de 18,2 % em janeiro de 1998 para 31,5% em fevereiro de 1999, um aumento 13,3 p.p. em pouco mais de um ano. Isso indica uma forte deterioração das contas públicas, pois a dívida líquida representa o balanceamento entre as dívidas e os créditos do setor público não-financeiro e do Banco Central. Tendo em vista que uma parcela grande dessa dívida era indexada ao câmbio e à taxa Selic, e levando em consideração a crise cambial enfrentada ao final da década de 1990, a principal responsável por esse aumento foi a dívida interna (OLIVEIRA; VAZQUEZ; WOLF, 2017).

O Gráfico 2 mostra a variação da dívida interna e externa destacando os ciclos econômicos. A partir de 1995, a dívida interna segue uma trajetória crescente expressiva, passando de 5,27% do PIB em maio de 1995 para 23% em janeiro de 1999. Entre 1995 e 2002, a dívida externa alternou momentos de crescimento e queda, mas a partir de 2003 iniciou uma trajetória constante de queda. Este fato se deu pelo cenário internacional extremamente favorável, com o aumento do preço dos *commodities* agrícolas exportados pelo Brasil e um ingresso expressivo de capital estrangeiro. Em relação aos ciclos, a recessão do período 1998-1999 provocou um aumento da dívida líquida interna, devido ao aumento da taxa de juros, e uma queda na dívida líquida externa.

Gráfico 2 – DLSP Governo Federal e Banco Central – Interna e Externa (% PIB)



Fonte: Elaboração própria (2022) com base nos dados do BCB (2021) e do CODACE (2020)

Por conta desta conjuntura, a política econômica teve que ser alterada para que os objetivos de controle inflacionário e estabilidade econômica fossem alcançados. Foram três as principais mudanças ocorridas neste período. A primeira alteração ocorreu no âmbito fiscal, onde foi colocado em prática o Plano de Estabilidade Fiscal (PEF) em outubro de 1998, responsável por fixar um patamar formal de superávit primário do setor público, estabelecido por lei. Criou-se metas de superávit primário desenhadas para estabilizar a razão entre a Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) e o PIB. O PEF adotado baseou-se no aumento das receitas, dado que as despesas continuaram crescendo. Portanto, houve a necessidade de um contínuo aumento da carga tributária (OLIVEIRA; TUROLLA, 2003).

A segunda importante mudança ocorreu no regime cambial. Devido à estratégia de estabilização dos preços se basear na estabilidade do câmbio, com a existência de bandas cambiais, o Brasil passou a apresentar déficit em transações correntes na casa dos R$ 33 bilhões em 1998, de acordo os dados do Banco Central do Brasil (2022). Diante disso, no início de 1999, o sistema de bandas foi substituído por um regime de flutuação suja, que gerou a possibilidade de ajustes na conta corrente. A reversão do déficit em conta corrente foi possível não somente por causa do câmbio real mais depreciado, mas também pela diminuição do envio de remessas de rendas ao exterior neste novo regime de política econômica (OLIVEIRA; TUROLLA, 2003).

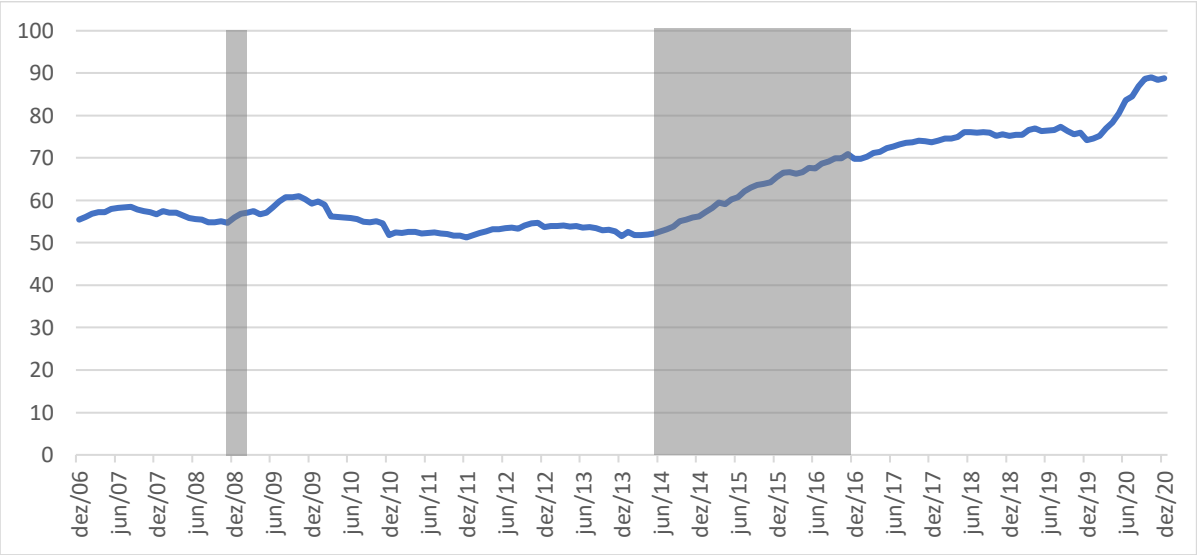
Por fim, a terceira mudança se deu na condução da política monetária. Com a maior liberdade de atuação da política monetária possibilitada pelo relaxamento do regime cambial, aplicou-se uma estratégia de regime de metas de inflação, vinculado ao Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), com o objetivo de manter sob controle as expectativas inflacionárias. Estas metas eram definidas pelo Conselho Monetário Nacional e aplicadas pelo Banco Central.

A partir deste novo modo de atuação do governo na aplicação das principais políticas macroeconômicas, baseado nestas mudanças citadas acima – conhecidas como o tripé macroeconômico –, o regime fiscal adotado neste período buscou a diminuição do déficit público e, também, dar continuidade ao projeto de integração à economia globalizada. O aprofundamento deste pensamento culminou na Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), promulgada em maio de 2000, responsável por alterações na estrutura do Estado, revisão do federalismo fiscal e regras de elaboração orçamentária e de controle do endividamento. Esta lei definiu os mecanismos capazes de gerar o controle do endividamento e o equilíbrio das contas de estados e municípios, onde as decisões de gastos e o tamanho do déficit público passaram a ter de respeitar parâmetros fixados na lei (LOPREATO, 2015).

Quando se leva em conta a Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG), os dados sobre esta variável são menos abrangentes em relação à outras variáveis de endividamento, mas ainda assim é importante para o entendimento da evolução da dívida pública. Por definição, este indicador engloba o total da dívida do Governo Federal, dos governos estaduais e municipais com o setor privado, o setor público financeiro e o resto do mundo, além de incluir também as chamadas operações compromissadas que o Banco Central realiza através dos títulos públicos.

O Banco Central apresenta duas séries de dívida bruta do governo geral utilizando metodologias distintas para a apurações dos dados. Gobetti e Schettini (2010) indicam que: a primeira série é mais antiga e segue os padrões internacionais, onde é considerado na dívida bruta todos os títulos emitidos pelo Tesouro Nacional, mesmo os que ficam depositados no Banco Central; já a segunda série é mais recente e considera apenas os títulos do Tesouro utilizado nas operações compromissadas. Estes autores argumentam que esta última se torna mais adequada para análise da dívida bruta devido ao fato de que o ajuste feito permite uma análise mais correta da dívida no Brasil. O Gráfico 3 traz os dados disponíveis desta série mais nova, com destaque para os momentos de recessão da economia brasileira, segundo o CODACE.

Gráfico 3 – Dívida Bruta do Governo Geral (% PIB)

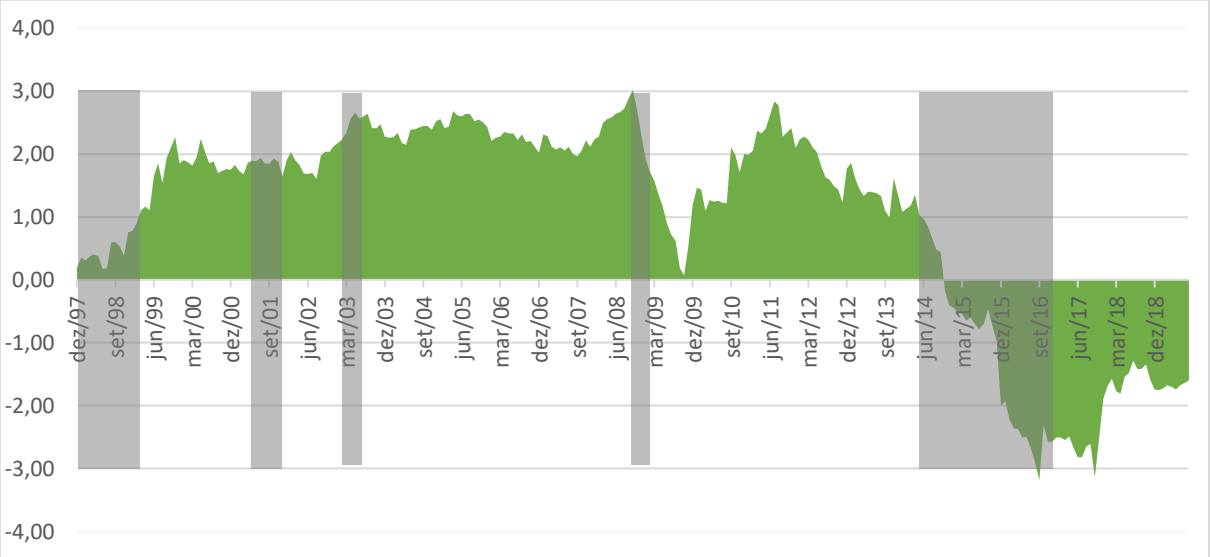


Fonte: Elaboração própria (2022) com base nos dados do BCB (2021) e do CODACE (2020)

Ao analisar o gráfico, percebe-se que no período de 2006 até meados de 2014 a dívida bruta se manteve relativamente estável. Isso mostra que os passivos do governo não se alteraram de maneira significativa nesse período, apesar de que o Gráfico 1 mostrar que a dívida líquida tenha apresentado uma trajetória de queda. De acordo Gobetti e Schettini (2010), essa queda se deu pelo aumento dos ativos do governo e não pela diminuição do passivo. Eles indicam, também, que houve uma mudança no perfil da dívida no sentido de um aumento da dívida interna quando comparada com a externa. A partir de 2014, entretanto, a dívida bruta começa a se elevar e mantém uma tendência de crescimento, que coincide com o momento recessivo da economia brasileira.

O Gráfico 4 mostra o resultado primário da economia brasileira, com destaque para os ciclos econômicos. Com as mudanças na condução da política econômica citadas acima, o governo brasileiro conseguiu obter superávits fiscais recorrentes, mesmo no período de recessão entre 1998 e 1999. Entre dezembro de 1997 e novembro de 2014, o país conseguiu obter superávits primários. Apesar disso, desde 2011 se observa uma tendência de declínio do resultado primário até que, a partir da severa recessão iniciada no final de 2014, se começa a observar déficits primários.

Gráfico 4 – Resultado Primário, Governo Central (% PIB)



Fonte: Elaboração própria (2022) com base nos dados do BCB (2021) e do CODACE (2020)

Portanto, é interessante ressaltar que a política fiscal adotada não foi capaz de controlar o crescente aumento da relação dívida/PIB. Entre 1995 e 1998, os Gráficos 1 e 2 indicam que houve uma deterioração dos indicadores fiscais no Brasil, tanto em relação ao déficit público como do ponto de vista da dívida pública ocasionado pela política adotadas de juros elevados, além do baixo crescimento econômico. Somente a partir de 2003 que se percebe uma mudança de trajetória da dívida líquida, que permanece em queda até meados de 2008.

2.2 POLÍTICA ECONÔMICA BASEADA NO TRIPÉ MACROECONÔMICO

A partir de 2003, o cenário econômico internacional mudou e tornou-se extremamente favorável para países como o Brasil, cuja boa parte das exportações são baseadas em commodities agrícolas. Nesse período, o novo governo se manteve comprometido em

continuar o processo de estabilização da dívida, baseado na estratégia do tripé macroeconômico. Diante disso, o país começou a obter resultados positivos tanto na diminuição da relação dívida/PIB como na obtenção de superávits primários sucessivos.

Percebe-se que o país conseguiu recorrentes superávits primários mesmo antes de 2003 e se manteve nessa trajetória positiva até meados de 2014, como mostra o Gráfico 4, onde essa tendência se reverteu. Em relação à dívida líquida, os Gráficos 1 e 2 mostram ela seguiu uma trajetória de queda, influenciada principalmente pela expressiva diminuição da dívida externa líquida, onde o Brasil passou de uma situação de devedor para se tornar credor externo.

Duas situações podem ser destacadas para o sucesso no controle da dívida pública nesse período. A primeira está ligada ao fato de que houve um expressivo aumento do superávit comercial, tendo em vista o aumento na quantidade e no preço das commodities exportadas pelo país. O segundo motivo foi um cenário de alta liquidez e a existência de baixas taxas de juros internacionais, que provocaram um fluxo de ingresso de capital estrangeiro no Brasil, tanto sob a forma de investimento direto, como investimento de portfólio. Por conta desses fatores, entre 2003 e 2008, as reservas internacionais do Brasil aumentaram de US$ 49 bilhões para US$ 206,8 bilhões (OLIVEIRA; VAZQUEZ; WOLF, 2017).

Do ponto de vista da política fiscal, com um período de incertezas geradas por condições externas desfavoráveis e por instabilidade política diante de uma situação fiscal ainda adversa ao final de 2002, o começo desse período foi marcado pelo que foi chamado de “ajuste macroeconômico sólido” (BARBOSA; SOUZA, 2010). Entre 2003 e 2006, foi definido um ajuste fiscal capaz de se conseguir metas de superávits fiscal na casa dos 4,25% do PIB, com o objetivo de afastar a desconfiança existente no mercado em relação à possibilidade de um aumento acentuado na dívida pública.

Arantes e Lopreato (2017) indicam que somente a partir de 2006 a visão política dentro do governo se alterou e, por conta do sucesso no controle da dívida pública e da necessidade de estimular o crescimento econômico, a política fiscal começou a desempenhar um papel ativo. A estratégia adotada se baseou em alguns aspectos: i) reduções tributárias na cadeia produtiva e ampliação do crédito utilizando principalmente os bancos públicos para desenvolver o setor industrial brasileiro; ii) dar preferência às compras de produtos manufaturados e serviços nacionais, para incentivar a produção interna e induzir o crescimento em pesquisas de

inovação, principalmente no contexto da exploração do pré-sal; iii) reforço dos mecanismos de transferência de renda como política de desenvolvimento tanto econômico como social, através da ampliação do Programa Bolsa Família e do aumento real do salário mínimo. O objetivo esperado com essas políticas era a redução das desigualdades sociais e incentivar o crescimento econômico, além de manter a estabilidade das contas públicas.

Esta mudança na condução da política fiscal não comprometeu a sustentabilidade das contas entre 2006 e 2013, como mostram os gráficos 1 e 4. Isso ocorreu pelo fato de que apesar dos maiores gastos em programas sociais, o aumento do salário mínimo real e a elevação vertiginosa no investimento geraram crescimento econômico, o que favoreceu a diminuição da relação dívida/PIB e, além disso, o país continuou obtendo superávits fiscais recorrentes.

2.3 POLÍTICA FISCAL ATIVA E CRESCIMENTO ECONÔMICO

Entre 2007 e 2009 foram lançados o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), responsável por investimentos no planejamento e execução de grandes obras de infraestrutura no país e o Programa Minha Casa Minha Vida, com o objetivo de aquecer o mercado habitacional brasileiro. Ambos os programas foram importantes na retomada dos investimentos públicos e tiveram participação importante na volta de um crescimento econômico sustentável para a economia, além de representarem uma flexibilização na política fiscal até então adotada de restrição de gastos e na obtenção de superávits fiscais.

Arantes e Lopreato (2017) indicam que nesse período ocorreram o fortalecimento e a utilização das empresas estatais como um dos pilares do investimento. A Eletrobras, por exemplo, ficou responsável pela execução de boa parte de projetos do setor de energia do PAC. Já a Petrobras recebeu um aporte significativo entre 2007 e 2008, que possibilitou o aumento do investimento, culminando na descoberta do pré-sal. Além disso, para estimular a parceria entre os setores público e privado, adotou-se o uso de incentivos fiscais e financiamento do BNDES e foram criados grupos com participações públicas e privada para o investimento em infraestrutura e, também, auxiliou-se na internacionalização de empresas nacionais e incentivou-se mecanismos de fusões e incorporações, com o objetivo de gerar maior competitividade internacional. Soma-se a isso o fato de que os bancos públicos foram responsáveis por fornecer o crédito necessário ao setor privado com forma de ampliar o investimento.

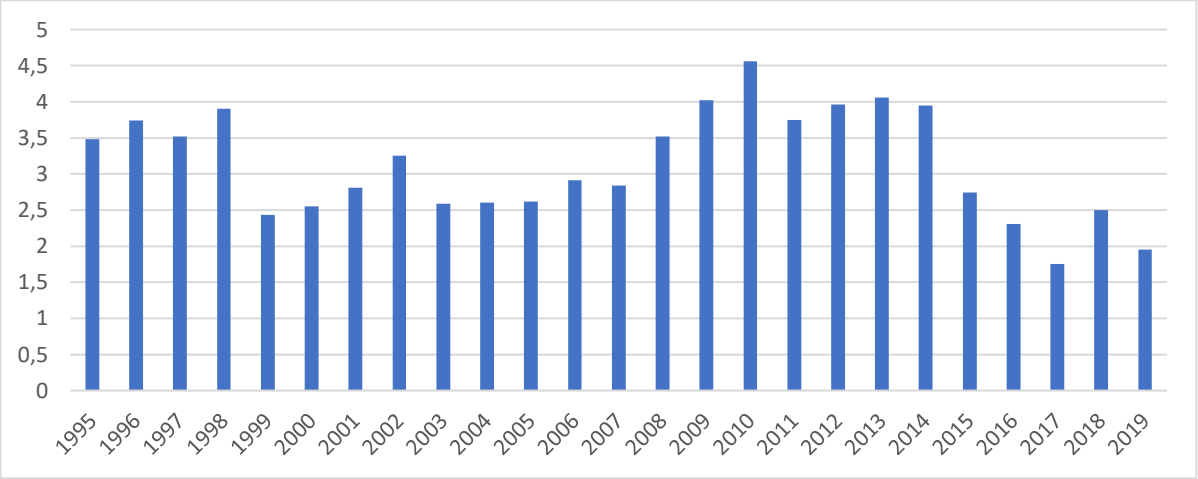
Estes e outros fatores desencadearam um aumento expressivo do investimento entre 2006 e 2010. O Gráfico 5 mostra a trajetória do investimento público. Entende-se aqui investimento público como:

> Um indicador das aquisições de ativos fixos (sobretudo, as obras e instalações públicas e as aquisições de máquinas e equipamentos), sendo inspirado nas recomendações do Sistema de Estatísticas Fiscais do Fundo Monetário Internacional (SEF/FMI), além de harmonizado ao conceito de formação bruta de capital fixo do Sistema de Contas Nacionais (INSTITUIÇÃO FISCAL INDEPENDENTE, 2017, p.19).

Percebe-se, portanto, um crescimento vertiginoso do investimento público, em todas as suas esferas – governo central, governos estaduais e municipais e as empresas públicas estatais. Em 2010, por exemplo, o investimento das estatais representava o valor de 1,87% do PIB. O setor público consolidado alcançou o patamar de 4,56% do PIB.

Além do aumento do investimento público, este período da economia brasileira também é marcado pelo crescimento do PIB, que atingiu uma alta de 7,5% em 2010. Este fato contribui ainda mais com o controle das contas públicas, já que as receitas fiscais se elevaram. Observa-se a manutenção do superávit primário na casa dos 2,84% em 2011 e, também, uma tendência de queda da relação dívida/PIB entre 2006 e 2014, atingindo o valor de 18,79% em 2014 (GRÁFICO 1).

