

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

ALINE SANT'ANNA DE OLIVEIRA

JUROS, INFLAÇÃO E CRESCIMENTO: EFETIVIDADE DOS GASTOS PÚBLICOS
IMPORTA?

CURITIBA PR

2023

ALINE SANT'ANNA DE OLIVEIRA

JUROS, INFLAÇÃO E CRESCIMENTO: EFETIVIDADE DOS GASTOS PÚBLICOS
IMPORTA?

Tese apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Doutor em Desenvolvimento Econômico no Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Sociais Aplicadas, da Universidade Federal do Paraná.

Área de concentração: *Economia do Setor Público*.

Orientador: Prof^o. Dr. Fernando Motta Correia.

CURITIBA PR

2023

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
SISTEMA DE BIBLIOTECAS – BIBLIOTECA CIÊNCIA E TECNOLOGIA

Oliveira, Aline Sant'Anna de

Juros, inflação e crescimento: efetividade dos gastos públicos importa? / Aline Sant'Anna de Oliveira. – Curitiba, 2023.

1 recurso on-line : PDF.

Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Sociais e Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico.

Orientador: Prof^o. Dr. Fernando Motta Correia.

1. Juros. 2. Inflação. 3. Crescimento econômico. 4. Política fiscal. I. Correia, Fernando Motta. II. Universidade Federal do Paraná. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. III. Título.

Bibliotecária: Roseny Rivelini Morciani CRB-9/1585

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da tese de Doutorado de **ALINE SANT ANNA DE OLIVEIRA** intitulada: **Juros, Inflação e Crescimento: efetividade dos gastos públicos importa?**, sob orientação do Prof. Dr. FERNANDO MOTTA CORREIA, que após terem inquirido a aluna e realizada a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de doutora está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 25 de Agosto de 2023.

Assinatura Eletrônica

28/08/2023 15:11:45.0

FERNANDO MOTTA CORREIA

Presidente da Banca Examinadora

Assinatura Eletrônica

28/08/2023 15:21:01.0

MARCOS WAGNER DA FONSECA

Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ -
PPGCONT)

Assinatura Eletrônica

28/08/2023 16:30:30.0

ARMANDO VAZ SAMPAIO

Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

Assinatura Eletrônica

28/08/2023 15:26:52.0

LUCAS LAUTERT DEZORDI

Avaliador Externo (PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO
PARANÁ)

Aos meus pais.

AGRADECIMENTOS

A Deus. *“Pois dEle, por Ele e para Ele são todas as coisas. A Ele seja a glória para sempre!” (Rm 11:36).*

À minha família, por todo amor e apoio incondicional.

À Universidade Federal do Paraná e ao Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, em especial à coordenadora José Felipe Araujo de Almeida, pelo grande esforço em manter o bem-estar dos alunos.

Aos professores do PPGDE, em especial meu orientador Fernando Motta Correia, por todo o conhecimento compartilhado, pelas horas dedicadas ao trabalho e por sua paciência e atenção para que esta tese se tornasse realidade.

À banca examinadora. Obrigada pela atenção com o trabalho e pelos ótimos comentários e sugestões.

Aos meus queridos amigos. A pós-graduação é reconhecidamente exaustiva, mas vocês a tornaram um pouco menos difícil.

RESUMO

As discussões associadas à política fiscal, em geral, avaliam os seus impactos ao considerá-la como um choque de demanda agregada e seus possíveis efeitos sobre as principais variáveis macroeconômicas, como inflação, crescimento e juros. Ao considerar a política fiscal como um mecanismo de controle de demanda, espera-se que o choque fiscal positivo contribua para acelerar o crescimento econômico acompanhado por mais inflação e, por consequência – sobretudo em economias que fazem uso do regime de metas de inflação –, uma elevação da taxa nominal de juros acionada pela autoridade monetária para frear a escalada de preços. Todavia, a literatura não tem dado atenção aos impactos do perfil e da qualidade do gasto público quando se considera a sua efetividade e os possíveis impactos desta nos mecanismos de transmissão nas principais variáveis macroeconômicas. O objetivo da tese é avaliar o impacto da efetividade dos gastos públicos nas principais variáveis macroeconômicas, juros, inflação e crescimento econômico, em um conjunto de 19 economias que fazem uso do regime de metas de inflação no período de 2002 a 2020. Entende-se por efetividade do gasto público como um conjunto de elementos e práticas associadas à qualidade do serviço público, sua independência de pressões políticas, qualidade da formulação e implementação de políticas, bem como a credibilidade do compromisso do governo com tais políticas. A tese está organizada em três ensaios. O primeiro ensaio busca estimar uma regra de Taylor sob a hipótese de não linearidade ao considerar a efetividade dos gastos públicos como variável que irá definir a relação de não linearidade entre taxa nominal de juros e gasto público. O segundo ensaio investiga a relação entre viés de inflação e efetividade dos gastos públicos ao buscar responder se um aumento na efetividade das despesas públicas está associado a bancos centrais com viés deflacionário, uma vez que gastos públicos mais efetivos podem representar ganhos de comunicação da autoridade monetária em um ambiente institucional da política fiscal vinculado a choques fiscais produtivos. O terceiro ensaio analisa a relação entre dívida e crescimento na tentativa de verificar se tal relação é influenciada pela efetividade dos gastos públicos. Os principais resultados, nos três ensaios, apresentam evidências, a partir do uso de metodologias distintas, de que a efetividade das despesas públicas é um elemento relevante para o entendimento das variáveis juros, inflação e crescimento.