Gráfico 5 – Indicadores de Investimento Público (% PIB)



Fonte: Elaboração própria (2022) com base nos dados do IBRE – FGV (2020)

Entretanto, essa trajetória se altera e o nível de investimento mantém uma tendência de declínio, principalmente a partir de 2013. Segundo Orair (2016), são três os principais fatores que explicam esse declínio. O primeiro está relacionado à mudança de estratégia do governo, priorizando as desonerações, subsídios e outros incentivos dados ao setor privado. Dada a conjuntura de arrefecimento do crescimento do PIB, estes instrumentos poderiam oferecer estímulos ao investimento do setor privado, em substituição ao investimento público. O segundo fator foi a desaceleração da arrecadação do governo, por conta da diminuição da atividade econômica e do aumento das desonerações. Adicionalmente a isso, o terceiro aspecto está relacionado ao fato de que algumas despesas no orçamento do governo eram de caráter rígido e inercial, como por exemplo os gastos com a previdência e os gastos sociais.

Houve, portanto, uma desaceleração do nível de investimentos públicos de todas as esferas do governo e nas estatais federais, se mantendo relativamente constante entre 2011 e 2014 e sofrendo um forte declínio posteriormente. As estratégias adotadas pelo governo trouxeram dificuldade de se manter um patamar de investimentos elevados como no período anterior e indicaram uma nova perspectiva de atuação de política fiscal para o futuro.

2.4 INSTABILIDADE POLÍTICA E CRISE ECONÔMICA

A partir de meados 2014 o Brasil entra na sua mais longa recessão econômica desde o começo do acompanhamento dos dados pelo CODACE. Esta recessão durou 11 trimestres, entre 2014 e 2016, e a perda acumulada de Produto Interno Bruto (PIB) foi de 8,6%. Isso causou graves

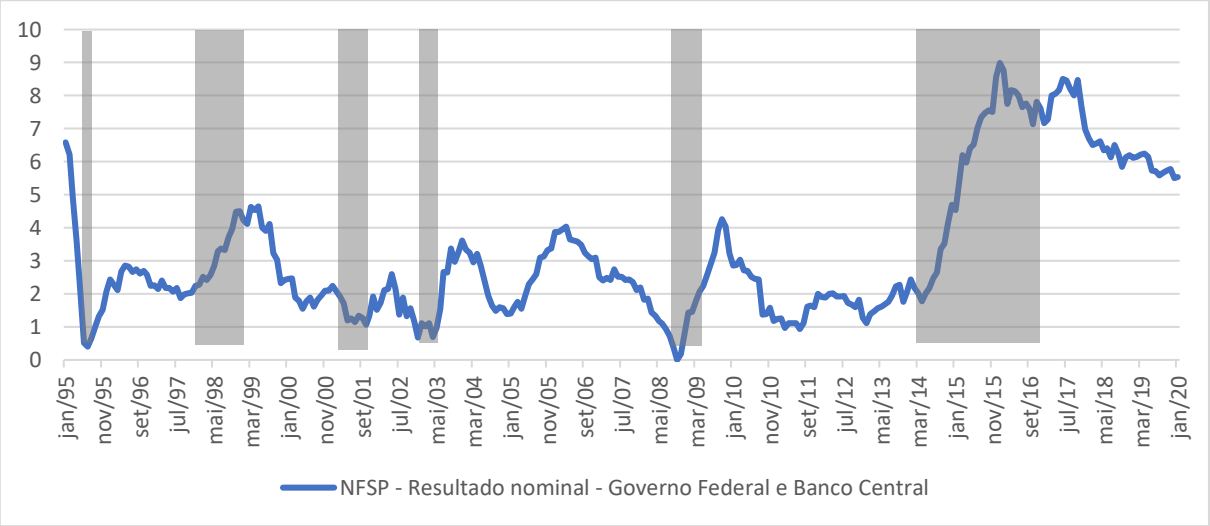
impactos na dívida pública e na política fiscal (CODACE, 2020). As causas que levaram a esse momento de recessão são diversas, desde o descontrole dos gastos públicos, desonerações fiscais, elevação de preços de insumos energéticos, até outros fatores internos e externos, como instabilidade política e diminuição da atividade econômica internacional.

Diante deste cenário de recessão, e por conta de características específicas das contas públicas, começou-se a observar resultados negativos nos indicadores de endividamento público. Acaba-se com a tendência de queda da dívida líquida do setor público e, a partir de 2016, ela apresenta um crescimento expressivo (GRÁFICO 1). Dada a diferença entre juros nacionais e internacionais, a DLSP externa mantém-se em trajetória de queda, mas como mostra o gráfico 2, a partir de 2014 a DLSP interna começa a crescer de forma constante. Em 2014 também já se observa que o resultado primário começa a apresentar déficits crescentes, uma trajetória que se mantém até os dias atuais (GRÁFICO 4).

Além disso, em agosto de 2016, a crise política se agravou, e a então presidente eleita Dilma Roussef sofreu um processo de *impeachment,* sendo afastada do seu cargo. O Vice-Presidente Michel Temer assumiu o controle do governo, tendo que lidar com os enormes desafios do cenário econômico brasileiro, com o PIB contabilizando um resultado negativo de -3,6% e o desemprego atingindo a taxa de 12%.

Outro indicador que mostra a deterioração das contas públicas brasileiras neste período é a Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP), que inclui os gastos com os juros da dívida e mostra uma visão mais completa da situação fiscal. O Gráfico 6 indica que a trajetória da NFSP se manteve relativamente estável entre 1995 e 2013. A partir de maio de 2014, entretanto, quando o país passou a apresentar déficits nominais crescentes, a NFSP alcançou o valor de 8,76% do PIB em fevereiro de 2016. A crise econômica, portanto, revelou a fragilidade as contas públicas brasileiras.

Gráfico 6 – Indicador de Necessidade de Financiamento do Setor Público (% PIB)



Fonte: Elaboração própria (2022) com base nos dados do BCB (2021) e do CODACE (2020)

Esta fragilidade se deu, como indicam Oliveira, Vazquez e Wolf (2017), por três razões diferentes: i) o fato de os gastos públicos serem extremamente rígidos e pró-cíclicos impuseram restrições à implementação de uma política fiscal anticíclica; ii) aumento mais rápido das despesas primárias em relação ao ritmo de crescimento do PIB, causando um desajuste entre receitas e despesas; e iii) com o aumento dos juros nominais neste período, elevou-se o peso da carga de juros sobre a dívida pública. Vale destacar, também, que não houve uma tentativa de reforma fiscal capaz de gerar alterações significativas no sistema tributário e, também, a capacidade de diminuir a rigidez das despesas, com o objetivo de permitir uma folga para aplicação de uma política fiscal anticíclica.

Diante de uma conjuntura econômica e política extremamente desfavorável, o governo adotou um ajuste fiscal conservador, com o congelamento dos gastos públicos pelos próximos vinte anos, através da atual EC nº 95 (BRASIL, 2016), antiga PEC 55. Esta emenda constitucional prevê um teto para o gasto primário, no sentido de eliminar incertezas sobre os resultados primários.

Portanto, o que se pode concluir é que existem desafios significativos para o governo brasileiro, para conciliar crescimento econômico e controle das contas públicas. O teto de gastos impõe uma barreira extremamente grande em se utilizar a política fiscal como ferramenta anticíclica. Até 2018 a economia brasileira ainda não dava sinais de retorno à estabilidade, tanto do ponto de vista do controle de suas contas públicas como em relação ao

crescimento de longo prazo. Além disso, a conjuntura internacional, apesar uma ligeira melhora em relação aos anos imediatamente após a crise de 2008, não mostra indícios de que terá um dinamismo econômico capaz de gerar um ambiente econômico favorável para países com características iguais a do Brasil.

O ano de 2019 começou uma expectativa positiva para a economia. Com a mudança do governo, as intenções e as propostas de reformas essenciais e necessárias para o aumento da atividade econômica traziam uma perspectiva otimista. Entretanto, com uma instabilidade política ainda presente e os efeitos de uma guerra comercial entre Estados Unidos e China, os gráficos apresentados acima indicam que o cenário em relação ao endividamento público não se alterou. Além disso, como mostra o gráfico 5, este ano apresentou o segundo menor nível de investimento público em toda a série de dados analisando, sugerindo a baixa capacidade do governo de realizar investimentos em infraestrutura do país.

A análise deste trabalho se restringirá até o ano de 2019 devido ao fato de que a totalidade das consequências da pandemia global do novo coronavírus sobre a economia brasileira e mundial ainda são desconhecidas e os resultados das medidas extraordinárias para o enfrentamento desta crise serão vistos ao longo do tempo.

2.5 RELAÇÃO ENTRE OS CICLOS ECONÔMICOS E GASTOS DO GOVERNO

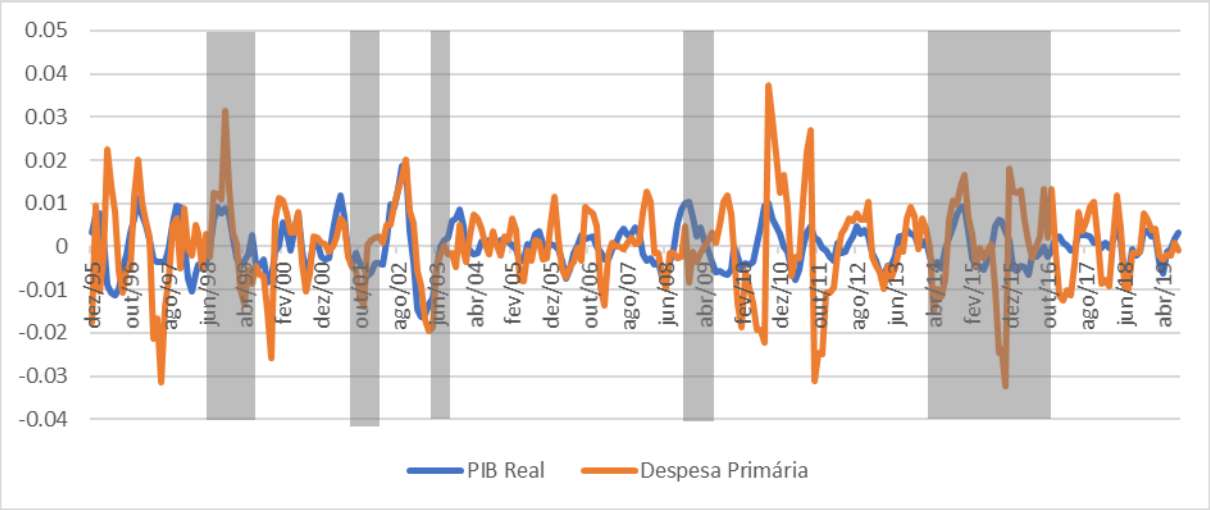
A proposta nesta seção é analisar a relação existente entre os ciclos econômicos do Brasil e a variável de gastos do governo escolhida neste trabalho. A ideia é usar os dados colhidos e usados no método empírico do trabalho para indicar a relação existente entre os componentes cíclicos dos indicadores de atividade econômica – o PIB e o IBC-Br – e o componente cíclico da Despesa Primária. Esta relação apresenta duas situações sobre o comportamento dos gastos do governo mediante a variação da atividade econômica no Brasil. Estes podem ser pró-cíclicos, como ocorre em outras economias em desenvolvimento, ou contracíclicos, sendo uma ferramenta útil para amenizar os efeitos de uma redução da atividade econômica.

Antes de apresentar os gráficos e analisar a relação entre as variáveis, deve-se apresentar de maneira breve a definição de cada uma e as transformações aplicadas no tratamento dos dados utilizados. Vale lembrar que as definições e método econométrico utilizado estão apresentados de maneira mais detalhada nos capítulos 4 e 5.

De acordo o Banco Central do Brasil (2018), o Índice de Atividade Econômica do Banco Central – Brasil (IBC-Br) tem como principal objetivo medir a evolução da atividade econômica do Brasil em periodicidade mensal para contribuir para análise do cenário econômico atual e auxiliar na elaboração de estratégia para a política monetária. Aqui neste trabalho, o IBC-Br é utilizado como uma variável de atividade econômica alternativa ao PIB para analisar o impacto dos gastos na economia.

A Despesa Primária é a variável de gastos do governo usada para a análise do seu impacto nos ciclos econômicos brasileiros. A definição desta variável está disponível no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central e representa o somatório das despesas do Tesouro Nacional, do Banco Central, e da Previdência Social.

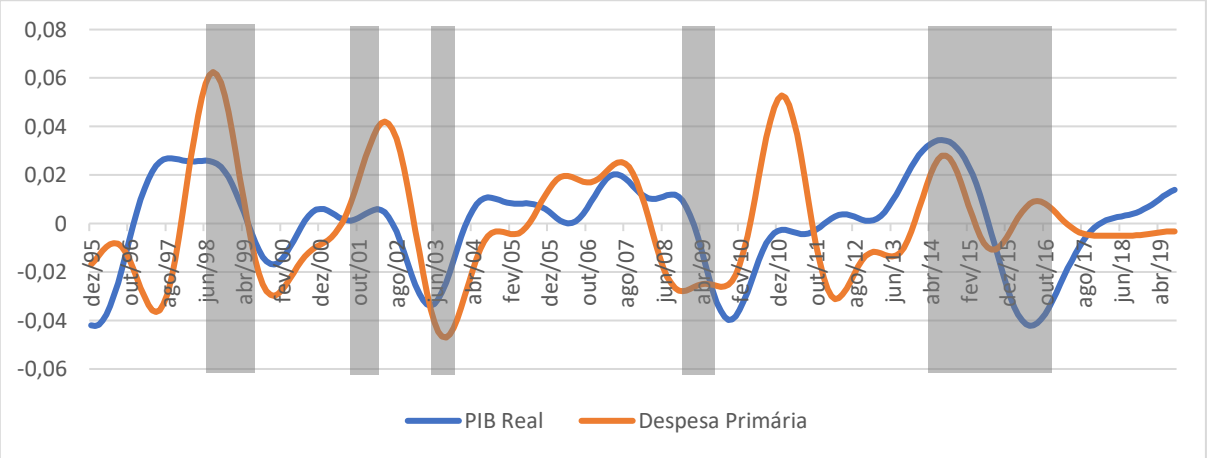
Gráfico 7 – Relação entre PIB e Despesa Primária pelo Filtro HP



Fonte: Elaboração própria (2022) com base nos dados do BCB (2021) e do CODACE (2020)

Os Gráfico 7 e 8 abaixo mostram a relação existente entre os valores reais do PIB com a Despesa Primária tendo como base dois métodos de extração de componentes cíclicos presentes na literatura empírica, o Hodrick-Prescott (HP) e o Christiano-Fitzgerald (CF). Além disso, os gráficos trazem a marcação dos momentos de recessão econômica de acordo com o CODACE. Os Gráficos 9 e 10 apresentam a relação existente entre os valores reais do IBC-BR com a Despesa Primária.

Gráfico 8 – Relação entre PIB e Despesa Primária pelo Filtro CF

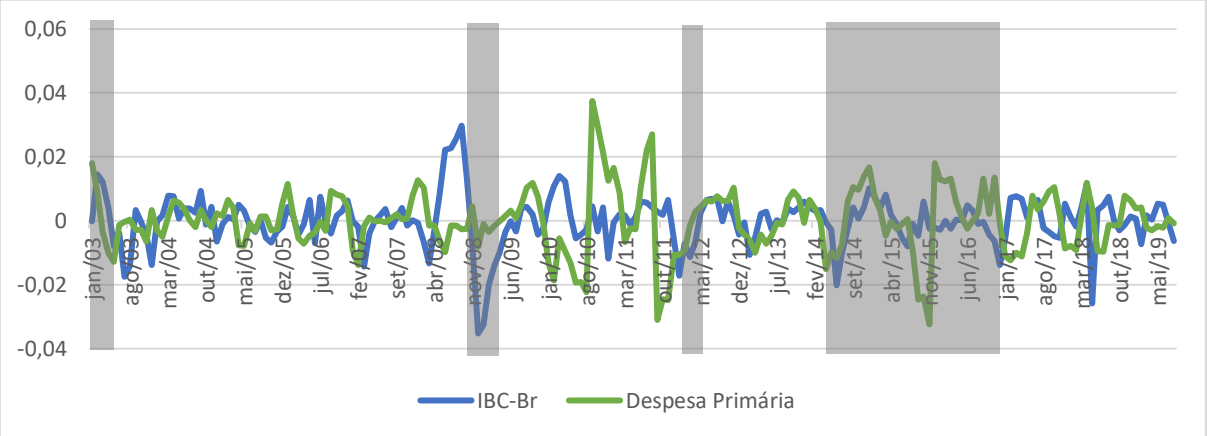


Fonte: Elaboração própria (2022) com base nos dados do BCB (2021) e do CODACE (2020)

A análise gráfica traz alguns detalhes que merecem destaque. O primeiro deles é que a despesa primária aparentemente se comporta de maneira pró-cíclica. Isso quer dizer que, quando o PIB apresenta uma variação cíclica positiva, esta variável de despesa também é positiva. Da mesma forma, quando o indicador cíclico do PIB está caindo, a despesa segue a mesma tendência.

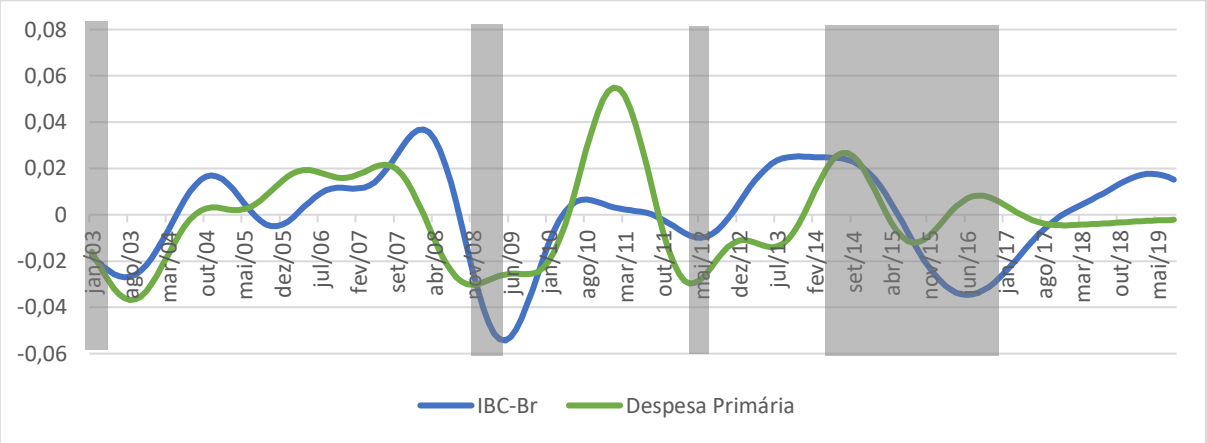
Gadelha e Divino (2013) indicam algumas razões que podem explicar essa relação pró-cíclica dos gastos do governo e o PIB: a variabilidade da base tributária, a corrupção e a existência de economia informal. Utilizando uma análise empírica da economia brasileira com dados entre 2003 e 2011, eles argumentam que estes três fatores, além da rigidez de determinados componentes de gastos, podem explicar a prociclicidade dos gastos do governo no Brasil.

Gráfico 9 – Relação entre IBC-Br e Despesa Primária pelo Filtro HP



Fonte: Elaboração própria (2022) com base nos dados do BCB (2021) e do CODACE (2020)

Gráfico 10 – Relação entre IBC-Br e Despesa Primária pelo Filtro CF



Fonte: Elaboração própria (2022) com base nos dados do BCB (2021) e do CODACE (2020)

Entre abril de 2010 e setembro de 2011 houve um descolamento entre a tendência cíclica da despesa e as variáveis de atividade econômica. Enquanto a despesa primária aumentou, O PIB e o IBC-Br mantiveram-se estáveis. Este período foi marcado pelo aumento dos gastos do governo com base em uma estratégia para conter os efeitos adversos da crise econômica mundial iniciada em 2008. O crescimento do investimento público se baseou, principalmente, no investimento em infraestrutura, nos aumentos reais do salário mínimo e a ampliação dos programas de transferência de renda, como o Bolsa Família. Por conta disso, em 2010 o investimento atingiu o seu maior patamar da série de dados, representando 4,56% do PIB (GRÁFICO 5).

Um outro aspecto que pode ser destacado é que, ao analisar somente os períodos recessivos destacados pelas barras cinzas que se fundamentam na datação do CODACE, somente no final do período recessivo mais longo é que o componente cíclico da despesa primária apresenta uma tendência diferente da observada pelo PIB. Enquanto o PIB apresenta uma queda vertiginosa a partir de dezembro de 2015, a despesa se mantém relativamente constante, com uma leve tendência de aumento.

Este fato mostra a realidade da economia brasileira nesse período, onde o governo ficou impossibilitado de atuar de maneira mais contundente com uma política fiscal anticíclica por conta da rigidez orçamentária em alguns componentes dos gastos, como os gastos obrigatórios e a vinculação de receitas, como indicam Oliveira, Vazquez e Wolf (2017).

Portanto, os quatro gráficos indicam que existe uma tendência pró-ciclica dos gastos do governo, medido aqui pela despesa primária, utilizando dois índices de atividade econômica, o PIB e o IBC-Br. Além disso, diante do histórico das contas públicas brasileiras somente em um momento observou-se um aumento expressivo do componente cíclico da despesa que não foi acompanhado por um aumento da mesma magnitude do PIB e do IBC-Br, o período entre 2010 e 2011.

3 POLÍTICA FISCAL E ESTABILIDADE MACROECONÔMICA: UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA

A literatura que trata sobre o efeito dos gastos do governo nas variáveis macroeconômicas faz uso de argumentos teóricos e métodos econométricos dos mais variados. Por conta disso, resultados distintos têm sido encontrados e não há consenso sobre o impacto de choques de política fiscal na atividade econômica. Busca-se aqui trazer as principais contribuições existentes sobre este tema, tanto na perspectiva teórica como na análise empírica do impacto da política fiscal na economia.

3.1 POLÍTICA FISCAL E ATIVIDADE ECONÔMICA: CANAIS DE TRANSMISSÃO E OS GASTOS DO GOVERNO

A discussão sobre o impacto de gastos do governo na atividade econômica não é nova. Muitos autores buscam entender o efeito de políticas fiscais sobre a atividade econômica de curto e de longo prazo. Mais recentemente, essa discussão voltou à tona diante das claras limitações da atuação da política monetária em uma economia mundial globalizada, principalmente em momentos de crise. O objetivo principal destes trabalhos está em compreender qual o verdadeiro impacto de políticas fiscais diante da realidade econômica brasileira e se estas são capazes de gerar crescimento econômico de longo prazo.

A teoria econômica indica alguns canais através dos quais a política fiscal pode ter um impacto significativo na atividade econômica. Muitos autores identificam que o multiplicador de gastos do governo atinge valores mais altos quando a taxa de juros nas economias está no limite inferior zero. Atualmente, muitas economias enfrentam situações em que não há mais espaço para atuação da política monetária, dado que suas taxas nominais de juros se encontram muito próximas a zero. Nesses casos, se o Banco Central não segue uma regra de Taylor, se a taxa nominal de juros nominal não responde a um aumento nos gastos do governo e se uma política fiscal expansionista consegue gerar resultados positivos no curto prazo, o multiplicador pode alcançar valores superiores a um (CHRISTIANO, 2004; EGGERTSSON, 2011; WOODFORD, 2011; CHRISTIANO; EICHENBAUM; REBELO, 2011).

Quando se trata da relação entre gastos do governo e ciclos econômicos, o principal questionamento que se faz é o seguinte: choques de política fiscal são mais eficazes em momentos em que a economia se encontra num período recessivo? Essa discussão ganhou espaço recentemente a partir da crise de 2008, em razão da incapacidade de muitos governos utilizarem a política monetária de maneira anticíclica.

Intuitivamente pode-se pensar que, quando a economia está desaquecida, com uma alta taxa de desemprego, o aumento dos gastos do governo tem menor probabilidade de substituir o consumo ou investimento privado pelo público, impossibilitando o efeito *crouwding-out* e dando margem para a aplicação de uma política fiscal discricionária. Em outras palavras, em termos do hiato do produto, quando se observa um hiato do produto abaixo do potencial, com a existência de capacidade ociosa na economia, os gastos do governo podem ser capazes incentivar a utilização de fatores de produção e gerar crescimento (BAUM; KOESTER, 2011; BAUM; POPLAWSKI-RIBEIRO; WEBER, 2012; AUERBACH; GORODNICHENKO, 2012).

Ainda nesse sentido, Parker (2011) e Fazzari, Morley e Panovska (2012) argumentam que os modelos keynesianos típicos mostram que a economia nem sempre empregará totalmente todos os recursos disponíveis por conta da demanda insuficiente ou por um momento de recessão econômica. A partir disso, com a produção abaixo do seu nível máximo, um aumento nos gastos do governo ou corte de impostos pode incentivar o emprego de recursos ociosos e aumentar a produção e o consumo.

Pode-se explicar, também, o efeito diferenciado da política fiscal em períodos recessivos através do modelo Keynesiano padrão (IS-LM-OA-DA). Dada uma curva de oferta agregada convexa, em períodos de produção baixa (momento de recessão econômica) esta curva é pouco inclinada e o impacto de uma política fiscal expansionista pode ser considerado significativo. Este impacto pode ser medido pelo multiplicador fiscal (GRUDTNER; ARAGON, 2017).

Além disso, Afonso, Grüner e Kolerus (2010) entendem que existem duas razões para se acreditar que, em momentos de uma crise financeira, uma política fiscal discricionária é muito eficaz para gerar crescimento econômico. A primeira delas é que em uma economia tipicamente keynesiana, onde o desemprego e o excesso de capacidade coexistem, uma crise

causa desequilíbrios nos mercados de trabalho e de produção em razão da queda da demanda por bens privados e dos salários reais. Assim, um estímulo fiscal pode estimular a produção e gerar uma demanda privada por trabalho. Um segundo argumento é que em uma crise financeira, os empréstimos bancários se tornam cada vez mais escassos, tanto para empresas como para consumidores. As transferências governamentais ou reduções de impostos podem resultar em aumento do consumo e as compras governamentais afetam diretamente a sobrevivência de algumas empresas.

Já Canzoneri e outros (2016) analisam a capacidade que um estímulo fiscal tem de gerar crescimento econômico em momento de recessão econômica. Eles desenvolvem um modelo teórico que incorpora o impacto da política fiscal nos atritos financeiros (*spreads*) gerados por momentos de recessão econômica. O início de uma recessão inibe os empréstimos e gera um crescimento dos spreads entre a taxa de depósitos bancários e a taxa de empréstimos. Neste caso, o estímulo fiscal tem a capacidade de reverter essa tendência dado que o spread é mais sensível à política fiscal em momentos de crise. Isso cria um acelerador financeiro muito mais forte nas recessões do que nas expansões, diminuindo o *spread* bancário e gerando expansão na atividade econômica. Desta forma o multiplicador poderia alcançar valores acima de um na fase do ciclo de recessão econômica.

Portanto, a literatura econômica traz algumas indicações de que a política fiscal pode ser uma ferramenta muito útil dos governos centrais para estimular a atividade econômica, principalmente quando se observa momento de recessão econômica. Teoricamente, o multiplicador de gastos pode assumir valores acima de um a depender da fase do ciclo econômico, de como a política monetária dos países reagem a expansões fiscais, além do tempo necessário para que a política fiscal consiga afetar as variáveis macroeconômicas. Parte-se agora para a análise dos resultados empíricos sobre a magnitude dos multiplicadores fiscais no contexto das economias desenvolvidas.

3.2 CICLOS ECONÔMICOS E GASTO DO GOVERNO: EVIDÊNCIA INTERNACIONAL

A crise financeira iniciada em 2008 e uma realidade pouco favorável para a aplicação dos instrumentos de política monetária em algumas economias desenvolvidas trouxe à tona os desafios de se entender qual o efeito de políticas fiscais expansionistas na atividade econômica. Na literatura internacional, muitos autores buscaram entender estes efeitos com

base nos mais variados métodos empíricos. Os resultados destes esforços contribuíram para a discussão e elaboração de estratégias para o enfrentamento de crises.

3.2.1 Gastos do Governo e Modelos DSGE

Modelos dinâmico e estocástico de equilíbrio geral (DSGE) foram utilizados em vários estudos com o objetivo de analisar os efeitos da política fiscal, dadas às especificações particulares de cada economia e de acordo critérios e parâmetros estabelecidos com base em aspectos teóricos.

Galí, Lopez-Salido e Vallés (2007) e Roeger e Veld (2009), por exemplo, desenvolvem modelos teóricos para mostrar que se as famílias enfrentam restrições de crédito, a propensão marginal a consumir se eleva quando há, ao mesmo tempo, uma redução de impostos e aumentos nas transferências de renda por parte do governo. Este fato tornaria a política fiscal uma ferramenta capaz de estimular a economia no curto prazo. Ou seja, se existem restrições de crédito e rigidez de preços e salários, a política fiscal pode ser utilizada como uma política anticíclica.

Forni, Monteforte e Sessa (2009) utilizam um modelo deste tipo para avaliar o impacto dos gastos do governo para a Zona do Euro. A inovação presente neste trabalho, segundo os autores, está na desagregação dos gastos do governo com os dados disponíveis. Isso tornou possível medir o impacto da política fiscal pelo lado das despesas e das receitas. As despesas foram divididas em compras de bens e serviços, remuneração dos funcionários públicos e as transferências de renda para as famílias. Já as receitas são desagregadas entre a distorção da tributação sobre a renda do trabalho e do capital e sobre o consumo. Além disso, para estimação do modelo foram utilizados métodos de inferência bayesiana com base nos dados da Zona do Euro.

Os principais resultado indicam que do ponto de vista das despesas, os gastos do governo com compras de bens e serviços e a despesa direcionada ao pagamento dos funcionários públicos têm efeitos positivos, mas de curta duração, sobre o consumo privado. Já a transferência de renda às famílias tem um impacto maior e mais duradouro. Quando se observa o lado das receitas, os resultados são mais expressivos, indicando que a redução de impostos sobre o

consumo e sobre o capital tem a capacidade de estimar o consumo privado, a produção e investimento no médio prazo.

Cogan e outros (2010) utilizam um modelo DSGE com base em um modelo macroeconômico empiricamente estimado – que os autores consideram mais adequados em comparação com modelos até então usados na literatura empírica – da economia dos Estados Unidos para avaliar o impacto de compras governamentais permanentes na atividade econômica. Os resultados encontrados indicam que as compras governamentais apresentam multiplicadores baixos, inferiores a um, mesmo em um cenário de curto prazo e após o pacote fiscal de 2009. No longo prazo, onde a política fiscal perde força, os multiplicadores passam a apresentar valores negativos.

Woodford (2011) analisa alguns dos modelos DSGE aplicados para o entendimento dos efeitos de políticas fiscais expansionistas e considera algumas questões importantes para que os objetivos propostos sejam alcançados. Ele argumenta que a efetividade de políticas fiscais expansionistas em manter o dinamismo da atividade econômica depende de características específicas em que os países se encontram. Em momentos de recessão, onde as taxas de juros estão em patamares de limite inferior zero e a política monetária não tem a capacidade de estimular a atividade econômica, os modelos DSGE que incorporam bem as características da economia real apresentam multiplicadores fiscais acima da unidade, indicando a característica contracíclica da política fiscal, tanto no aumento do investimento público como na ampliação das compras governamentais. Entretanto, se há ainda algum espaço de manobra para a política monetária ou a economia já não está em um estado de recessão, os multiplicadores ficam abaixo da unidade, e a política fiscal deve ser usada com cautela considerando os limites e as distorções causadas por ela no longo prazo.

Stähler e Thomas (2012) desenvolvem um modelo DSGE para analisar o impacto de medidas de política fiscal. Eles simulam alguns cenários, tendo como base medidas fiscais implementadas ou anunciadas pela Espanha e pelo restante dos países que compõem a União Europeia. O objetivo do trabalho é identificar de que forma uma consolidação fiscal impacta nos países da Zona do Euro. Seu modelo contribui com a literatura econômica de duas formas: a primeira ocorre na medida em que é definido uma estrutura de união monetária entre dois países, capaz de simular políticas fiscais para países em uma área monetária

comum; já a segunda é feita pela desagregação dos gastos do governo, dividida em investimento público, compras públicas e a parte destinada para o pagamento de salários do setor público.

Os resultados indicados pelos autores mostram que uma consolidação fiscal baseada em cortes no investimento público é bastante prejudicial para a atividade econômica de longo prazo. As compras governamentais também têm um impacto negativo pelo fato de que ela afeta a demanda agregada no curto prazo. Já corte nos salários e uma diminuição da oferta de empregos no setor público tende a ter resultados mais positivos em uma consolidação fiscal, pois diminui os custos do trabalho do setor privado e torna a economia mais competitiva no cenário internacional.

Zubairy (2014) desenvolve um modelo DSGE para analisar os efeitos de políticas fiscais expansionistas nos Estados Unidos tendo como base um modelo estrutural bayesiano, capaz de se ajustar a diferentes choques de política fiscal. O autor analisa a distorção causada pelos impostos sobre o trabalho e o capital, além de se preocupar em modelar de forma cuidadosa o comportamento do financiamento do governo. O objetivo principal está em entender como a economia se comporta diante de mudanças nos gastos do governo, nos impostos e na transferência de renda.

Os principais resultados indicam que o multiplicador de gastos está ligeiramente acima da unidade, sendo de 1,07. Isso mostra um efeito positivo do choque de gastos do governo sobre o consumo privado. O efeito multiplicador de corte de impostos sobre o capital e sobre o trabalho apresentam magnitudes menores e só é sentido no longo prazo, onde o investimento é a variável responsável por capturar este efeito. Portanto, ele conclui que os impactos de uma política fiscal expansionista variam bastante entre o curto e o longo prazo. Além disso, em um cenário onde a política monetária não se altera, os multiplicadores fiscais tendem a apresentar coeficientes maiores.

3.2.2 Impacto dos Gastos e Métodos Não-Lineares

Além da utilização de modelos DSGE outras abordagens empíricas também foram empregadas. Ramey e Shapiro (1998) investigam a reação da economia dos Estados Unidos a aumentos expressivos nos gastos militares resultantes de guerras, utilizando um método

conhecido como “abordagem narrativa”. A aplicação deste método se dá no sentido de evitar o problema de identificação que caracteriza a análise de vetores autoregressivos (VAR) e se baseia em episódios fiscais considerados exógenos ao estado da economia. Os autores analisam três períodos no qual os Estados Unidos aumentaram os gastos com armamento das forças armadas: a Guerra da Coréia, a Guerra do Vietnã e a expansão fiscal de Reagan – necessária diante do contexto da Guerra Fria. Este tipo de análise considera os gastos do governo como choques exógenos. Os principais resultados mostram que grandes aumentos nos gastos do governo com defesa e forte queda nos gastos não relacionados a este fator fazem com que o produto total cresça, mas o PIB privado primeiramente sobe, e logo em seguida cai.

Muitos autores estenderam a análise de Ramey e Shapiro (1998), adicionando outras estratégias de análise. Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999) incorporam as variáveis *dummy* utilizadas por estes autores para capturar eventos políticos que resultaram em alguns gastos militares relevantes e incluem também uma abordagem de vetores autorregressivos (VAR) para analisar os efeitos de choques positivos das compras governamentais na economia dos Estados Unidos. Os resultados encontrados indicam que o emprego, a produção e o investimento não-residencial aumentam, mas os salários reais, o investimento residencial e as despesas com consumo diminuem.

Burnside, Eichenbaum e Fisher (2004) permitem que suas variáveis *dummy* respondam a movimentos nas compras do governo e nos impostos sobre capital e trabalho. O objetivo principal do trabalho é entender o efeito de choque de gastos sobre horas trabalhadas e salários reais da economia dos Estados Unidos com base nos dados do pós-Segunda Guerra. Eles estimam o impacto dos choques de gastos do governo exógenos identificados por Ramey e Shapiro (1998) e os resultados indicam quedas persistentes nos salários reais e o aumento das horas trabalhadas em um choque positivo nos gastos.

Romer e Romer (2010) avaliam as causas e as consequências das mudanças no nível de impostos nos Estados Unidos no período pós-guerra. Eles utilizam a abordagem narrativa para identificar quais são as mudanças tributárias que podem ser consideradas de fato exógenas e que são utilizadas para medir os efeitos macroeconômicos das mudanças tributárias. Os resultados mostram que o aumento de impostos em um ponto percentual tem a capacidade de reduzir o PIB real em aproximadamente três pontos percentuais.

Além de considerar os choques de gastos exógenos de Ramey e Shapiro (1998), Ramey (2011b) acrescenta a resposta dos gastos com defesa a partir dos ataques terroristas de 11 de setembro. Ele constrói uma série de dados mais robusta, que captura dados de gastos do governo desde 1939 para medir os efeitos dos choques de gastos na atividade econômica. Os resultados encontrados por este autor mostram que os multiplicadores de gastos são próximos a um quando é incluído dados sobre os gastos da Segunda Guerra Mundial. Se este período não for considerado, os multiplicadores geralmente são menores que a unidade, indicando uma capacidade reduzida de choques de política fiscal gerarem crescimento do PIB.

Outras versões de vetores autoregressivos (VAR) também foram empregadas para entender o impacto da política fiscal na economia. Blanchard e Perotti (2002) aplicam a mesma metodologia utilizada em análises sobre as consequências da política monetária – o método de vetores autoregressivos estruturais (SVAR) – e buscam entender os efeitos dinâmicos dos gastos do governo e da carga tributária sobre o produto dos Estados Unidos após a Segunda Guerra Mundial. Os resultados indicam que choques positivos nos gastos do governo têm efeito positivo sobre o produto, enquanto choques positivos de impostos têm efeito negativo sobre o produto. A política fiscal teria, assim, efeitos tipicamente keynesianos. A magnitude dos multiplicadores, entretanto, são pequenos e próximos de um.

Perotti (2005) amplia a análise de Blanchard e Perotti (2002), e acrescenta em sua investigação os efeitos da política fiscal sobre a atividade econômica, a taxa de inflação e a taxa de juros em cinco países (Estados Unidos, Reino Unido, Canadá, Austrália e Alemanha). Os resultados obtidos apontam para multiplicadores de gastos do governo positivos e maiores do que um somente nos Estados Unidos. O autor não encontra efeitos positivos dos choques de gastos sobre a taxa real e nominal de juros antes de 1980.

Em seu trabalho, Mountford e Uhlig (2009) aplicam um VAR com restrição de sinais para avaliar os efeitos dos choques de política fiscal para a economia dos Estados Unidos. Os autores consideram três principais choques: um choque de ciclo de negócio, definido como um choque que tem a capacidade de mover produção, consumo, investimento não-residencial e receita do governo na mesma direção por um período de tempo definido, um choque de política monetária ortogonal ao choque de ciclo de negócio e, finalmente, choques de política fiscal, ortogonais aos choques de política monetária e de ciclo de negócios. Os resultados encontrados se assemelham aos modelos-padrão dos ciclos reais de negócios (RBC) e a

síntese neoclássica, indicando que os choques de gastos do governo têm pouco efeito sobre o produto e provocam efeitos *crowding out* no investimento.

A crise financeira de 2008 apresentou limitações em relação à utilização da política monetária de redução de taxa de juros como forma de reativar a atividade econômica. Diante disso, novas alternativas se tornam necessárias para se tentar levar a atividade econômica para o seu equilíbrio de longo prazo. Essa dificuldade de utilizar mecanismo de política monetária reacendeu o debate sobre os impactos da política fiscal nas variáveis macroeconômicas.

Uma das principais vertentes da discussão sobre o efeito dos choques fiscais na atividade econômica se concentra na questão de se a magnitude dos multiplicadores depende da fase do ciclo econômico em que a economia se encontra. Recentemente, muitos estudos se concentraram em de entender o comportamento dos multiplicadores nos diferentes momentos da atividade econômica – recessões e expansões – além de testar se esta magnitude varia conforme características específicas de cada país.

Afonso, Grüner e Kolerus (2010) constroem um painel não balanceado com dados disponíveis de 127 países membros e não membros da OCDE para avaliar como os gastos do governo podem contribuir para uma expansão econômica na existência de uma crise financeira. A estratégia empírica utilizada se baseia na interação de uma variável fiscal – que captura o choque de política - com uma variável *dummy*, que indica o estado da economia, momentos de crise e momento de "normalidade", além de realizar testes de Wald, onde a hipótese nula de que os coeficientes de gastos governamentais em crise e os gastos na ausência de crise são iguais. A principal conclusão indica que não se pode rejeitar a hipótese de que o multiplicador fiscal é o mesmo entre diferentes períodos da economia.