Palavras-chave: Juros; Inflação; Crescimento Econômico; Política Fiscal.

ABSTRACT

Discussions associated with fiscal policy, in general, assess their impacts by considering it as an aggregate demand shock and its possible effects on key macroeconomic variables such as inflation, growth, and interest rates. When viewing fiscal policy as a demand control mechanism, a positive fiscal shock is expected to contribute to accelerating economic growth accompanied by higher inflation and, consequently – especially in economies that adopt inflation targeting regimes – an increase in the nominal interest rate activated by the monetary authority to curb price escalation. However, the literature has not paid attention to the impacts of the profile and quality of public spending when considering its effectiveness and potential effects on transmission mechanisms in key macroeconomic variables. The objective of this thesis is to evaluate the impact of the effectiveness of public spending on the main macroeconomic variables – interest rates, inflation, and economic growth – in a set of 19 economies that adopted inflation targeting regimes from 2002 to 2020. Effectiveness of public spending is understood as a set of elements and practices associated with the quality of public service, its independence from political pressures, the quality of policy formulation and implementation, as well as the government’s credibility in commitment to such policies. The thesis is organized into three essays. The first essay seeks to estimate a Taylor rule under the assumption of non-linearity, considering the effectiveness of public spending as a variable that will define the non-linear relationship between the nominal interest rate and public spending. The second essay investigates the relationship between inflation bias and the effectiveness of public spending, seeking to answer whether an increase in the effectiveness of public expenses is associated with central banks exhibiting a deflationary bias, given that more effective public spending can enhance communication gains of the monetary authority in an institutional environment of fiscal policy linked to productive fiscal shocks. The third essay analyzes the relationship between debt and growth to verify if such a relationship is influenced by the effectiveness of public spending. The main results in all three essays provide evidence, using distinct methodologies, that the effectiveness of public spending is a relevant factor in understanding interest rates, inflation, and growth variables.

Keywords: Interest Rates; Inflation; Economic Growth; Fiscal Policy.

SUMÁRIO

| | | |
|----------|---|-----------|
| 1 | Ensaio 1: Uma análise <i>Threshold</i> para a Regra de Taylor: Despesa e Dívida Pública Importam? | 8 |
| 1.1 | Introdução | 9 |
| 1.2 | Revisão da Literatura | 10 |
| 1.3 | Estratégica Empírica | 14 |
| 1.3.1 | Dados | 14 |
| 1.3.2 | Análise em Painel de Dados | 15 |
| 1.3.3 | Modelo Econométrico | 17 |
| 1.4 | Análise dos Resultados | 19 |
| 1.5 | Considerações Finais | 23 |
| | REFERÊNCIAS | 25 |
| 2 | Ensaio 2: Viés de Inflação e Efetividade dos Gastos Públicos em Economias com Metas de Inflação | 30 |
| 2.1 | Introdução | 31 |
| 2.2 | Revisão da Literatura | 32 |
| 2.3 | Estratégia Empírica | 36 |
| 2.3.1 | Modelo Econométrico | 38 |
| 2.3.2 | Dados da pesquisa | 39 |
| 2.4 | Análise dos Resultados | 39 |
| 2.5 | Considerações Finais | 43 |
| | REFERÊNCIAS | 45 |
| 3 | Ensaio 3: Crescimento Econômico, Dívida e Efetividade dos Gastos Públicos: uma Análise <i>Threshold</i>. | 50 |
| 3.1 | Introdução | 51 |
| 3.2 | Revisão da Literatura | 53 |
| 3.3 | Estratégica Empírica | 60 |
| 3.3.1 | Dados | 60 |
| 3.3.2 | Metodologia | 60 |
| 3.4 | Análise dos Resultados | 61 |
| 3.5 | Considerações Finais | 64 |
| | REFERÊNCIAS | 65 |