Algumas estratégias existentes para medir o tamanho do multiplicador fiscal se baseiam na utilização de vetores autoregressivos não-lineares, capazes de medir o impacto da política fiscal a depender do momento em que a economia do país atravessa. Auerbach e Gorodnichenko (2012), por exemplo, estimam modelos VAR estrutural de transição suave (STVAR) que permite troca de regimes para estimar os efeitos da política fiscal nos diferentes momentos do ciclo econômico com dados dos Estados Unidos. Os resultados encontrados por eles sugerem que políticas que aumentam os gastos governamentais têm impacto muito mais acentuado em períodos de recessão econômica.

Outros autores aplicaram um modelo VAR não-linear que separa observações em diferentes regimes com base em uma variável limiar. A principal vantagem desse método é sua facilidade de especificação, estimação e interpretação quando comparado com outros modelos não-lineares. Batini, Callegari e Melina (2012), Baum, Poplawski-Ribeiro e Weber (2012) e Fazzari, Morley e Panovska (2012) mostram que o multiplicador de gastos varia consideravelmente a depender do estado da economia, mesmo utilizando amostra de dados e variáveis limiares diferentes. Em períodos quando o hiato do produto é negativo e se observa uma baixa utilização dos recursos disponíveis, os choques de gastos do governo têm um efeito significativo na produção, em comparação com momentos de expansão econômica.

Mittnik e Semmler (2012) utilizam outro método capaz de capturar a mudança da fase do ciclo econômico, o de vetores autoregressivos multi-regimes (MRVARs). Eles argumentam que esta estrutura empírica adotada é mais adequada para análise de multiplicador dependente do estado, já que o método MRVAR mostra que o impacto dos choques varia substancialmente entre os regimes econômicos. Seus resultados indicam que um choque de demanda positivo em um regime de baixo crescimento econômico produz um efeito multiplicador no produto que é inicialmente de cerca de um terço maior do que em um regime de alto crescimento. Entretanto, os multiplicadores atingem aproximadamente o mesmo nível após cinco anos.

Ilzetzki, Mendoza e Végh (2013) afirmam que o impacto dos choques de gastos do governo não depende somente da fase do ciclo econômico, mas depende decisivamente de características particulares de cada país, como o grau de desenvolvimento, regime cambial, abertura comercial e endividamento público. Os autores utilizam dados em painel trimestrais de 44 países, com o objetivo de capturar o impacto das variações de alta frequência e estimar os multiplicadores fiscais. Assim, eles mostram que o multiplicador de consumo do governo é maior em países de economias desenvolvidas e o multiplicador do investimento do governo nos países em desenvolvimento além de positivo é maior que a unidade no longo prazo.

Ainda de acordo os autores, em se tratando da taxa de câmbio, o multiplicador fiscal é relativamente grande em economias que operam sob âncoras cambiais predeterminadas, mas é zero em economias que operam com taxas de câmbio flexíveis. Eles afirmam que os multiplicadores fiscais em economias com grau de abertura maior são menores quando

comparadas a economias mais fechadas e, por fim, multiplicadores fiscais em países com um grau de endividamento muito elevado são negativos.

Ramey e Zubairy (2014) e Riera-Crichton, Végh e Vuletin (2015) usam o método de projeção local de Jordà (2005), sendo este capaz de identificar o valor do multiplicador de gastos em momentos diferentes do ciclo de negócios e com base em características específicas dos países, sem a necessidade de restringir a formas das funções de resposta ao impulso. O primeiro artigo citado não encontra evidências de diferenças significativas nos multiplicadores fiscais quando se observa uma taxa de desemprego elevada na economia dos EUA e nem quando a taxa de juros está próxima do seu limite inferior zero.

Já o segundo artigo identifica que, ao se considerar os multiplicadores em recessões e expansões, é fundamental distinguir entre aumentos e reduções nos gastos do governo. Levando em consideração essa distinção, com base em dados de 28 países da OCDE, o multiplicador de longo prazo em momentos recessivos e com os gastos do governo se elevando é de 2,3 em comparação a um multiplicador de 1,3 quando se diferencia apenas entre recessão e expansão.

A Tabela 1 traz um resumo dos principais resultados dos trabalhos empíricos da literatura internacional.

Tabela 1 – Resumo dos trabalhos da literatura internacional

Método Empírico	Autores	Resultados
Abordagem Narrativa	Ramey e Shapiro (1998)	Multiplicador de Gastos positivo no curto prazo
	Edelberg, Eichenbaum e Fisher, (1999)	Multiplicador de Gastos positivo para algumas variáveis
	Burnside, Eichenbaum e Fisher (2004)	Queda nos salários reais e aumento na horas trabalhadas
	Romer e Romer (2010)	Aumento dos impostos gera queda no PIB
	Ramey (2011b)	Multiplicador Fiscal menores que 1
Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR)	Blanchard e Perotti (2002)	Multiplicador de gastos positivo
	Perotti (2005)	Multiplicador de gastos positivo para os Estados Unidos
Vetores Autoregressivos com restrição de sinais	Mountford e Uhlig (2009)	Multiplicador Fiscal pequeno e efeito crouwding-out no investimento
Painel Não Balanceado	Afonso, Grüner e Kolerus (2010)	Multiplicador Fiscal é o mesmo entre diferentes períodos da economia
VAR Estrutural de Transição Suave (STVAR)	Auerbach e Gorodnichenko (2012)	Multiplicador Fiscal mais eficaz em momentos de recessão
VAR não-linear com variável limiar	Batini, Callegari e Melina (2012) Baum, Poplawski-Ribeiro e Weber (2012) Fazzari, Morley e Panovska (2012)	Multiplicador Fiscal mais eficaz em momentos de recessão
Vetores Autoregressivos Multi-Regimes (MRVARs)	Mittnik e Semmler (2012)	Multiplicador Fiscal mais eficaz em momentos de recessão
Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR)	Ilzetzki, Mendoza e Végh (2013)	Multiplicador Fiscal varia a depender de características específica dos países
Projeção Local de Jordà (2005)	Ramey e Zubairy (2014) Riera-Crichton, Végh e Vuletin (2015)	Multiplicador Fiscal maior em períodos de recessão econômica

Fonte: Elaboração própria (2022)

3.3 CICLOS ECONÔMICOS E GASTOS DO GOVERNO: EVIDÊNCIA PARA O BRASIL

Diante da profunda recessão econômica no Brasil entre 2014 e 2016, muitos autores têm aplicado métodos interessantes com o objetivo de testar os efeitos dos gastos do governo sobre a atividade econômica. Este impacto pode ou não ser semelhante aos observados nos outros países diante de certas características específicas encontradas na economia brasileira.

3.3.1 Impacto da Política Fiscal para o Brasil sob a ótica de Modelos DSGE

Vale a pena citar alguns trabalhos relevantes que utilizam uma modelagem teórica para a análise dos dados. Carvalho e Valli (2011) desenvolveram um modelo DSGE com base em métodos bayesianos que incorporam características da economia brasileira. São analisados os efeitos de choques de políticas fiscais através de alguns instrumentos escolhidos, que são: superávit primário, investimento público e transferência de renda. Os principais resultados encontrados indicam que, a depender do instrumento escolhido para o choque, a magnitude do impacto e o tempo de duração variam de maneira considerável. Os efeitos sobre o PIB quando o choque é dado através do superávit primário e as transferências de renda são menores e são percebidos em um momento posterior. Quando se utiliza o investimento público, os efeitos tem uma característica mais persistente.

Cavalcanti e Vereda (2014) incluem em seu modelo DSGE explicitamente a presença de emprego público, com a justificativa de que os gastos com pagamento do funcionalismo público representam uma parcela expressiva do consumo do governo nas contas nacionais. Além disso, eles também consideram outros instrumentos de política fiscal, como as compras de bens e serviços, investimento e transferência de renda. Também se utilizam de diferentes regras de ajuste fiscal. A inovação deste trabalho, segundo os autores, está no fato de que, além de incorporar os gastos com os salários públicos, é utilizado uma grande quantidade de dados fiscais compostos por instrumentos tributários e de gastos capazes de oferecer suporte a diversas análises de impacto da política fiscal. Os autores encontram que os resultados da política fiscal variam a depender da regra de ajuste presente e do instrumento analisado. O instrumento de maior destaque é o investimento público, capaz de gerar multiplicadores fiscais acima de 1 no médio prazo.

Moura (2015) tenta entender os efeitos da política fiscal na economia brasileira. Para isso, ele desenvolve um modelo DSGE que incorpora características específicas da economia brasileira, como famílias de baixa renda com restrição de crédito, um banco central preocupado em atingir metas de inflação definidas pelas autoridades monetárias, a existência de meta de superávit primário, entre outras coisas. Além disso, ele define o estoque de capital público como um fator de produção. Isso resulta na capacidade do modelo de diferenciar os efeitos dos gastos do governo com consumo público e com investimento público sobre o PIB. Os resultados indicam que os gastos com consumo são positivos no curto prazo, mas perdem força e apresentam multiplicadores menores que a unidade longo prazo. Já os gastos com investimento trazem resultados positivos duradouros, pois um maior estoque de capital público gera ganhos de produtividade privada e aumentam a capacidade produtiva do país.

Todorov (2015) apresenta uma modelo DSGE estrutural de pequeno porte calibrado a partir dos dados para a economia brasileira com o objetivo de analisar os multiplicadores fiscais a partir de choques fiscais expansionistas. A particularidade da modelagem está no governo, onde este atua como autoridade fiscal e monetária. Além disso, nas famílias existem agentes Ricardianos e Não-Ricardianos. Os multiplicadores fiscais se dividem entre gastos correntes do governo, que incluem os gastos com investimentos, e diminuição da alíquota de impostos – impostos sobre o consumo e sobre o capital. Os seus principais resultados indicam que os gastos correntes do governo têm um impacto maior no curto prazo e se dissipa ao longo do tempo, enquanto uma diminuição dos impostos afeta a atividade econômica de maneira positiva e significativa no longo prazo.

Costa Jr, Cintado e Sampaio (2016) aplicam um modelo neo-keynesiano básico de economia aberta, com atritos como rigidez de preços e salários, formação de hábitos no consumo, custos de ajuste de investimentos, consumidores ricardianos e não ricardianos, custo do serviço da dívida externa líquida variável e utilização variável de capital. Os resultados encontrados por estes autores indicam que os multiplicadores de gastos que apresentaram magnitudes maiores foram aqueles que representam a diminuição dos impostos sobre o consumo e o investimento público. Portanto, políticas fiscais baseadas nestes dois instrumentos podem ser consideradas mais eficazes para afetar a atividade econômica.

Por fim, Oliveira (2018) traz uma análise sobre o impacto da política fiscal brasileira na política econômica com base em multiplicadores fiscais desagregados. Além disso, um dos

objetivos deste trabalho é entender a dinâmica da política fiscal no Brasil, se ela se comporta de maneira anticíclica, acíclica ou pró-cíclica. Para isso, é estimado um modelo DSGE com base em técnicas bayesianas para obter instrumentos fiscais de gastos e tributos desagregados. A principal contribuição deste trabalho é trazer resultados mais desagregados que possibilitam a elaboração de análises mais precisas. Os resultados apresentados pelos autores indicam que a política fiscal no Brasil é pró-cíclica, onde o consumo público e o investimento público tendem a amplificar os ciclos econômicos. Em relação aos multiplicadores de gastos, o multiplicador de investimento público apresentou um coeficiente mais elevado quando comparado aos multiplicadores de tributos e de gastos com transferências.

3.3.2 Impacto dos Gastos com base em Métodos Empíricos para o Brasil

As especificidades da economia brasileira trazem desafios para a compreensão exata do papel que a política fiscal desempenhou ao longo da história. Uma das principais dificuldades enfrentadas pelos pesquisadores na análise deste tema, entretanto, é a pequena disponibilidade de dados, tanto séries temporais mais longas, como a existência de microdados.

Um dos primeiros trabalhos que tentaram investigar os impactos de choques fiscais na economia brasileira é o de Mendonça, Medrano e Sachsida (2009). Eles aplicam o procedimento de identificação agnóstico proposto por Mountford e Uhlig (2005) para verificar o impacto de choques no consumo corrente do governo e na receita pública líquida sobre o produto interno bruto (PIB) e a taxa de inflação. Com base em um modelo padrão de vetor autoregressivo estrutural (SVAR) linear, seus resultados se assemelham à abordagem da literatura internacional que utilizam uma metodologia linear e indicam que os gastos do governo são pró-cíclicos e, com uma probabilidade de 77%, o PIB decresce após o choque positivo nos gastos públicos e a taxa de juros aumenta com 90% de probabilidade. A resposta do consumo privado é positiva, porém percebe-se um efeito *crowding-out* no investimento.

Posteriormente, Peres e Ellery Jr. (2010) aplicam métodos empíricos com base em VAR estruturais, e incluem uma série de dados importante para a análise do multiplicador de gastos. Variáveis como o produto, consumo das famílias, investimento privado, exportações, importações, gasto público e impostos líquidos, além do papel da dívida pública sobre a determinação da política fiscal. Mais uma vez, choques de gastos do governo não conseguem gerar aumento significativo do PIB.

Matheson e Pereira (2016), usando este mesmo método empírico, estimam um multiplicador de gastos que varia entre 0 e 0,5. Já um multiplicador de receita, que mede um corte nos impostos, chega a atingir a magnitude de 2 no médio prazo. Estes autores ainda calculam um multiplicador de crédito público para entender qual o impacto do crédito disponibilizado pelo governo na atividade econômica. Os resultados indicam que após dois anos, este multiplicador atinge o valor de 3,8 no acumulado.

Além destes, outros autores utilizam essa metodologia, encontrando resultados semelhantes aos citados aqui (PIRES, 2011; ORENG, 2012; MENDONÇA; MARÇAL; HOLLAND, 2016). Quando a razão dívida/PIB é incluída no modelo, caso o governo se preocupe com aumento da dívida pública, os resultados devem levar à estimação de menores efeitos dos gastos públicos sobre o nível de atividade no período analisado (CAVALCANTI; SILVA, 2010).

Moura, Tiryaki e Teixeira (2020) inovam em utilizar o modelo de fator dinâmico para construir um índice de fragilidade fiscal e tentam entender a relação entre este índice e os ciclos econômicos do Brasil. Para isso, eles modelam um vetor autorregressivo (VAR) com o objetivo de testar como um choque na produção afeta a fragilidade financeira. Os resultados indicam que a política fiscal no Brasil apresenta um comportamento contracíclico, dado que um choque positivo na produção tem a capacidade de reduzir a fragilidade das contas públicas do país ao melhorar o equilíbrio no orçamento do governo e diminuir a necessidade de financiamento em momentos de expansão econômica.

Estudos recentes tentaram trazer os métodos econométricos não lineares mais avançados para a análise do multiplicador fiscal. O objetivo principal é verificar se a política fiscal tem impactos maiores ou menores na economia brasileira em diferentes situações. Modelo com VAR com mudança de regime (*Markov Switching*) (PIRES, 2014), *Markov Switching* com VAR Bayesiano (CASTELO-BRANCO *et al.*, 2015), mudança de regime com transição suave (STVAR) (SIQUEIRA, 2015; ORAIR; SIQUEIRA; GOBETTI, 2016; GRUDTNER; ARAGON, 2017; MEREB; ZILBERMAN, 2017) e mudança de regime com base em uma variável limiar (TVAR) (SOAVE, 2015; MENDONÇA; MARÇAL; HOLLAND, 2016; ALVES, 2017) foram utilizados. Os principais resultados dessa literatura apontam para um resultado mais positivo dos choques de gastos em períodos de declínio do PIB. Estes estudos

servem de base para aqueles que defendem a utilização de política fiscal de maneira anticíclica.

Soave (2015), por exemplo, investiga os efeitos não-lineares da política fiscal no Brasil sob dois diferentes regimes de condições financeiras com o objetivo de saber se o multiplicador de gastos possui magnitude diferente na existência de uma crise financeira. Suas conclusões indicam que o efeito da política fiscal é mais acentuado na presença de restrições financeiras, possibilitando um aumento no consumo, com efeitos positivos sobre o produto, o investimento e sobre as condições financeiras. Apesar disso, este autor indica que muito dificilmente os multiplicadores ultrapassam a unidade para o caso brasileiro.

O trabalho de Orair, Siqueira e Gobetti (2016) utiliza também a metodologia de vetores autorregressivos não lineares, seguindo Auerbach e Gorodnichenko (2012), e inova ao construir uma base de dados com frequência mensal para o conjunto da administração pública e estimar multiplicadores fiscais para os diferentes tipos de gastos do governo. Eles encontram que em momentos de recessão econômica, o efeito de alguns tipos de gasto público – investimento, benefícios sociais e gastos com pessoal – se destaca e é maior do que em tempos de expansão. Outro resultado relevante indica que o tamanho dos multiplicadores associados aos subsídios não são significativos e não duram muito tempo independentemente da fase do ciclo econômico.

Entretanto, Grudtner e Aragon (2017) estimam o multiplicador dos gastos do governo por meio de um modelo calibrado para que as recessões deste modelo coincidam com as recessões definidas pelo Comitê de Datação de Ciclos (CODACE) e, também, estimam um modelo VAR estrutural de transição suave (STVAR). Como gastos do governo, eles consideram: consumo do governo, investimento do governo e massa salarial paga pelo governo aos funcionários públicos. Os resultados encontrados mostram que em períodos de recessão, a elevação nos gastos do governo aumenta o produto. Já em períodos de expansão, o choque positivo dos gastos não tem efeito significativo sobre o produto. Além disso, o multiplicador dos gastos do governo não é estatisticamente diferente nos períodos de recessão e expansão.

Portanto, percebe-se a diferença de resultados encontrados na literatura empírica. Entretanto, parece ser um ponto pacífico que a política fiscal é mais eficaz em momentos de recessão econômica, dando a possibilidade da sua utilização de maneira anticíclica. A Tabela 2 resume

os resultados encontrados na literatura utilizando os métodos lineares e não-lineares com base nos dados da economia brasileira.

Esta dissertação contribui com a discussão sobre o impacto dos gastos do governo tendo como base em dados mais recentres sobre a economia brasileira e inova ao aplicar um método empírico diferente dos trabalhos existentes. O GMM, inicialmente proposto por Hansen (1982) e utilizado neste trabalho ainda não foi aplicado para análise de política fiscal, sendo aplicado de forma mais comum na análise de política monetária (CLARIDA; GALÍ; GERTLER, 1997; MEHRA; 1999; FLORENS; JONDEAU; LE BIHAN, 2001; CAPORALE *et al*., 2018). Portanto, os resultados encontrados podem contribuir e dar suporte para o entendimento do efeito empírico das políticas fiscais aplicada na economia brasileira.

A justificativa para o uso deste método na análise empírica do trabalho se dá pelo fato de que algumas variáveis utilizadas são consideradas endógenas ao modelo. Além disso, a presença heterocedasticedade nos dados inviabiliza a utilização do método de Mínimos Quadrados Dois Estágio (2SLS), por exemplo. Nestes casos, a utilizado do GMM é preferível, dado que este é capaz de gerar uma matriz de ponderação ótima responsável por estimar parâmetros mais adequados para a análise empírica. No próximo capítulo será analisado mais a fundo este método.

Tabela 2 – Trabalhos empíricos para o Brasil

Método Empírico	Trabalhos	Multiplicador Fiscal
VAR Restrição de Sinal	Mendonça et al (2009)	Com 77,1% de chance do PIB se reduzir
Vetor Autoregressivo (VAR)	Cavalcanti e Silva (2010)	0
VAR Estrutural (SVAR)	Peres e Júnior (2010)	0.985
	Pires (2011)	1.26
	Oreng (2012)	Entre 0,7 e 1,0
	Matheson e Pereira (2016)	entre 0 e 0,5
	Mendonça et al (2016)	0.5
VAR com Mudança de Regime (*Markov Switching*)	Pires (2014)	Entre 1,4 e 1,5
Markov Switching com VAR Bayesiano	Castelo-Branco, Lima e Paula (2015)	Entre 1,02 e 1,35
VAR com Variável Limiar (TVAR)	Soave (2015)	Regime sem Restrição de Liquidez: 0,697 Regime com Restrição de Liquidez: 0,973
VAR de Transição Não-Linear (STVAR)	Siqueira (2015)	Pré-Eleitoral: 2,1767 Pós-Eleitoral: -2,5468
VAR de Transição Não-Linear (STVAR)	Orair et al (2016)	Recessão: 1,68 Expansão: 0,1623
VAR com Variável Limiar (TVAR)	Mendonça et al (2016)	Recessão: 0.020 Expansão: 0.082
VAR de Transição Não-Linear (STVAR)	Grudtner e Aragon (2017)	Recessão: 1,75 Expansão: 0,94
VAR com Variável Limiar (TVAR)	Alves (2017)	Recessão: 3,1711 Expansão: 1,3034

Fonte: Elaboração própria (2022)

4 DADOS E METODOLOGIA

Esta dissertação utiliza dados mensais da economia brasileira do período que se estende entre dezembro de 1995 e agosto de 2019. A escolha do período inicial ocorre pelo fato de que, para algumas variáveis selecionadas, não existem dados disponíveis anteriores à 1995. Além disso, dados mais recentes não foram considerados devido as distorções causadas pela pandemia do novo coronavírus.

Para os objetivos do trabalho esta série de dados consegue capturar as mudanças que ocorreram na economia brasileira com a implementação do Plano Real, no que diz respeito à aplicação da política fiscal. Todos os dados utilizados neste trabalho foram extraídos do Sistema de Gerenciamento de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (SGS - BCB).

Dado que o objetivo é analisar se o efeito da política fiscal varia a depender da fase do ciclo econômico da economia brasileira, as variáveis selecionadas foram agrupadas da seguinte forma: variáveis que captam o componente cíclico da atividade econômica; a variável de política fiscal responsável por identificar os gastos do governo; e as variáveis de controle que podem estar associadas às flutuações na atividade econômica. Este capítulo descreve essas variáveis e apresenta a metodologia associada à estimação do GMM.

A equação a ser estimada neste trabalho é a seguinte:

$$PIBReal_t = \beta_0 + \beta_1 \text{PIBReal}_{t-1} + \beta_2 \text{desprim}_t + \beta_3 \text{dpfiscal}_t + \beta_4 \text{X} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

onde $\mathbf{PIBReal_t}$ é a variável que mede a atividade econômica, $\mathbf{PIBReal_{t-1}}$ é a variável dependente defasada em um período, $\mathbf{desprim_t}$ representa a Despesa Primária, $\mathbf{dpfiscal_t}$ representa o impacto dos gastos estimado neste trabalho e $\mathbf{X}$ é uma matriz composta pelas variáveis de controle, que são $\mathbf{open_t}$, $\mathbf{ipca_t}$, $\mathbf{premris_t}$, $\mathbf{volcamb_t}$, $\mathbf{solow_t}$, $\mathbf{leirf_t}$. A definição completa de todas estas variáveis será apresentada a seguir.

O $\mathbf{PIBReal_t}$ representa o componente cíclico do indicador de atividade econômica. Para obter esta variável, calculou-se inicialmente o PIB Real, obtido a partir do PIB nominal mensal acumulado dos últimos 12 meses e corrigido para inflação utilizando o Índice de Preços ao

Consumidor Amplo (IPCA), tendo como ano-base 1995[5]. Em seguida, calculou-se o logaritmo natural do PIB Real e derivou-se o seu componente cíclico.

Neste trabalho foram utilizados dois filtros para a obtenção dos componentes cíclicos das variáveis, o Christiano-Fitzgerald (CF) e o Hodrick-Prescott (HP). Isto foi feito pelo fato de que existem vantagens e desvantagens descritas na literatura empírica para a utilização destes dois filtros e, portanto, os resultados encontrados por ambos os filtros podem ser tratados como relevantes e comparados entre si, o que se torna uma opção válida de teste de robustez do modelo proposto.

Em relação ao filtro Christiano-Fitzgerald (CF), este trata a série de dados utilizado como sendo um passeio aleatório e busca minimizar o erro quadrático médio entre os valores estimados e os valores reais. Nilsson e Gyomai (2011) afirmam que para uma série temporal é infinitamente longa, os resultados dos componentes cíclicos pelo filtro CF se aproxima de uma filtragem de frequência perfeita. As principais vantagens deste filtro são que ele se ajusta melhor aos dados em séries temporais e trazem resultados mais precisos se comparados a outros filtros, além da perda mínima dos dados da série (CHRISTIANO; FITZGERALD, 2003; NILSSON; GYOMAI, 2011).

Já o filtro HP, uma desvantagem apresentada é que ele altera a relação temporal das variáveis e torna os resultados menos precisos (Cogley e Nason, 1995; Guay e St.-Amant, 2005). Além disso, Angelis (2004) indica outros problemas relacionados a este filtro. O primeiro deles está associado ao fato de que a aplicação estritamente mecânica do filtro tem a capacidade de alterar características inerentes da série de dados, como o desvio padrão e a correlação. O segundo aspecto está na escolha do parâmetro de suavização, onde essa escolha em alguns casos pode não trazer os resultados mais precisos. Ainda de acordo o autor, uma terceira dificuldade é que o filtro HP distorce os valores das séries nas suas extremidades, perdendo a capacidade de análise no período inicial e no momento final das séries de dados filtradas.

Dado que a literatura indica uma certa vantagem do filtro CF quando se analise uma base de dados com séries temporais – que é o caso desta dissertação – os principais resultados apresentados no próximo capítulo serão obtidos com base neste filtro. Toda a estimação

[5] A necessidade de usar o IPCA para encontrar o PIB Real se dá pelo fato de que não é possível utilizar o deflator do PIB, dado que para esta série só existem dados com periodicidade anual.

também será feita com o filtro HP e os resultados encontrados estão presentes no apêndice do trabalho.

A inclusão da variável dependente defasada como variável explicativa, $\mathbf{PIBReal_{t-1}}$,é uma estratégia comum em trabalhos que usam dados em painel e, também, dados com séries temporais. As vantagens da utilização desta estratégia são que é possível resolver o problema de autocorrelação dos resíduos, torna o modelo estimado assintóticamente não-viesado, além de melhorar especificação e o controle de fatores não-observáveis (WOOLDRIDGE, 2010). Existem evidências na literatura econômica que o PIB de períodos anteriores tem forte relação com o PIB atual, dado que as variáveis componentes do PIB estão fortemente correlacionadas ao longo do tempo. O número de defasagens escolhida para esta variável – somente uma – é para evitar a perda de muitos graus de liberdade.

A variável escolhida para representar o impacto da política fiscal na atividade econômica é a Despesa Primária ($\mathbf{desprim_t}$). Entende-se por despesas primárias àqueles gastos necessários à manutenção de serviços públicos essenciais à população, como por exemplo despesas com pessoal e encargos sociais, além do investimento público. Utilizando os dados disponíveis, foi calculado o valor real do saldo acumulado nos últimos 12 meses desta variável[6] e, logo após, o seu logaritmo natural. O seu componente cíclico é encontrado aplicando os filtros citados acima.

Para captar o efeito da despesa primária no componente cíclico do PIB, a variável **dpfiscal** é resultado da multiplicação de uma *dummy* e o componente cíclico da despesa primária. Esta *dummy* em questão indica os momentos onde se apresenta períodos de recessão (valores iguais a 1) e expansão (valores iguais a 0) da atividade econômica. Isso quer dizer que esta variável vai conseguir capturar o efeito de uma mudança no comportamento dos gastos do governo em períodos onde a economia se encontra em recessão, com base no seu componente cíclico. A ideia é capturar o impacto da política fiscal neste momento específico ao longo do período analisado.

O valor do parâmetro desta variável irá representar o efeito dos gastos do governo em períodos de recessão econômica. De acordo a literatura empírica, é de se esperar que o

[6] O valor real da Despesa Primário foi calculado da mesma forma que o PIB Real, utilizando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) com o ano-base de 1995.

impacto dos gastos seja positivo e relevante para a análise, dado que ele se concentra em entender o efeito da política fiscal em momentos recessivos. Os períodos de recessão usados neste trabalho são baseados no último relatório elaborado pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE, 2020).

4.1 VARIÁVEIS DE CONTROLE

Ao analisar a literatura econômica, entende-se que é importante incorporar outros determinantes das flutuações de curto prazo na atividade econômica na análise. Diante disso, cinco variáveis de controle foram incluídas, são elas:

- O grau de inserção do país no comércio mundial é medido pela variável **open**. A variável foi obtida considerando a soma das exportações e importações em relação ao PIB do país. O componente cíclico desta variável foi obtido através dos filtros CF e HP. Uma maior abertura comercial pode favorecer a economia interna, diminuindo efeitos negativos de choques domésticos, mas também a deixa mais vulnerável ao absorver de forma mais acentuada choques externos (SILVA, 2002).
- A volatilidade da taxa de câmbio nominal é representada por **volcamb**. É medida pelo desvio padrão da taxa nominal de câmbio diária em cada mês. A volatilidade do câmbio afeta o crescimento econômico, gera resultados negativos nas relações de comércio internacional e aumenta a incerteza (COTÉ, 1994; ARIZE, 1995; AGHION *et al*, 2009; JANUS; RIERA-CRICHTON, 2015; SILVA; FREITAS; MATTOS, 2016). É medida pelo desvio padrão da taxa nominal de câmbio diária em cada mês.
- O índice do IPCA (**ipca**) foi utilizado como indicador da instabilidade macroeconômica causada por elevações nas taxas de inflação. Ele foi calculado com base na variação mensal do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), do IBGE, tendo como ano-base 1995. A partir disso, obteve-se o logaritmo natural da série e, então, seu componente cíclico foi obtido com o uso dos filtros CF e HP. À medida que se observam elevadas taxas de inflação, as incertezas macroeconômicas se tornam crescentes, gerando dificuldades para o planejamento de longo prazo e para o investimento. Trata-se, também, de um indicador de eficácia da política monetária.
- O Prêmio de Risco (**premris)** busca capturar o grau de assimetria de informação no mercado de crédito e seu impacto na atividade econômica. Ele representa o spread entre a taxa de juros de títulos considerados livres de risco, emitidos pelo Banco Central, e títulos

emitidos pelas instituições presentes no mercado financeiro (MISHKIN, 2016). Esta variável foi calculada obtendo-se a diferença entre a taxa Selic acumulada no mês e a taxa média de juros das operações de crédito para pessoas jurídicas no Brasil. Dado que ela é uma variável em variação percentual, não é necessário aplicar o logaritmo natural. Entretanto, o seu componente cíclico é encontrado com base nos filtros utilizados neste trabalho. Silva Júnior e Divino (2013) utilizam um modelo DSGE para mostrar que o prêmio de risco é relevante na explicação dos ciclos econômicos no Brasil.

- O resíduo de Solow (**solow**) representa choques de produtividade que não estão relacionados ao capital e trabalho. Esta variável é relevante pois sua variação causa volatilidade no produto ao longo do tempo. O cálculo do valor mensal do resíduo segue Backus, Kehoe e Kydland (1992), e é feito da seguinte forma:

$$Solow = (\ln Y_t - \ln Y_{t-1}) - (1 - \alpha) \cdot (\ln N_t - \ln N_{t-1}) \quad (2)$$

onde $\ln Y_t$ representa o logaritmo natural do produto no período t; $\ln Y_{t-1}$ é o logaritmo natural do produto no período t – 1; $\ln N_t$ representa o logaritmo natural do número de trabalhadores ocupados em t; $\ln N_{t-1}$ é o logaritmo natural do número de trabalhadores ocupados em t – 1[7] e α é um parâmetro que representa a participação do capital na produção. Neste trabalho este parâmetro é igual a 0,36, seguindo Backus, Kehoe e Kydland (1992). Após isso, calculou-se o componente cíclico desta variável, utilizando os filtros CF e HP.

Testou-se, também, a inclusão de uma variável *dummy* para representar a mudança na gestão da organização e da maneira como os gastos públicos são aplicados pelos entes federativos do Brasil, a **leirf**. Esta mudança ocorreu pela aplicação da Lei de Responsabilidade Fiscal, cujo principal objetivo presente no art. 1º era "estabelecer normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal" (BRASIL, 2000). Para a estimação do modelo, ela será incluída na estimação por tornar os resultados mais precisos, apresentando testes de especificações mais adequados.

A estimação dos resultados leva em consideração que seis das oito variáveis do modelo são consideradas endógenas, dada a sua natureza e as evidências da literatura econômica. As

[7] Os dados do número de trabalhadores ocupados foram obtidos do IBGE e tiveram que ser ajustados, pois os dados mensais estão disponíveis somente a partir de 2012. Os valores mensais dos meses anteriores foram encontrados com base na população economicamente ativa ocupada nas regiões metropolitanas.

variáveis endógenas são: $\mathbf{PIBReal_{t-1}}$, **desprim, dpfiscal, open, premris e volcamb.** As duas variáveis considerada exógenas são o **solow** e a dummy **leirf**.

As variáveis foram consideradas como endógenas pelo fato de que existem uma série de fatores presentes na literatura econômica que podem afetar simultaneamente o componente cíclico do PIB e estas variáveis. Estes fatores são de ordem econômica – momentos de contração e expansão –, política – períodos de maior instabilidade na política interna –, e fatores externos – choques internacionais, positivos e negativos.

Já a variável **solow** – que representa o resíduo de Solow – mede os choques de produtividade devido ao progresso tecnológico que não estão relacionados aos fatores de produção tradicionais, o capital e o trabalho. Ela é considerada exógena devido ao fato de que os seus parâmetros são definidos teoricamente, sem ter relação direta com os determinantes da atividade econômica. Em relação a *dummy* **leirf,** ela é tida como exógena no modelo devido ao fato de que é uma *dummy* que representa uma lei determinada sem interferência direta dos componentes de atividade econômica. Na estimação do modelo, aplica-se um teste de exogeneidade que comprova esta característica de ambas as variáveis, que está disponível no apêndice do trabalho.

A Tabela 3 traz as estatísticas descritivas dos componentes cíclicos das variáveis utilizadas neste trabalho.

Tabela 3 – Estatísticas Descritivas e Correlações Cruzadas

		Estatísticas Descritivas					Correlações Cruzadas						
	Variável	Obs.	Média	Desv.Pad	Min	Max	pibreal	desprim	dpfiscal	open	ipca	premris	solow
Filtro HP	pibreal	285	2.40E-12	0.0052	-0.0163	0.0190	1.0000	0.3670	0.2310	0.0694	-0.8190	-0.0694	0.2420
	desprim	285	7.89E-12	0.0102	-0.0324	0.0375		1.0000	0.5340	-0.0048	-0.4340	-0.0139	0.0541
	dpfiscal	285	-0.000068	0.0054	-0.0324	0.0316			1.0000	-0.1300	-0.2990	-0.1260	0.0343
	open	285	-4.10E-13	0.0024	-0.0073	0.0079				1.0000	0.1970	-0.0165	0.0671
	ipca	285	2.60E-12	0.0045	-0.0186	0.0172					1.0000	-0.0157	-0.0973
	premris	285	6.73E-10	2.2920	-8.6340	12.4600						1.0000	-0.0247
	solow	285	3.84E-12	0.0044	-0.0170	0.0146							1.0000
Filtro CF	pibreal	285	-0.0001	0.0187	-0.0423	0.0344	1.0000	0.3270	0.3590	0.3120	-0.2240	-0.3570	0.1060
	desprim	285	-0.0004	0.0230	-0.0470	0.0625		1.0000	0.5890	-0.2100	-0.3680	0.2290	-0.0396
	dpfiscal	285	0.0024	0.0130	-0.0407	0.0625			1.0000	-0.1630	-0.1100	0.0949	0.1080
	open	285	-0.0002	0.010	-0.0233	0.0289				1.0000	-0.1160	-0.0832	-0.2790
	ipca	285	0.0001	0.0153	-0.0343	0.0351					1.0000	-0.1550	0.0503
	premris	285	-0.3830	4.3510	-13.3900	11.6000						1.0000	-0.2200
	solow	285	-8.82E-05	0.00219	-0.00668	0.00476							1.0000

Fonte: Elaboração própria (2022)

4.2 MÉTODO EMPÍRICO

O que predomina na análise de política fiscal no Brasil, em se tratando do seu efeito multiplicador, é a aplicação de modelos com vetores autoregressivos não-lineares com o objetivo de captar a magnitude do impacto da política fiscal em períodos de recessão e expansão econômica (ORAIR *et al.,* 2016; MENDONÇA *et al*., 2016; GRUDTNER; ARAGON, 2017; ALVES, 2017).

A análise proposta neste trabalho consiste em aplicar uma estratégia de identificação pouco usual no estudo do impacto da política fiscal na atividade econômica. O que será feito é a estimação do modelo tendo como base uma curva IS log-linearizada em torno do estado estacionário capaz de capturar o comportamento cíclico da produção em modelos DSGE Novo-Keynesianos.

Tiryaki, Teixeira e Araújo (2021) mostram que este comportamento cíclico da produção estimado por meio da curva IS log-linearizada em um modelo canônico DSGE pode ser representado por:

$$\tilde{y}_t = E_t\tilde{y}_{t+1} - \frac{1}{\theta}(\tilde{r}_t - E_t\tilde{\pi}_{t+1}) + u_t^{IS} \qquad (3)$$

onde E_t é o valor esperado de uma variável no período t; para uma variável qualquer X_t, $\tilde{x}_t$ é capaz de identificar os desvios do log natural em torno do seu estado estacionário. Isso quer dizer que $\tilde{x}_t = \ln X_t - \ln \overline{X}_t$ e $\overline{X}_t$ é o valor de X_t no seu estado estacionário. No modelo canônico novo-keynesiano básico, o impacto dos choques de política fiscal, que é o objeto de estudo deste trabalho, pode ser considerado exógeno e estaria sendo capturado por u_t^{IS}.

A ideia apresentada neste trabalho é identificar se o impacto de curto prazo dos gastos do governo é diferente dado o momento em que a economia brasileira se encontra. Para isso, utiliza-se um método empírico que normalmente é aplicada em estudos sobre política monetária, o GMM. Utilizando este procedimento, Clarida e outros (2000) estimam uma regra geral da taxa básica de juros dos Estados Unidos, a *Federal Founds rate*, para avaliar a aplicação da política monetária em diferentes períodos de ação do Banco Central. A escolha deste método se dá por conta das características dos dados utilizados e a presença de endogeneidade.

O GMM, inicialmente proposto por Hansen (1982), normalmente é utilizado em trabalhos empíricos quando se observa a presença de endogeneidade na base de dados, que torna ineficiente outros estimadores existentes na econometria. Este método define uma classe de estimadores de forma que os parâmetros são estimados com base em um conjunto de condições de momento adequadamente definidos (HARRIS; MÁTYÁS, 1999).

A descrição que se segue do estimador GMM baseia-se em Baum, Schaffer e Stillman (2007), salvo quando referências adicionais são indicadas. Na sua forma matricial, a equação a ser estimada é definida por:

$$Y = X\beta + u \tag{4}$$

onde Y representa o vetor (T x 1) da variável dependente, X é a matriz (T x n) dos regressores, β um vetor (1 x n) de parâmetros desconhecidos e u representa o termo de erro. Para uma linha específica, temos:

$$y_i = X_i\beta + u_i \tag{4.1}$$

onde $X_i = (x_{1i}, ..., x_{ni})$ é um vetor de observações. Na presença de endogeneidade dos regressores, deve-se ter uma matriz Z (T x q) de variáveis instrumentais, com q > n. Os instrumentos q devem ser ortogonais ao termo de erro, $E(Z_{ti}u_i) = 0$, ∀i e t = 1, ..., q. Ou seja,

$$E_{gi}(\beta) = 0$$

O problema da endogeneidade surge quando há a suspeita de que as variáveis de interesse estejam correlacionadas com o termo de erro da equação. São três os principais fatores que levam a existência de variáveis endógenas, seguindo Wooldridge (2011):

i. Variáveis omitidas, quando existem variáveis relevantes para o modelo, porém não há dados disponíveis destas e, com isso, impossibilita a sua utilização;
ii. Erro de medida, quando as variáveis disponíveis captam somente um efeito parcial da variável dependente. Isso ocorre quando existem apenas dados capazes de apresentar resultados aproximados da relação entre a variável explicativa e a variável de interesse;
iii. Simultaneidade, que ocorre quando pelo menos uma das variáveis explicativas incluídas no modelo é determinada conjuntamente com a variável dependente.