1 Ensaio 1: Uma análise *Threshold* para a Regra de Taylor: Despesa e Dívida Pública Importam?

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo verificar a sensibilidade do banco central à taxa de juros em relação ao tamanho do governo, expandindo a regra proposta por Taylor (1993). Com base em um conjunto de dezenove países que adotam o regime de metas de inflação no período de 2002 a 2020, a dimensão do governo é mensurada pelo tamanho dos gastos e da dívida, ambos como proporção do PIB. A metodologia da pesquisa utiliza modelos tradicionais de análise em painel estático, como MQO (*Pooled*), Efeitos Fixos e Aleatórios, e painel dinâmico, como GMM Dif e GMM System, para fornecer robustez aos resultados por meio da inclusão de uma variável *dummy*, considerada um limiar exógeno para a efetividade dos gastos públicos. Os resultados indicam que a reação da autoridade monetária é sensível ao tamanho do governo. A taxa de juros está positivamente relacionada aos gastos do governo. No entanto, uma maior efetividade dos gastos públicos, ou seja, gastos públicos mais produtivos, resulta em uma relação negativa entre juros e gastos públicos. Para analisar o perfil desses gastos públicos, inclui-se a variável “GovernoDummyEG”, como o *threshold*, refletindo a eficácia dos gastos do governo. Observa-se uma relação negativa entre a taxa de juros e gastos eficientes, evidenciando que um aumento de 1% nos gastos públicos eficientes reduziria a taxa de juros em 0,059%, com significância ao nível de 1%. Aumentos nos gastos públicos produtivos, possivelmente aumentariam a produtividade da economia, reduzindo os preços. Portanto, um gasto de qualidade contribuiria para redução da inflação na economia. Os resultados da expansão da dívida, considerando a variável *threshold*, são similares aos encontrados para expansão dos gastos.

Palavras-chave: Taxa de Juros; Inflação; Crescimento Econômico; Dívida Pública; Relações não lineares.

ABSTRACT

This study aims to verify the central bank's sensitivity to the interest rate concerning the size of the government, expanding proposed rule Taylor (1993). Based on a set of nineteen countries that adopted the inflation targeting regime from 2002 to 2020, the government's size is measured by the size of expenditures and debt, both as a proportion of GDP. The research methodology employs traditional static panel analysis models such as Pooled OLS (Ordinary Least Squares), Fixed and Random Effects, and dynamic panel models such as Generalized Method of Moments (GMM) Difference and GMM System, to provide robustness to the results by including a dummy variable, considered an exogenous threshold for the effectiveness of public spending. The findings indicate that the monetary authority's reaction is sensitive to the size of the government. The interest rate is positively related to government expenditures. However, greater effectiveness of public spending, meaning more productive public spending, results in a negative relationship between interest rates and public expenditures. To analyze the profile of these public

expenditures, the variable “GovernoDummyEG” is included as the threshold, reflecting the efficacy of government spending. There is a negative relationship between the interest rate and efficient spending, indicating that a 1% increase in efficient public spending would reduce the interest rate by 0.059%, with significance at the 1% level. Increases in productive public spending would likely enhance the economy’s productivity and reduce prices. Therefore, high-quality spending would contribute to reducing inflation in the economy. The results regarding debt expansion, considering the threshold variable, are similar to those found for expenditure expansion.

Keywords: Interest Rates; Inflation; Economic Growth; Public Debt; Nonlinear Relationships.

1.1 Introdução

Nas últimas décadas, a maioria dos bancos centrais tem convergido para o uso do regime de metas de inflação como instrumento de política monetária. O debate em torno desse regime teve início no final dos anos 1960, quando [Friedman \(1968\)](#) e [Phelps \(1969\)](#) argumentaram que, no longo prazo, não há *trade-off* entre produto e inflação. Isso significa que a política monetária só tem efeitos no curto prazo, de acordo com o postulado de neutralidade da moeda. A Crítica de [Lucas \(1976\)](#) reforçou essa compreensão ao explicar que choques inflacionários podem ter efeitos reais no curto prazo. No entanto, a tentativa de explorar ganhos inflacionários na curva de Phillips de curto prazo resultará apenas em aumento da inflação.