Supondo que se encontre instrumentos representativos e exógenos, para qualquer estimador $\hat{\beta}$, pode-se escrever essas condições de ortogonalidade da amostra de L momentos da seguinte forma:

$$\bar{g}(\hat{\beta}) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} g_i(\hat{\beta}) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Z_i'(y_i - X_i\hat{\beta}) = \frac{1}{n} Z'\hat{u} \tag{5}$$

n representando o número de observações. O objetivo principal do GMM é estimar um valor para β de forma que $\bar{g}(\hat{\beta})$ seja o mais próximo de zero quanto possível. A partir disso, surgem duas situações. A primeira ocorre quando a equação a ser estimada é exatamente identificada, pois o número de coeficientes T é igual ao número de momentos L, L = T. Nesse caso, existe um único $\hat{\beta}$ que resolve $\bar{g}(\hat{\beta}) = 0$ e o estimador GMM é igual ao estimador de Variáveis Instrumentais (IV). A segunda situação ocorre quando a equação é sobre identificada, L > T, agora existindo mais de um $\hat{\beta}$ que iguale a zero todas as condições de momento L.

Andrade, Tiryaki e Cavalcanti (2017) mostram que é necessário utilizar uma matriz de ponderação W, L x L, com a finalidade de construir a forma quadrática nas condições de momento e, assim, derivar a função objetivo do GMM:

$$J(\hat{\beta}) = n\bar{g}(\hat{\beta})'W\bar{g}(\hat{\beta}) \tag{6}$$

onde um estimador GMM para β é o $\hat{\beta}$ que minimiza J($\hat{\beta}$).

De acordo Baum e Schaffer (2003), ao derivar as condições T de primeira ordem e resolvê-las temos que,

$$\frac{\partial J(\hat{\beta})}{\partial \hat{\beta}} = 0$$

A partir dessa condição, o estimador GMM é dado por:

$$\hat{\beta}_{GMM} = (X'ZWZ'X)^{-1}X'ZWZ'y \tag{7}$$

Com isso, os autores questionam qual seria a escolha ótima para a matriz de ponderação. Dado que o interesse é encontrar estimadores eficientes, a matriz de ponderação deve ser escolhida de forma que ela permita gerar uma variância assintótica mínima e, portanto, resultados eficientes.

Além disso, é importante destacar que existem na literatura econômica alguns métodos de escolha para o processo de otimização do GMM, sendo dois utilizados na estimação econométrica deste trabalho, o GMM dois estágios (GMM2S) e o GMM com atualização contínua (CUE-GMM).

O primeiro deles, o GMM2S, utiliza dois passos iterativos para o cálculo do estimador consistente e eficiente do GMM. A primeira etapa deste processo se dá pelo cálculo da matriz de covariância das condições de ortogonalidade, S, que é consistente, mas não eficiente. A partir dessa matriz S obtém-se a minimização da função objetivo através do cálculo de uma matriz de ponderação constante, representada por $W = (S(\hat{\beta}))^{-1}$. Essa matriz W assume autocorrelação serial e é estimada por uma função kernel do tipo Bartlett com largura de banda q definido automaticamente pelo programa estatístico utilizado que se baseia nos critérios de Newey e West (1994, *apud* BAUM *et al*, 2007) ou de acordo os dados da amostra. Esta matriz de ponderação é usada para encontrar o valor dos parâmetros. A estratégia adotada neste trabalho foi utilizar q = auto, onde o valor de q e definido automaticamente. A exceção se deu quando não houve convergência para a geração da matriz W e, tendo como base Baum e outros (2007), o critério usado foi escolher $q = n^{1/3}$.

O segundo processo, GMM com atualização contínua, possui como principal diferença do GMM2S a maneira como se obtém a matriz de covariância das condições de ortogonalidade, S, que a partir de agora será continuamente atualizada de acordo o β obtido pela própria derivação do modelo. Portanto, é gerada uma matriz de ponderação para cada momento obtido. Como Baum, Schaffer e Stillman (2007) indicam, a principal vantagem ao utilizar esse método é que ele apresenta uma melhor performance em modelos com amostra finita.

A estratégia de estimação adotada neste trabalho vai seguir da seguinte forma: no primeiro momento, será feita a estimação em nível usando o Mínimos Quadrados Dois Estágios (MQ2E). As variáveis instrumentais usadas na estimação serão as variáveis endógenas defasadas em dois períodos. A utilização de defasagens como variáveis instrumentais se justifica pelo fato que as variáveis deste trabalho apresentam um grau de persistência. Além disso, a escolha de se defasar somente em dois períodos ocorre para evitar a perda excessiva de graus de liberdade.

Portanto, para as variáveis endógenas **$\mathbf{PIBReal_{t-1}}$**, **desprim, dpfiscal, open, prermris e volcamb,** os seus instrumentos são, respectivamente, **$\mathbf{L.\,PIBReal_{t-1}}$**, **$\mathbf{L2.\,PIBReal_{t-1}}$**, **L.desprim L2.desprim L.dpfiscal L2.dpfiscal L.ipca L2.cipca L.premris L2.premris L.volcamb L2.volcamb L.open L2.open**. Aqui, **L** e **L2** representam os operadores de defasagens, onde as variáveis são defasadas em um e dois períodos, respectivamente. Além disso, a utilização de duas defasagens apenas é feita de forma a não se perder graus de liberdade em excesso. West e outros (2007) mostram que estimadores obtidos utilizando este procedimento são eficientes. Dado que usamos o filtro CF para estimação e análise dos dados, será apresentado no próximo capítulo os resultados encontrados. Vale lembrar novamente que os resultados da estimação utilizando o filtro HP estarão disponíveis no apêndice do trabalho.

A segunda etapa é verificar a presença de heterocedasticedade e autocorrelação no modelo estimado. Existem testes elaborados especificamente para modelos com variáveis instrumentais e séries temporais e serão apresentados a seguir. Caso se confirma a presença de heterocedasticedade no modelo estimado, deve-se estimar novamente a equação usando o GMM. A primeira estimação foi feita por mínimos quadrados dois estágios e os resultados encontrados podem ser vistos no Apêndice A.

A estimação do GMM foi feita com base nos dois processos de identificação destacados acima: o GMM2S e o CUE-GMM. O método que utiliza o procedimento de atualização contínua da matriz de ponderação é considerado mais adequado com a presença de amostras finitas. Neste trabalho, serão apresentados os resultados obtidos nos dois processos como forma de comparação e, ao mesmo tempo, como teste de robustez.

Dado que as variáveis **solow** e **leirf** são exógenas, o teste chamado de estatística C é aplicado como forma de comprovar empiricamente a exogeneidade delas. Este teste exclui as variáveis selecionadas do modelo e testa a validade dos instrumentos, sendo a hipótese nula de que tanto o modelo com este instrumento excluído como o modelo com ele incluído são válidos. O teste C e os demais testes de especificação das estimações apresentadas no próximo capítulo serão colocadas no apêndice do trabalho.

Algumas questões merecem destaque. Para identificar se os resultados apresentam os problemas de heterocedasticedade e autocorrelação, aplicou-se os testes indicados pela literatura. Em relação à heterocedasticedade, os testes-padrão de White/Koenker e Breusch-

Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg buscam captar a presença de heterocedasticedade em modelo com variáveis instrumentais, cuja hipótese nula é de homocedasticedade. O teste identificado para testar autocorrelação é o proposto por Cumby e Huizinga (1992), onde a hipótese nula indica a inexistência de autocorrelação do termo de erro.

As Tabelas 4 e 5 indicam a presença de heterocedasticedade e autocorrelação nos dados. Portanto, isso mostra que o método de MQ2E não deve ser utilizado na estimação desse modelo, dado que ele não é adequado. Parte-se, então para utilização do GMM com o objetivo de encontrar parâmetros válidos para interpretação.

Tabela 4 – Teste de Hetericedasticedade

Teste de heterocedasticedade usando os níveis das VI - H0: Distúrbios são homocedásticos	
	Filtro Christiano-Fitzgerald
Teste de White/Koenker nR2	81,348
P-valor	**0,0000**
Breusch-Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg	71,334
P-valor	**0,0000**

Fonte: Elaboração própria (2022)

Tabela 5 – Teste de Autocorrelacão

Teste de Cumby-Huizinga - H0: errors não-autocorrelacionados de ordem 1	
	Filtro Christiano-Fitzgerald
Estatística	230,18682
P-valor	**5,428E-52**

Fonte: Elaboração própria (2022)

5 RESULTADOS

Os principais resultados obtidos neste trabalho estão divididos em duas seções. A primeira traz os dados encontrados com base na utilização dos dois procedimentos de otimização do GMM apresentados no capítulo anterior, o GMM2S e o CUE-GMM, bem como também nos componentes cíclicos das variáveis obtidos pelo filtro CF, que representa a tabela principal de resultados. A utilização destes dois procedimentos tem como objetivo trazer maior robustez e gerar resultados mais precisos para a análise. A estimação traz que o efeito dos gastos do governo proposto, que se baseia nas Despesas Primárias, é positivo e estatisticamente significativo. Sendo assim, o aumento dos gastos do governo tem impacto diferente a depender da fase do ciclo da economia brasileira e, além disso, pode gerar aumentos na atividade econômica de curto prazo.

A segunda seção traz a estimação do mesmo modelo, mas agora tendo como variável dependente o Índice de Atividade Econômica do Banco Central – Brasil (IBC-Br), uma variável alternativa elaborada pelo Banco Central capaz de capturar o nível de atividade da economia brasileira, que será apresentada com mais detalhes. Os resultados indicam que o impacto dos gastos é ligeiramente negativo para a economia brasileira em momentos de recessão da atividade econômica.

5.1 IMPACTO DOS GASTOS E ESTABILIDADE MACROECONÔMICA

O principal objetivo deste trabalho é medir o impacto da política fiscal sobre as flutuações econômicas de curto prazo no Brasil. Tendo isso em vista, a Tabela 6 traz os resultados da estimação do modelo com base nos componentes cíclicos das variáveis utilizando o filtro Christiano-Fitzgerald. Esta seção tem como objetivo destacar os principais resultados obtidos pela estimação do modelo.

A primeira constatação a ser feita é que o PIB Real defasado é altamente correlacionado com a atividade econômica em períodos posteriores, indicando que esta variável apresenta certo grau de persistência. Além disso, a variável de Despesas Primárias, responsável por capturar parte das despesas do governo entre elas o investimento público, apresentou um sinal negativo e com relevância estatística com o método CUE- GMM. Isso indica que, quando não se leva em consideração o momento em que se encontra a economia, uma elevação nas despesas tem

um impacto negativo sobre a atividade econômica de curto prazo. Em outras palavras, uma política fiscal expansionista pode acarretar em uma queda no componente cíclico do PIB Real. Como ilustração, tem-se que um aumento de 10% nesta variável está relacionado a uma queda de 0,47% no componente cíclico do PIB Real.

A análise das Despesas Primárias no Brasil pode ser baseada em algumas fases. Gobetti e Orair (2015) destacam duas fases entre 1999 e 2015, sendo um período contracionista e outro expansionista. Apesar disso, umas das principais características das despesas é a sua rigidez, devido principalmente ao crescimento dos benefícios sociais. Orair (2018), tratando especificamente dos investimentos públicos, mostra que estes variaram bastante neste mesmo período, apresentando momentos de expansão e de retração que dependem de momentos específicos da economia e, também, de calendários políticos – quando se observa aumentos do investimento público em períodos pré-eleitorais.

A variável de interesse deste trabalho, o **dpfiscal**[8], foi elaborada com o objetivo de capturar se o efeito dos gastos do governo é diferente a depender da fase do ciclo econômico. Este efeito representa as variações cíclicas das Despesas Primárias durante recessões econômicas. A Tabela 6 indica que os gastos públicos ajudam a estimular a atividade econômica durante períodos recessivos, sendo este resultado estatisticamente significativo somente pela estimação com atualização contínua.

Isso mostra que, durante recessões, um choque positivo de política fiscal gera aumentos no componente cíclico do PIB. Dado que esta representa uma variável interativa, a interpretação do seu coeficiente deve ser feita conjuntamente com a variável que representa a despesa primária. Portanto, em termos práticos, o impacto real da elevação dos gastos do governo sobre a atividade econômica em momento de recessão econômica é dado da seguinte forma: um aumento em 10% nos gastos do governo gera um aumento em aproximadamente 12% da variável cíclica do PIB Real durante recessões econômicas.

Vale destacar que o impacto de uma política fiscal expansionista é positivo e importante em momentos de recessão. Esse resultado se assemelha aos encontrados por outros autores. Os trabalhos mais recentes para a economia brasileira indicam que uma política fiscal ativa em

[8] A **dpfiscal** aqui proposta se refere ao impacto, positivo ou negativo, das despesas primárias na atividade econômica em momento de recessão econômica.

momento de recessão economia é eficaz, pois o impacto dos gastos, principalmente aquele que trata especificamente do investimento público, apresenta resultados positivos e acima da unidade quando se separa as fases dos ciclos econômicos (ORAIR; SIQUEIRA; GOBETTI, 2016; GRUDTNER; ARAGON, 2017). A estimação feita pelo filtro HP – disponíveis no apêndice – reforça o impacto positivo de uma política fiscal expansionista em recessões econômicas.

Para as variáveis de controle, a estimação mostra que a variável responsável por medir a variação de preços, o IPCA, não se mostra estatisticamente significativo para a análise do modelo. O prêmio de risco apresenta o coeficiente negativo nos dois cenários, indicando que o prêmio de risco menor tem a capacidade de elevar o PIB no curto prazo. Em outras palavras, uma melhora nas condições do fluxo de recursos financeiros para empresas e famílias, dada uma menor assimetria de informação, gera incentivo para a concessão de crédito e aumento da liquidez da economia. Como consequência, gera expansão de curto prazo do PIB (OUREIRO, 2004; MENDONÇA; NUNES, 2011; MPAPALIKA; MALIKANE, 2019).

Sobre a volatilidade do câmbio, agora ela apresenta sinal positivo com GMM2S e sinal negativo com CUE-GMM. Normalmente, a literatura indica que aumentos na volatilidade gera diminuição da atividade econômica, onde uma maior volatilidade cambial prejudica expansões na atividade econômica, pois aumenta a incerteza e prejudica as transações comerciais (BOSWORTH; COLLINS; CHEN, 1996; VIEIRA; DAMASCENO, 2016). O papel da taxa de câmbio nas economias se tornou fundamental diante da integração financeira ocorrida a partir da década de 1970. Silva, Freitas e Mattos (2016) argumentam que essa integração atingiu os países em desenvolvimento a partir da adoção do câmbio flexível na década de 1990. Entretanto, o resultado ambíguo obtido neste trabalho traz a necessidade de cautela na sua interpretação.

No que diz respeito a abertura comercial, uma maior inserção da economia brasileira na economia global tem a capacidade de aumentar a atividade econômica interna, mas também pode absorver choque externos negativos. Na estimação, esta variável apresentou um coeficiente negativo com o filtro CF. Como indica Silva (2002), uma maior abertura comercial torna os países suscetíveis a choques externos negativos, que podem gerar impacto sobre a atividade econômica de curto prazo. Para o período de análise dos dados, em alguns momentos a economia internacional enfrentou grandes desafios e passou por momentos de

recessão, com destaque para a crise de 2008. Este resultado pode estar indicando que a economia brasileira absorveu em certa medida os efeitos negativos desta crise.

Por fim, choques positivos de produtividade geram variações positivas na atividade econômica. Dado que o resíduo de Solow é responsável por capturar o impacto do progresso tecnológico na atividade econômica, o coeficiente positivo desta variável indica que inovações tecnológicas tem efeito positivo e estatisticamente relevante em momentos de expansão da economia brasileira. Este resultado corrobora com a literatura econômica que indica os efeitos positivos da inovação tecnológica na atividade econômica (SOLOW, 1956; ROMER, 1986; LUCAS, 1988). Leal e Figueiredo (2021) indicam que a inovação tecnológica está intimamente relacionada com a expansão da atividade econômica das economias desenvolvidas e os países emergentes, caso do Brasil.

Tabela 6 – Estimação pelo Método dos Momentos Generalizados com base no PIB Real

	Filtro CF	
	GMM2S	CUE-GMM
L1.PIB Real	0,959*** (0,013)	0,931*** (0,028)
Despesa Primária	0,012 (0,007)	-0,047** (0,024)
DPFISCAL	-0,007 (0,010)	0,168** (0,066)
IPCA	-0,005 (0,013)	-0,028 (0,022)
Prêmio de Risco	-0,0003*** (0,000)	-0,0003*** (0,000)
Volatilidade do Câmbio	0,017*** (0,006)	-0,085*** (0,026)
Open	-0,008 (0,017)	-0,288*** (0,076)
Resíduo de Solow	0,871*** (0,082)	-0,455 (0,339)
Lei de Responsabilidade Fiscal	-0,001*** (0,000)	0,004** (0,002)
Constante	0,001 (0,000)	-0,001 (0,001)
Observações	282	282
R^2	0,995	0,945
Estatísitica F	5666	769,6

Fonte Elaboração própria (2022)
Notas: (i) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; (ii) Erros padrão entre parênteses.

5.3 GASTOS DO GOVERNO E SUA RELAÇÃO COM O ÍNDICE DE ATIVIDADE ECONÔMICA DO BANCO CENTRAL (IBC-BR)

Como um teste de robustez, propõe-se aqui utilizar uma variável dependente alternativa que captura a atividade econômica no Brasil. Esta variável é o Índice de Atividade Econômica do Banco Central – Brasil (IBC-Br). Ele é elaborado pelo Banco Central com o objetivo de medir a atividade econômica tendo como base algumas *proxies* de desempenho dos principais setores da economia brasileira, sendo estes os "índices de volume da produção da agropecuária, da indústria e do setor de serviços, além do índice de volume dos impostos sobre a produção" (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2018).

O uso desta variável específica para o teste de robustez é considerado adequado devido às semelhanças que se observa na trajetória dela quando comparada à do PIB, apesar das diferenças metodológicas na elaboração do IBC-Br. Além disso, a periodicidade dos dados é diferente, o que permite comparar os resultados com amostras distintas. Uma desvantagem que pode ser apontada para esta base de dados é o período menor de tempo de elaboração e divulgação feitos pelo Banco Central, disponível somente a partir de janeiro de 2003. Este fato diminui os graus de liberdade da estimação.

A Tabela 7 traz a estimação do modelo com a mudança da variável dependente e o período de tempo de análise, sendo agora de janeiro de 2003 a dezembro de 2019. A restrição ao período final acontece pelo mesmo motivo apontado anteriormente, onde se exclui da análise os efeitos causados pela pandemia do novo coronavírus. A tabela resume os coeficientes encontrados com base na utilização do filtro CF, além dos dois métodos de estimação do GMM utilizados neste trabalho, o GMM2S e o CUE-GMM.[9]

Alguns aspectos importantes podem ser destacados diante dos resultados obtidos. O primeiro deles é que sete das oito variáveis são estatisticamente representativas para explicar o modelo. Em relação à variável dependente defasada, temos que os valores passados apresentados pelo IBC-BR afetam positivamente a variação cíclica do IBC-BR atual, indicando persistência, da mesma forma como aconteceu com o PIB Real defasado. Além disso, o prêmio de risco mais uma vez se mostra com sinal negativo, seguindo os principais resultados da análise anterior.

[9] Da mesma forma que a análise com base no PIB Real como variável dependente, os critérios de escolha de largura da banda *q* para o GMM de Atualização Contínua foram adotados para que houvesse convergência na estimação do modelo.

Em relação à volatilidade do câmbio, a interpretação aqui se assemelha ao que é observado de maneira geral à literatura econômica. Do ponto de vista do comércio internacional, uma maior volatilidade cambial tem a capacidade de alterar os preços dos bens domésticos em relação aos bens internacionais, gerando aumento da incerteza e, consequentemente, redução do comércio. Esta redução, por sua vez, tem a capacidade de diminuir a atividade econômica (JANUS; RIERA-CRICHTON, 2015; SILVA; FREITAS; MATTOS, 2016). Segundo alguns autores, o impacto da volatilidade cambial é mais sentido em países em desenvolvimento pelo fato da que os mercados financeiros não serem plenamente desenvolvidos. Um mercado financeiro robusto é capaz de amenizar as perdas causadas pela diminuição do comércio (AGHION *et al.*, 2009; BLOOM *et al*, 2007).

No que diz respeito à variável de abertura comercial, ela se apresenta com um sinal negativo e estatisticamente relevante para explicação do modelo, independentemente do filtro e do método GMM utilizados. Como citado anteriormente, sua própria natureza pode explicar o fato de ela estar contribuindo negativamente para oscilações no IBC-BR, dado que uma ela pode estar indicando que no período analisado, a economia brasileira está absorvendo choques externos negativos da economia global, principalmente no que diz respeito ao fluxo de capitais externos e aos preços das commodities.

Um resultado que merece cautela em sua análise está em relação ao resíduo de Solow. Esta variável se mostrou relevante, porém com sinal negativo, diferentemente do que se observou com o PIB Real. É um resultado contraintuitivo que pode estar relacionado ao baixo número de observações utilizado na estimação e deve ser avaliado com cautela. Outro resultado interessante diz respeito ao IPCA. Ele não apresenta relevância estatística nesta estimação indicando que as oscilações de preços não têm impacto na análise de curto prazo proposta no trabalho, resultado semelhado ao encontrado com o PIB Real.

Por fim, as duas variáveis de interesse do trabalho também se mostraram estatisticamente relevantes. Para as Despesas Primárias, os resultados evidenciam mais um impacto negativo sobre a atividade econômica quando não se indica a fase cíclica, pois esta variável e o componente cíclico do IBC-BR variam em direções opostas. Isso indica que uma elevação destas despesas gerou uma queda da atividade econômica. Este fato pode estar ligado sua à composição, onde se observa que grande parte de seus componentes – como por exemplo subsídios – tem uma menor capacidade de dar dinamismo à economia. Orair, Siqueira e

Gobetti (2016) mostram que alguns componentes da despesa apresentam multiplicadores maiores em momentos de recessão, como os benefícios sociais e os investimentos em ativos fixos. Entretanto, quando se considera o conjunto total das despesas, o impacto dos gastos não apresenta um resultado relevante.

A variável do impacto dos gastos é estatisticamente relevante para o modelo, ratificando o que foi encontrado quando se utiliza o PIB Real como variável dependente. Isso confirma a hipótese deste trabalho de que o impacto dos gastos do governo é diferente entre as fases cíclicas da economia brasileira. Entretanto, dado a natureza desta variável, o seu coeficiente deve ser analisado de maneira conjunta com a Despesa primária. Sendo assim, uma elevação de 10% na variável de impacto dos gastos gera variação de -0,03%, indicando que a política fiscal nesse cenário tem uma relevância econômica pequena e gera um impacto negativo sobre a atividade econômica de curto prazo em períodos recessivos.

Portanto, duas principais conclusões podem ser destacadas. A primeira diz respeito às Despesas Primárias, que podem apresentar resultados negativos em determinadas circunstâncias e a depender do recorte dos dados e da estratégia econométrica utilizada. A segunda diz respeito a variável de impacto dos gastos proposto neste trabalho. Ela indica que o efeito dos gastos é diferente a depender da fase do ciclo econômico e, com base no PIB Real, o efeito de uma política fiscal expansionista na economia brasileira durante uma recessão é positivo e tem a capacidade de dar maior dinamismo à atividade econômica em períodos de crise, assim como Pires (2014), Castelo-Branco, Lima e Paula (2015), Orair, Siqueira e Gobetti (2016) e Alves (2017) observaram. Já com a variável de atividade econômica IBC-Br, o impacto de curto prazo dos gastos em momentos de recessão econômica apresenta um resultado negativo, indicando que uma política de gastos do governo tem um efeito ambíguo sobre a atividade econômica, principalmente quando se observa o curto prazo. Este fato pode estar associado a composição do tipo de gastos que se tem priorizado na economia brasileira no período analisado.

O apêndice deste trabalho ainda traz outras estimações para fins de comparação com os principais resultados obtidos. Na primeira estimação foi retirado da série de dados a variável Despesa Primária para avaliar o comportamento do modelo e os resultados não se mostraram muito precisos em termo devido a problemas nos testes de sub-indentificação dos instrumentos e o teste C de exogeneidade das variáveis. Na segunda estimação, o exercício foi

feito em retirar a variável **dpfiscal** aqui proposta e, mais uma vez, os testes de especificação do modelo falharam em trazer resultados robustos para a análise. Além disso, em ambos os testes, as principais variáveis de interesse deste trabalho não apresentaram relevância estatística e os resultados não se alteraram de maneira significativa.

Tabela 7 – Estimação pelo Método dos Momentos Generalizados com base no IBC-Br

	Filtro CF	
	GMM2S	**CUE-GMM**
L1.IBC-Br	**0,973*** (0,024)**	**0,937*** (0,018)**
Despesa Primária	**-0,052** (0,024)**	**-0,087*** (0,020)**
DPFISCAL	0,054 (0,037)	**0,084*** (0,018)**
IPCA	0,011 (0,021)	0,052 (0,031)
Prêmio de Risco	-0,0003 (0,000)	**-0,001** (0,000)**
Volatilidade do Câmbio	**-0,090*** (0,022)**	-0,019 (0,015)
Open	**-0,144*** (0,030)**	**-0,233*** (0,026)**
Resíduo de Solow	**-0,190** (0,095)**	**-0,134** (0,065)**
Constante	**0,004*** (0,001)**	0,001 (0,001)
Observações	197	197
R^2	0,982	0,983
Estatísitica F	3279	11660

Fonte: Elaboração própria (2022)
Notas: (i) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; (ii) Erros padrão entre parênteses.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Essa dissertação se concentrou em analisar se o impacto da política fiscal é diferente a depender da fase do ciclo econômico da economia brasileira. Buscou-se entender a efetividade dos gastos do governo diante de dois diferentes cenários da atividade econômica de curto prazo, momentos de recessão e de expansão. O método empírico aplicado se baseou no GMM utilizando dois procedimentos de otimização presentes na literatura, além da filtragem dos componentes cíclicos das variáveis utilizando dois diferentes filtros.

Uma inovação deste trabalho está na metodologia aplicada. Aqui, foi utilizado o GMM com o intuito de avaliar o efeito dos gastos do governo na economia brasileira. A escolha deste método se deu pelo fato de que os dados utilizados apresentam o problema de endogeneidade. Sendo assim, o GMM é o método mais adequado para a estimação neste caso, devido a presença de heterocedasticedade na base de dados se comparado a outros métodos existentes na literatura empírica, como por exemplo o M2QE.

Os resultados encontrados sugerem que o impacto dos gastos do governo da economia brasileira é diferente a depender da fase do ciclo econômico. Na estimação utilizando o PIB Real como variável independente, os gastos públicos aparentam estimular a atividade econômica durante recessões. Já com base no IBC-Br, o impacto dos gastos públicos mostrou-se negativo, mas sua relevância econômica foi menos representativa.

Outro resultado interessante a se destacar é que a Despesa Primária apresentou resultados semelhantes utilizando variáveis de atividade econômica diferentes. Tanto com o PIB Real como com o IBC-Br, a despesa primária indicou um efeito *crownding-out* dos gastos, onde uma política fiscal expansionista em recessões pode gerar distorções no investimento privado e, consequentemente, um impacto negativo sobre a atividade econômica de curto prazo.

As principais contribuições deste trabalho para a condução da política fiscal no Brasil são que este trabalho traz que a utilização de uma política fiscal expansionista pode gerar resultados positivos para a atividade econômica no curto prazo em períodos recessivos. Para além disso, os resultados apresentados aqui também indicam a complexidade na utilização política fiscal brasileira com objetivos de gerar aumentos do PIB.

Os resultados obtidos neste trabalho seguem a maior parte da literatura empírica e mostra que o efeito de políticas fiscais expansionistas é positivo em momentos de recessão econômica e capaz de dar maior dinamismo à atividade econômica. Em trabalhos futuros, a robustez dos resultados pode ser melhorada com a utilização de uma maior quantidade de dados. Adicionalmente, é interessante incorporar outras variáveis de gastos do governo, segregando as despesas por tipos de gastos.

REFERÊNCIAS

AFONSO, António; GRÜNER, Hans Peter; KOLERUS, Christina. **Fiscal policy and growth, do financial crises make a difference?** Frankfurt: European Central Bank, 2010. (Working paper, n. 1217).

AGHION, Philippe; BACCHETTA, Philippe; RANCIERE, Romain; ROGOFF, Kenneth. Exchange rate volatility and productivity growth: the role of financial development. **Journal of Monetary Economics**, v. 56, p. 494–513, 2009.

ALVES, Renan Santos. **O impacto da política fiscal sobre a atividade econômica ao longo do ciclo econômico:** evidências para o Brasil**.** 2017. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2017.

ANDRADE, Cláudia S. M; TIRYAKI, Gisele F; CAVALCANTI, I. Causalidade e estratégias de identificação. *In:* ANDRADE, Cláudia S. M; TIRYAKI, Gisele F. **Econometria na prática**. Rio de Janeiro: Alta Books, 2017. cap. 6, p. 243-308.

ANGELIS, Cristiano T. **Um estudo sobre os filtros Hodrick-Prescott e Baxter-King.** 2004. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2004.

ARANTES, Flávio***;*** LOPREATO, Francisco L. C. 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, p. 1-34, 2017.

ARIZE, Augustine C. The effects of exchange-rate volatility on U.S. exports: an empirical investigation. **Southern Economic Journal**, v. 62, n. 1, p. 34-43, 1995.

AUERBACH, Alan J.; GORODNICHENKO, Yuriy. Measuring the output responses to fiscal policy. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 4, n.2, p. 1-27, 2012.

BACKUS David K.; KEHOE, Patrick J.; KYDLAND, Finn E. International real business cycles**. The Journal of Political Economy**, v. 100, n. 4, p. 745-775, 1992.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Sistema gerenciador de séries temporais.** Disponível em: https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=preparar-TelaLocalizarSeries. Acesso em: 25 set. 2021.

BARBOSA, N. ; SOUZA, J. A. P. A inflexão do Governo Lula: política econômica, crescimento e distribuição de renda. *In:* SADER, E. ; GARCIA, M. A. (orgs). **Brasil**: entre o passado e o futuro. São Paulo: Boitempo, 2010.

BATINI, Nicoletta; CALLEGARI, Giovanni; MELINA, Giovanni. **Successful austerity in the United States, Europe and Japan**. Washington: International Monetary Fund, IMF, 2012. (Working paper).

BAUM, Anja; KOESTER, Gerrit B. **The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle**: evidence from a threshold VAR analysis. Frankfurt: Deutsche Bundes bank, 2011. (Discussion paper series 1: economic studies, n. 3).

BAUM, Anja; POPLAWSKI-RIBEIRO, Marcos; WEBER, Anke. **Fiscal multipliers and the state of the economy**. Washington: International Monetary Fund**,** IMF, 2012. (Working paper).

BAUM, Christopher. F. ; SCHAFFER, Mark E. ; STILLMAN, Steven. Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. **Stata Journal**, v. 3, n. p. 1–31, 2003.

BAUM, Christopher. F.; SCHAFFER, Mark E.; STILLMAN. Enhanced routines for instrumental variables/generalized method of moments estimation and testing. **The Stata Journal**, v. 7, n. 4, p. 465-506, 2007.

BELKE, Angar.; GROS, Daniel.; OSOWSKI, Thomas. The effectiveness of the Fed's quantitative easing policy: new evidence based on international interest rate differentials. **Journal of International Money and Finance**, v. 73, p. 335–349, 2017.

BERNANKE, Ben S. Opening remarks: monetary policy since the onset of the crisis. *In:* **The changing policy landscape**. Kansas City: Federal Reserve Bank of Kansas City, 2012.

BLANCHARD, Olivier; PEROTTI, Robert. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 117, p. 1329-1368, 2002.

BLINDER, A. S. Revisiting monetary policy in a low-inflation and low-utilization environment. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 44, p. 141–146, 2012.

BOSWORTH, Barry P. ; COLLINS, Susan M.; CHEN, Yu-chin. Accounting for differences in economic growth. *In*: KOHSAKA, Akira; OHNO, Koichi. **Structural adjustment and economic reform**: east Asia, Latin America, and central and eastern europe. Tokyo: Institute of Developing Economies, 1996. cap. 2.

BRASIL. Constituição (1988). **Emenda constitucional nº 95, 15 de dezembro de 2016.** Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/emendas/emc/e-mc95.htm. Acesso em: 25 set. 2021.

BRASIL. Presidência da República. **Lei complementar nº 101, de 4 de maio de 2000.** Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/lcp101.htm. Acesso em: 13 jul. 2020.

BURNSIDE, Craig; EICHENBAUM, Martin; FISHER, Jonas D. M. Fiscal shocks and their consequences. **Journal of Economic Theory**, v. 115, n.1, p. 89-117, 2004.

CANZONERI, Matthew; COLLARD, Fabrice; DELLAS, Harris; DIBA, Behzad. Fiscal multipliers in recessions. **The Economic Journal**, v. 126, p. 75–108, fev. 2016.

CAPORALE, Guglielmo M.; HELMI, Mohamad H.; ÇATIK, Abdurrahman N.; ALI, Faek M.; AKDENIZ, Coşkun. Monetary policy rules in emerging countries: is there an augmented nonlinear taylor rule? **Economic Modelling**, v. 72, p. 306-319, 2018.

CARVALHO, Fabia A. ; VALLI, Marcos**. Fiscal policy in Brazil through the lens of an estimated DSGE model**. Brasília: Banco Central do Brasil**,** 2011. (Texto para discussão**,** n. 240).

CASTELNUOVO, Efrem; SURICO, Paolo. Monetary policy, inflation expectations and the price puzzle. **The Economic Journal**, v. 120, p. 1262-1283, 2010.

CASTELO-BRANCO, Marco Antônio; LIMA, Elcyon C. R.; PAULA, Luiz Fernando. Mudanças de regime e multiplicadores fiscais no Brasil entre 1999-2012: uma avaliação empírica. *In:* ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 43., 2015, Florianópolis, Santa Catarina, **Anais [....].** Florianópolis: ANPEC, 2015.

CAVALCANTI, Marco Antônio F. H.; VEREDA, Luciano. Multiplicadores dos gastos públicos: estimativas a partir de um Modelo DSGE para o Brasil. **Carta de Conjuntura**, n. 25, p. 109–116, dez. 2014.

CAVALCANTI, Marco Antônio F. H.; SILVA, Napoleão L. C. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. **Revista de Economia Aplicada**, v. 14, n. 4, p. 391-418, set. 2010.

CHRISTIANO, Lawrence J. **The zero bound, low inflation, and output collapse.** Evanston: Northwestern University, Department of Economics, 2004.

CHRISTIANO, Lawrence; EICHENBAUM, Martin; REBELO, Sergio. When is the government spending multiplier large? **Journal of Political Economy**, v. 119, n. 1, p. 78-121, fev. 2011.

CHRISTIANO, Lawrence; FITZGERALD, Terry. The band pass filter. **International Economic Review,** v. 44, n. 2, p. 435–65, 2003.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. **Monetary policy rules in practice**: some international evidence. Cambridge: NBER, 1997. (Working paper, n. 6254).

CLARIDA, Richard; GALÍ, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147-180, 2000.

COGAN, John F.; CWIK, Tobias; TAYLOR, John B.; WIELAND, Volker. New Keynesian versus old Keynesian government spending multipliers. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 34, n. 3, p. 281-295, 2010.

COGLEY, Timothy; NASON, James M. Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series Implications for business cycle research. **Journal of Economic Dynamics and Control**, n.19, p. 253-278, 1995.

COMITÊ DE DATAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS (CODACE). **Comunicado de datação de ciclos mensais brasileiro**. Disponível em: https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-06/comunicado-do-comite-de-datacao-de-ciclos-economicos-29_06_2020-1.pdf . Acesso em: 25 set. 2021.

COSTA JR., Celso José; CINTADO, Alejandro C. G. ; SAMPAIO, Armando Vaz. Post-2008 brazilian fiscal policy: an interpretation through the analysis of fiscal multipliers. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 47, n. 1, p. 93-124, jan. -mar. 2017.

COTÉ, Agathe. **Exchange rate volatility and trade**. Ottawa: Bank of Canada, 1994. (Staff working paper, n. 1994-5).

CUMBY, Robert; HUIZINGA, John. Testing the autocorrelation structure of disturbances in ordinary least squares and instrumental variables regressions. **Econometrica**, v. 60, n. 1, p. 185-95, 1992.

EDELBERG, Wendy; EICHENBAUM, Martin; FISHER, Jonas D. M. Understanding the effects of a shock to government purchases. **Review of Economic Dynamic**, v.2, n.1, p. 166-206, 1999.

EGGERTSSON, Gauti B. What fiscal policy is effective at zero interest rates? **NBER Macroeconomics Annual**, v. 25, n. 1, p. 59-112, 2011.

FATÁS, Antonio; MIHOV, Ilian. Fiscal policy and business cycles: an empirical investigation. **Moneda y Credito**, v. 212, p. 167-210, 2001.

FAZZARI, Steven M. ; MORLEY, James, PANOVSKA, Irina. **State dependent effects of fiscal policy**. Adelaide: Australian School of Business Research, 2012.

FLORENS, Clémentine; JONDEAU, Eric; LE BIHAN, Hervé. **Assessing GMM estimates of the federal reserve reaction function**. Paris: Banque de France, 2001. (Working paper n. 83).

FORNI, Lorenzo; MONTEFORTE, Libero; SESSA, Luca. The general equilibrium effects of fiscal policy: estimates for the Euro area. **Journal of Public Economics**, v. 93, n. 3-4, p. 559-585, 2009.

FRAGA, Gilberto Joaquim; BACHA, Carlos José C. Abertura comercial, Capital Humano e crescimento econômico no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 2, ago. 2013.

GADELHA, Sérgio Ricardo de B.; DIVINO, José Angelo. Uma análise da ciclicidade da política fiscal brasileira. **Estudos Econômicos,** São Paulo, v. 43, n. 4, p. 711–743, 2013.

GALÍ, Jordi; LOPEZ-SALIDO, J. David; VALLÉS, Javier. Understanding the effects of government spending on consumption. **Journal of the European Economic Association**, v. 5, n. 1, p. 227-270, mar. 2007.

GERTLER, M. ; KARADI, P. A model of unconventional monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 58, n. 1, p. 17–34, 2011.

GOBETTI, Sérgio W. ; SCHETTINI, Bernardo P. **Dívida líquida e dívida bruta**: uma abordagem integrada para analisar a trajetória e o custo do endividamento brasileiro. Brasília:, IPEA, 2010. (Texto para discussão 1514).

GRUDTNER, Vanessa; ARAGON, Edilean Kleber S. B. Multiplicador dos gastos do governo em períodos de expansão e recessão: evidências empíricas para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 71, n. 3, p. 321–345, 2017.

GUAY, Alain; ST.-AMANT, Pierre. Do the Hodrick-Prescott and Baxter-King filters provide a good approximation of business cycles? **Annales d'Économie et de Statistique**, n. 77, p. 133-155, 2005.

HAGEDORN, Marcus; LUO, Jinfeng; MANOVSKII, Iourii; MITMAN, Kurt. Forward guidance. **Journal of Monetary Economics**, v. 102, p. 1–23, 2019.

HANSEN, Lars Peter. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 1029-1054, 1982.

HANSEN, Lars P. Generalized method of moments estimation: a time series perspective. *In*: SMELSER, N.J. ; BATES, P.B. **International encyclopedia of social and behavioral sciences**. Amsterdam: Elsevier, 2001. p. 9743-9751.

HARRIS, David; MÁTYÁS, László. Introduction to the generalized method of moments estimation. *In:* MÁTYÁS, László. **Generalized method of moments estimation.** Cambridge: U.K Cambridge University Press, 1999. cap. 1, p. 1-29.

ILZETZKI, Ethan; MENDOZA, Enrique G. ; VÉGH, Carlos A. How big (small?) are the fiscal multipliers? **Journal of Monetary Economics**, v.60, n.2, p. 239-254, 2013.

JANUS, Thorsten; RIERA-CRICHTON, Daniel. Real exchange rate volatility, economic growth and the Euro. **Journal of Economic Integration**, v. 30, n. 1, p. 148-171, 2015.

LEAL, Carlos Ivan S.; FIGUEIREDO, Paulo N. Inovação tecnológica no Brasil: desafios e insumos para políticas públicas. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 55, n. 3, p. 512-537, 2021.

LOPREATO, Francisco Luiz C. **Aspectos da atuação estatal de FHC a Dilma**. Brasília: IPEA, 2015. (Texto para discussão).

LUCAS, R., E. On the mechanics of economic development, **Journal of Monetary Economics**, v.22, n. 1, 3-42, 1988.