As discussões posteriores à Crítica de Lucas, a partir do chamado problema da inconsistência dinâmica, fundamentado nas contribuições de [Kydland e Prescott \(1977\)](#), trouxeram ao debate o conceito de viés inflacionário ao associar a antecipação dos choques inflacionários aos níveis de equilíbrio do produto real abaixo do ótimo. Posteriormente, o dilema entre regras e discricionariedade da política monetária pautou-se na chamada regra de Taylor. Segundo [Taylor \(1993\)](#), o comportamento das taxas de juros nos Estados Unidos poderia ser representado por uma relação entre inflação, taxa de juros de equilíbrio, mais a soma ponderada entre dois desvios associados à inflação e ao produto.

Concomitante ao debate a respeito da chamada regra de Taylor, depois da alta da inflação mundial nas décadas de 1970 e 1980, diversas economias passaram a adotar estratégias de política monetária com o fito de controlar a evolução dos preços. A Nova Zelândia adotou o regime monetário de metas de inflação em 1990, seguido do Canadá em 1991 e pelo Reino Unido em 1992. Com os bons resultados observados nesses países, com convergência inflacionária para patamares mais baixos, o debate em torno da eficácia desse novo regime como regra de política monetária foi instaurado.

A partir do uso do regime de metas de inflação como instrumento de política monetária e com a regra de Taylor como pano de fundo, o entendimento sobre o comportamento dos bancos centrais passou a se concentrar nos fatores que incrementam a credibilidade da autoridade monetária. Estudos de [Ball \(1999\)](#), [Loayza et al. \(2002\)](#) e [Neumann e Von Hagen \(2002\)](#) apresentaram um conjunto de elementos para fortalecer a credibilidade da autoridade monetária, destacando a necessidade de evitar a dominância fiscal.

As discussões sobre as condições necessárias para o uso de regimes monetários do tipo metas de inflação incorporaram a necessidade de estabelecer regras fiscais para evitar efeitos relacionados à dominância fiscal. A tentativa de mitigar os efeitos negativos da

política fiscal sobre a política monetária foi um ponto importante de debate nas décadas de 1970 a 1990, com base no teorema da equivalência ricardiana.

No entanto, a maioria das críticas ao uso da política fiscal destaca os efeitos prejudiciais da dominância fiscal sobre os regimes de metas de inflação, sem considerar a efetividade dos instrumentos fiscais. As expansões dos gastos públicos e/ou da dívida pública, por serem consideradas componentes da demanda agregada, refletem-se em aumentos de preços, o que leva a autoridade monetária a elevar a taxa de juros. Todavia, é possível identificar dois possíveis efeitos de um choque fiscal na função de reação da autoridade monetária: primeiro, um efeito prejudicial, em que uma expansão fiscal associada a gastos públicos improdutivos leva a autoridade monetária a aumentar a taxa de juros devido aos impactos na demanda agregada; segundo, um efeito benéfico, em que um choque fiscal está associado a uma melhor qualidade dos serviços públicos e maior independência em relação às pressões políticas na formulação e implementação de políticas com credibilidade e comprometimento do governo.

É nesse contexto que se insere a discussão sobre a incorporação de variáveis fiscais na função de reação da autoridade monetária a fim de examinar se a efetividade dos gastos públicos é um elemento determinante para as taxas de juros.

O objetivo deste artigo é estimar uma função de reação da autoridade monetária, por meio da taxa de juros, levando em consideração a efetividade dos choques fiscais em um conjunto de países que adotam o regime de metas de inflação. Para isso, utilizam-se modelos tradicionais de análise em painel estático, como MQO (*Pooled*), Efeitos Fixos e Aleatórios, e painel dinâmico, como GMM Dif e GMM System para obter resultados mais robustos, abrangendo 19 países no período de 2002 a 2020.

Para atingir esse objetivo, o artigo está organizado em quatro seções, além desta introdução. A próxima seção apresenta uma revisão da literatura, incluindo o uso inicial das metas de inflação e suas vantagens, a importância e contribuição do estudo de Taylor para a investigação sobre o uso de regras para a taxa de juros e os principais resultados relacionados à regra de Taylor em diversos países. Também são apresentadas críticas à regra de Taylor, especialmente em relação ao fato de ser uma regra rígida para a conduta da política monetária, e os principais argumentos da literatura para incorporar novos elementos na estimação da regra de Taylor. Além disso, são discutidas as evidências de não linearidade na regra de Taylor. A terceira seção apresenta a estratégia empírica da pesquisa, utilizando modelos tradicionais de análise em painel estático MQO (*Pooled*), efeitos fixos e aleatórios, e painel dinâmico, como GMM Dif e GMM System, e introduz uma variável *dummy* considerada um *threshold* exógeno para a efetividade dos gastos públicos. A quarta seção apresenta os resultados sugerindo que a função de reação da autoridade monetária é sensível ao tamanho do governo. Por fim, a quinta seção apresenta as considerações finais do estudo.