MATHESON, Troy; PEREIRA, Joana. **Fiscal multipliers for Brazil**. Washington: IMF, 2016. (Working paper, n. 79).

MEHRA, Yash P. A forward-looking monetary policy reaction function. **Economic Quarterly**, v. 85, n. 2, p. 33—53, 1999.

MENDONÇA, Mário Jorge; MEDRANO, Luis Alberto; SACHSIDA, Adolfo. **Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil resultados de um procedimento de identificação agnóstica**. Rio de Janeiro: IPEA, 2009. (Texto para discussão, n. 1377).

MENDONÇA, Helder F. ; NUNES, Marcio. Public debt and risk premium: an analysis from na emerging economy. **Journal of Economic Studies**, v. 38, n. 2, p. 203–217, 2011.

MENDONÇA, Diogo de Prince; MARÇAL, Emerson Fernandes; HOLLAND, Marcio. **Is fiscal policy effective in Brazil? an empirical analysis.** São Paulo: CEMAP, 2016. (Working paper series, n. 9).

MEREB, Julio; ZILBERMAN, Eduardo. **Multiplicadores no Brasil em tempos de fragilidade fiscal**. [S.l]: Instituto Brasileiro de Economia, 2017.

MISHKIN, Frederic S. **The economics of money, banking and financial markets**. Columbia University: Pearson, 2006.

MITTNIK, Stefan; SEMMLER, Willi. Regime dependence of the fiscal multiplier. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 83, p. 502-522, 2012.

MOURA, Bruno A. ; TIRYAKI, Gisele F. ; TEIXEIRA, Diego N. Fragilidade fiscal e os ciclos econômicos no Brasil pós-Plano Real: evidências de um modelo de fator dinâmico associado à análise VAR. **Nova Economia,** v. 30, n. 2, p. 517-549, 2020.

MOURA, Guilherme V. Multiplicadores fiscais e investimento em infraestrutura. **Revista Brasileira de Economia**, v.69, n.1, p. 75-104, 2015.

MOUNTFORD, Andrew; UHLIG, Harald. What are the effects of fiscal policy shocks? **Journal of Applied Econometrics**, v. 24, n. 6, p. 960-992, 2009.

MPAPALIKA, J. ; MALIKANE, C. The determinants of sovereign risk premium. **Journal of Risk and Financial Management**, v.12, n. 29, p. 1-20, 2019.

NILSSON, R.; GYOMAI, G. **Cycle Extraction**: a comparison of the phase-average trend method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald Filters. Paris: OECD Statistics, 2011. (Working papers, n. 2011/04).

OBSERVATÓRIO DE POLÍTICA FISCAL (FGV). **Investimentos públicos**: 1947-2020. Disponível em: https://observatorio-politicafiscal.ibre.fgv.br/series-historicas/investi-mentos-publicos/investimentos-publicos-1947-2020. Acesso em: 25 set. 2021.

OLIVEIRA, Gesner; TUROLLA, Frederico. Política econômica do segundo governo FHC: mudança em condições adversas. **Tempo Social - USP**, v. 15, n. 2, p.195-217, 2003.

OLIVEIRA, Giuliano Contento; VAZQUEZ, Daniel Arias; WOLF; Paulo José W. Evolução da dívida e da necessidade de financiamento do setor público no Brasil (1995-2016): um balanço do período Pós-Real. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 21, n. 3, p. 1-30, 2017.

OLIVEIRA, Vitor Kayo. **Multiplicadores fiscais de gastos e tributos**: uma abordagem DSGE para a economia brasileira. 2018. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2018.

ORAIR, Rodrigo O. **Investimento público no Brasil**: trajetória e relações com o regime fiscal. Rio de Janeiro: IPEA, 2016. (Texto para discussão, n. 2215).

ORAIR, Rodrigo Octávio; SIQUEIRA, Fernando de Faria; GOBETTI, Sergio Wulff. **Política fiscal e ciclo econômico**: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público. Disponível em: https://joserobertoafonso.com.br/politica-fiscal-e-ciclo-economico-orair-et-al/ . Acesso em: 08 out. 2021. (Prêmio Tesouro Nacional, n. 21).

ORENG, Mauricio. **Estimando o impacto da política fiscal no Brasil**: 2004 a 2011. [S.l]: BID, 2012. (Texto para discussão - Seminário de política fiscal no BID).

OREIRO, José Luís. Prêmio de risco endógeno, equilíbrios múltiplos e dinâmica da dívida pública: uma análise teórica do caso brasileiro. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 67-94, 2004.

PARKER, Jonathan. Measuring the effects of fiscal policy in recessions. **Journal of Economic Literature**, v. 49, n. 3, p. 703–18, 2011.

PERES, Marco Aurélio F.; ELERY JUNIOR, Roberto G. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 2, p. 159-206, 2009.

PEROTTI, Roberto. **Estimating the effects of fiscal policy in OCDE countries**. Milão: Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research - Bocconi University, 2005. (Working Paper, 276).

PIRES, Manoel Carlos C. Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 1, p. 69-90, 2014.

_____. Controvérsias recentes sobre multiplicadores fiscais. *In:* BANCO INTERAMERICANO DE DESENVOLVIMENTO (BID). **Multiplicadores fiscais no Brasil**. Brasília: [S.n.], 2011. p. 9-27.

RAMEY, Valerie A. Identifying government spending shocks it's all in the timing. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 126, n.1, p. 1-50, 2011b.

RAMEY, Valerie A. ; SHAPIRO, Matthew D. Costly capital reallocation and the effects of government spending. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 48, n.1, p. 145-104, 1998.

RAMEY, Valerie A. ; ZUBAIRY, Sarah. **Government spending multipliers in good times and in bad**: evidence from 20th century historical data. Chicago: NBER, 2014. (Working paper, n. 20719).

INSTITUIÇÃO FISCAL INDEPENDENTE. **Relatório de Acompanhamento Fiscal (RAF)**. Disponível em: https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/535500/RAF11_-DEZ_2017.pdf . Acesso em: 25 set. 2021.

RIERA-CRICHTON, Daniel; VÉGH, Carlos A.; VULETIN, Guillermo. Procyclical and countercyclical fiscal multipliers evidence from OECD countries. **Journal of International Money an Finance**, v. 52, p. 35-51, 2015.

ROEGER, Werner; VELD, Jan In´t. **Fiscal policy with credit constrained households.** [S.l]: European Commission: European Economy, 2009. (Economic Papers, n.357).

ROMER P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-37, 1986.

ROMER, Christina D. ; ROMER, David H. The macroeconomic effects of tax changes estimates based on a new measure of fiscal shocks. **American Economic Review**, v. 100, n.3, p. 763-801, 2010.

SILVA, Fernanda Aparecida; FREITAS, Carlos Otávio; MATTOS, Leonardo Bornacki. Volatilidade da taxa de câmbio e seus efeitos sobre o fluxo de comércio dos países da América do Sul. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 20, n. 2, p. 229-249, 2016.

SILVA, Gisele Ferreira. The impact of financial system development on business cycles volatility: cross-country evidence. **Journal of Macroeconomics,** v. 24, p. 233-253, 2002.

SILVA JUNIOR, Rogério Lúcio; DIVINO, José Angelo. Prêmio de risco e a política monetária no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 2, p. 163-192, 2013.

SIQUEIRA, Fernando de Faria. **Política fiscal e ciclo político no Brasil**: uma análise empírica**.** 2015. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2015.

SOAVE, Gian Paulo. **Choques fiscais e instabilidade financeira no Brasil**: uma abordagem TVAR. São Paulo: FEA-USP, 2015. (Working Paper Series, n. 2015-02).

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

STÄHLER, Nikolai; THOMAS, Carlos. FiMod - A DSGE model for fiscal policy simulations. **Economic Modelling**, v. 29, n. 2, p. 239-261, 2012.

TIRYAKI, Gisele F. ; TEIXEIRA, Diego N. ; ARAÚJO, Vinícius F. Vulnerabilidade externa e os ciclos econômicos no Brasil Pós-Plano Real. **Economia Aplicada**, v. 25, n. 1, p. 115-156, 2021.

TODOROV, Ivan dos Anjos. **Estímulos fiscais em um modelo estrutural para o Brasil.** 2015. Dissertação (Mestrado em Economia) - Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2015.

UHLIG, Harald. Some fiscal calculus. **American Economic Review**, v. 100, n. 2, p. 30–34, mai. 2010.

VIEIRA, Flávio V. ; DAMASCENO, Aderbal O. Desalinhamento cambial, volatilidade cambial e crescimento econômico: uma análise para a economia brasileira (1995-2011). **Revista de Economia Política**, v. 36, n. 4, p. 704-725, 2016.

VOTTA, Tiago B. **Os impactos da volatilidade cambial nas exportações brasileiras de soja para a China**. 2017. Dissertação de Mestrado – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2017.

WOODFORD, Michael. Simple analytics of the government spending multiplier. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 3, p. 1-35, jan. 2011.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2. ed. London: The MIT Press, 2010. 1064 p.

_____. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Cengage Leaning, 2010.

ZUBAIRY, Sarah. On fiscal multipliers: estimates from a medium scale DSGE model. **International Economic Review**, v. 55, n. 1, p. 169-195, fev. 2014.

APÊNDICES

APÊNDICE A – ESTIMAÇÕES COMPLEMENTARES

Tabela A1 – Estimação com base no Método M2QE utilizando o Filtro HP

cycpibreal	Coef.	Err. Pad.	t	P > |t|
L1.cycpibreal	0,5118	0,0680	7,52	**0,0000*** **
cycdesprim	-0,0431	0,0273	-1,58	0,1150
dpfiscal	0,0124	0,0474	0,26	0,7940
cycipca	-0,4717	0,0811	-5,82	**0,0000*** **
cycpremris	-0,0003	0,0001	-2,31	**0,0210*** **
volcamb	0,0046	0,0072	0,64	0,5200
cycopen	0,1807	0,0824	2,19	**0,0290** **
cycressolow	0,3088	0,0355	8,69	**0,0000*** **
cons	-0,0002	0,0002	-0,61	0,5450

Teste de Sub-identificação (Estatística Anderson canon. corr. LR):	51,9800
P-valor:	**0,0000**
Teste de Identificação Fraca (estatística F Cragg-Donald):	4,2940
Estatística Sargan (teste de sobreidentificação de todos os instrumentos):	44,0540
P-valor:	**0,0000**

Instrumentos testados: L.cycpibreal, cycdesprim, dpfiscal, cycipca, cycpremris, volcamb, cycopen
Instrumentos incluídos: cycressolow
Instrumentos excluídos: L2.cycpibreal, L3.cycpibreal, L.cycdesprim, L2.cycdesprim, L.dpfiscal, L2.dpfiscal, L.cycipca, L2.cycipca, L.cycpremris, L2.cycpremris, L.volcamb, L2.volcamb, L.cycopen, L2.cycopen

Total (centralizado) SS: 0,0075	Obs: 282	R2 centralizado: 0,8471
Total (não centralizado) SS: 0,0075	Prob > F: 0,000	R2 não centralizado: 0,8471
Resíduo SS: 0,0011	F(8, 273): 148,12	Root MSE: 0,0020

Fonte: Elaboração própria (2022)
Nota: *, ** e *** indicam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela A2 – Estimação com base no Método M2QE utilizando o Filtro CF

cfpibreal	Coef.	Err. Pad.	t	P > |t|
L1.cfpibreal	0,9645	0,0055	175,18	**0,0000*** **
cfdesprim	0,0128	0,0049	2,61	**0,0009*** **
dpfiscal	-0,0112	0,0093	-1,20	0,231
cfipca	0,0009	0,0057	0,16	0,870
cfpremris	-0,0003	0,0000	-11,91	**0,000*** **
volcamb	0,0126	0,0064	1,96	**0,051** **
cfopen	-0,0185	0,0090	-2,05	**0,041** **
leirf	-0,0012	0,0003	-4,48	**0,000*** **
cfressolow	0,8145	0,0479	17,01	**0,000*** **
cons	0,0007	0,0003	2,73	**0,007*** **

Teste de Sub-identificação (Estatística Anderson canon. corr. LR):	37,5830
P-valor:	**0,0000**
Teste de Identificação Fraca (estatística F Cragg-Donald):	2,911
Estatística Sargan (teste de sobreidentificação de todos os instrumentos):	188,895
P-valor:	**0,0000**

Instrumentos testados: L.cfpibreal, cfdpfiscal, dpfiscal, cfipca, cfpremris, volcamb, cfopen
Instrumentos incluídos: cfressolow, leirf
Instrumentos excluídos: L2.cfpibreal, L3.cfpibreal, L.cfdesprim, L2.cfdesprim, L.dpfiscal, L2.dpfiscal, L.cfipca, L2.cfipca, L.cfpremris, L2.cfpremris, L.volcamb, L2.volcamb, L.cfopen, L2.cfopen

Total (centralizado) SS: 0,0942	Obs: 282	R2 centralizado: 0,996
Total (não centralizado) SS: 0,0942	Prob > F: 0,000	R2 não centralizado: 0,996
Resíduo SS: 0,0004	F(8, 273): 7272,83	Root MSE: 0,0012

Fonte: Elaboração própria (2022)
Nota: *, ** e *** indicam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela A3 – Estimação do modelo com base no PIB Real pelo filtro HP

	Filtro HP	
	GMM2S	**CUE-GMM**
L1.PIB Real	**0,497*** **(0,060)**	0,229 (0,265)
Despesa Primária	-0,0370 (0,026)	-0,066 (0,064)
DPFISCAL	0,0040 (0,042)	**2,188** **(0,927)**
IPCA	**-0,454*** **(0,067)**	**-0,666** **(0,278)**
Prêmio de Risco	**-0,0002** **(0,000)**	**0,001* (0,001)**
Volatilidade do Câmbio	0,007 (0,005)	-0,009 (0,025)
Open	0,102 (0,099)	**0,638** **(0,254)**
Resíduo de Solow	**0,303*** **(0,048)**	**0,215*** **(0,082)**
Lei de Responsabilidade Fiscal	0,000 (0,000)	0,000 (0,002)
Constante	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)
Observações	282	282
R^2	0,842	-4,072
Estatísitica F	281,1	27,10

Fonte: Elaboração própria (2022)
Notas: (i) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; (ii) Erros padrão entre parênteses.

Tabela A4- Estimação do modelo com base no IBC-Br pelo filtro HP

	Filtro HP	
	GMM2S	**CUE-GMM**
L1.IBC-Br	**0,495*** (0,066)**	**0,659*** (0,191)**
Despesa Primária	-0,074 (0,068)	0,106 (0,143)
DPFISCAL	**0,358** (0,171)**	**4,268*** (1,337)**
IPCA	0,016 (0,208)	**1,829*** (0,617)**
Prêmio de Risco	-0,002 (0,001)	0,000 (0,002)
Volatilidade do Câmbio	-0,027 (0,029)	-0,111 (0,098)
Open	**-0,216* (0,124)**	0,066 (0,410)
Resíduo de Solow	0,085 (0,095)	0,072 (0,124)
Constante	0,001 (0,001)	0,004 (0,003)
Observações	197	197
R^2	0,285	-7,205
Estatísitica F	22,61	7,448

Fonte: Elaboração própria (2022)
Notas: (i) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; (ii) Erros padrão entre parênteses.

Tabela A5 – Testes de Especificação com PIB Real[1]

	Filtro HP		Filtro CF	
	GMM2S	**GMM-CUE**	**GMM2S**	**GMM-CUE**
Subidentificação[2]	0,4190	0,4190	0,2986	0,2986
Identificação Fraca[3]	7,900	7,900	6,244	6,244
Estat. J de Hansen[4]	0,2901	0,7244	0,0998	0,6394
Estatística C[5]	02624	0,1612	0,6382	0,3693

Notas: [1]Os valores indicados na tabela são p-valores, exceto para o teste de identificação fraca, que apresenta a estatística F; [2]Kleibergen-Paap rk LM statistic; [3]Kleibergen-Paap rk Wald F statistic; [4]Hansen J statistic; [5]C statistic (exogeneity/orthogonality of suspect instruments)

Tabela A6 – Testes de Especificação com IBC-Br[1]

	Filtro HP		Filtro CF	
	GMM2S	**GMM-CUE**	**GMM2S**	**GMM-CUE**
Subidentificação[2]	0,5946	0,5946	0,6447	0,6447
Identificação Fraca[3]	2,267	2,267	9,406	9,406
Estat. J de Hansen[4]	0,3794	0,9661	0,4154	0,6271
Estatística C[5]	0,271	0,5825	0,3228	0,7926

Notas: [1]Os valores indicados na tabela são p-valores, exceto para o teste de identificação fraca, que apresenta a estatística F; [2]Kleibergen-Paap rk LM statistic; [3]Kleibergen-Paap rk Wald F statistic; [4]Hansen J statistic; [5]C statistic (exogeneity/orthogonality of suspect instruments)

Tabela A7 – Estimação do modelo sem a Variável desprim

	Filtro HP		**Filtro CF**	
	GMM2S	**CUE-GMM**	**GMM2S**	**CUE-GMM**
L1.PIB Real	**0,481*** (0,069)**	**0,317** (0,161)**	**0,965*** (0,011)**	**1,050*** (0,024)**
DPFISCAL	-0,029 (0,026)	0,259 (0,183)	0,003 (0,009)	**-0,185** (0,083)**
IPCA	**-0,447*** (0,093)**	-0,294 (0.2181)	-0,006 (0,012)	**0,072*** (0,023)**
Prêmio de Risco	**-0,0003** (0,0001)**	**0,001** (0,0005)**	**-0.0003*** (0,000)**	-0,0000 (0,000)
Volatilidade do Câmbio	0,0068 (0,005)	**0,053** (0,021)**	**0,014** (0,006)**	0,022 (0,015)
Open	0,094 (0,101)	**0,412*** (0,130)**	-0,012 (0,017)	**-0,063** (0,027)**
Resíduo de Solow	**0,291*** (0,050)**	**0,208*** (0,061)**	**0,831*** (0,087)**	**1,207*** (0,188)**
Lei de Responsabilidade Fiscal	-	-	**-0,001** (0,000)**	-0,0007 (0,0008)
Constante	-0,0001 (0,0001)	**-0,001** (0,006)**	0,0005 (0,000)	-0,0001 (0,0006)
Observações	**282**	**282**	**282**	**282**
Teste de Sub-identificação	**0,313**	**0,313**	**0,323**	**0,323**
Estatística Hansen J	**0,221**	**0,469**	**0,144**	**0,432**
Estatística C	**0,086**	**0,055**	**0,497**	**0,089**

Fonte: Elaboração própria (2022)
Notas: (i) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; (ii) Erros padrão entre parênteses.

Tabela A8 – Estimação do modelo sem a variável dpfiscal

	Filtro HP		**Filtro CF**	
	GMM2S	**CUE-GMM**	**GMM2S**	**CUE-GMM**
L1.PIB Real	**0,499*** (0,062)**	-2,305 (1,621)	**0,968*** (0,015)**	**0,932*** (0,011)**
Despesa Primária	**-0,040** (0,019)**	-,0220 (0,304)	0,007 (0,007)	0,003 (0,010)
IPCA	**-0,466*** (0,071)**	-3,820 (1,735)	-0,0008 (0,012)	**-0,054*** (0,014)**
Prêmio de Risco	**-0,0002** (0,0001)**	**0,017** (0,008)**	**-0.0003*** (0,000)**	**-0,0004*** (0,000)**
Volatilidade do Câmbio	0,003 (0,005)	0,126 (0,123)	**0,018** (0,007)**	**0,035** (0,011)**
Open	0,100 (0,099)	-0,059 (0,747)	-0,013 (0,018)	**0,047** (0,021)**
Resíduo de Solow	**0,305*** (0,048)**	-1,519 (0,955)	**0,897*** (0,082)**	**1,101*** (0,106)**
Lei de Responsabilidade Fiscal	-	-	**-0,007** (0,0004)**	**-0,002*** (0,0005)**
Constante	-0,0001 (0,0002)	-0,005 (0,005)	0,000 (0,0003)	**0,001** (0,0005)**
Observações	**282**	**282**	**282**	**282**
Teste de Sub-identificação	**0,345**	**0,345**	**0,028**	**0,028**
Estatística Hansen J	**0,216**	**0,627**	**0,003**	**0,066**
Estatística C	**0,061**	**0,037**	**0,217**	**0,244**

Fonte: Elaboração própria (2022)
Notas: (i) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; (ii) Erros padrão entre parênteses.