1.2 Revisão da Literatura

A partir do início da década de 1990, várias economias passaram a adotar o regime de metas de inflação como instrumento de política monetária em função da inviabilidade de usar com eficácia o regime de metas de agregado monetário. Essa adoção foi observada em economias desenvolvidas e em desenvolvimento, evidenciando certo grau de heterogeneidade na estrutura econômica. Diferentes países aplicaram diferentes técnicas (Ball, 2000).

Assim, esse regime não possui uma padronização internacional na qual os países devem ser signatários. Pelo contrário, é flexível e adaptável às características de cada país (Rose, 2006).

No regime de metas de inflação, o banco central anuncia publicamente a meta oficial de médio prazo a ser alcançada e utiliza a taxa nominal de juros de curto prazo como principal instrumento, conforme sugerido por Taylor (1993). É necessário estabelecer um índice de preços como referência e permitir a flexibilidade da taxa de câmbio. O sucesso desse regime depende da credibilidade das autoridades monetárias na condução da política monetária. Assim, quanto maior a credibilidade, menores são os custos das políticas anti-inflacionárias.

A política monetária no regime de metas de inflação é discricionária, ou seja, a autoridade monetária tem liberdade para ajustar a política monetária, mas é necessário manter o compromisso com a meta estabelecida para preservar a credibilidade (Arestis e Sawyer, 2003).

O uso do regime de metas de inflação apresenta diversas vantagens. Entre elas, está o aumento da credibilidade e independência da autoridade monetária por meio do sistema de metas, o qual esclarece a política monetária e faz com que o público acredite em uma baixa taxa de inflação (Walsh, 2009). Além disso, há uma melhor compreensão por parte dos agentes econômicos e uma maior transparência nas ações da autoridade monetária, o que é especialmente relevante em países com histórico de má condução da política monetária (Mishkin, 2000).

Outra vantagem desse regime é a concentração no ambiente doméstico, não dependendo da estabilidade entre a moeda e a inflação para obter o controle inflacionário. Isso permite uma maior capacidade de resposta a choques domésticos (Silva e Portugal, 2002). Além disso, o regime permite que a autoridade monetária utilize várias informações disponíveis, e não apenas uma variável, na definição da política monetária (Mishkin, 1999).

Rose (2006) apresenta evidências que indicam que países com metas de inflação têm menor volatilidade cambial, menor índice de fuga de capital e parecem se beneficiar com níveis mais altos de reservas.

Em síntese, as vantagens do sistema de metas de inflação em relação a outras âncoras são: (1) o uso de mais informações do que os regimes anteriores; (2) uma melhor comunicação entre os formuladores de políticas e o público; (3) bancos centrais mais independentes e focados na estabilidade de preços no longo prazo; (4) uma política monetária mais confiável e transparente; (5) uma redução da incerteza em relação ao nível esperado de inflação (Bernanke e Mishkin, 1997; Svensson, 2000; Mishkin, 2007; Gemayel et al., 2011).

A investigação sobre o uso de regras para a taxa de juros tem como referência na literatura o artigo de Taylor (1993). Nesse estudo, o autor propõe que a taxa de juros seja representada por uma função linear simples da taxa de inflação, da taxa de juros de equilíbrio e de uma soma ponderada do desvio da inflação em relação à meta, e do desvio do produto efetivo em relação ao potencial, relação conhecida como regra de Taylor.

Taylor (1993) argumenta que o banco central afeta os gastos dos agentes econômicos por meio da taxa de juros. Dessa forma, o regime de metas de inflação é implementado por meio do ajuste da taxa de juros, não do crescimento nominal da moeda. Portanto, uma política monetária que aumenta a taxa de juros reduz o crescimento do produto efetivo e da demanda nominal, promovendo a convergência para a meta de inflação.

A partir do trabalho de Taylor (1993), realizaram-se vários estudos voltados a estimar o que ficou conhecido como função de reação. Por exemplo, Clarida et al. (1998)

estimaram funções de reação para França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e EUA. Eles concluíram que as autoridades monetárias desses países ajustaram a taxa de juros real em resposta a pressões inflacionárias, seguindo uma regra voltada para o futuro, não para o passado. Gerlach e Schnabel (2000) constataram que a política monetária na área da União Econômica e Monetária era bem descrita por uma regra de Taylor, e Stuart (1996) chegou à mesma conclusão para o Reino Unido. No entanto, Côté et al. (2004) não encontraram evidências robustas para a economia canadense.

Contudo, vários artigos criticaram a regra de Taylor, argumentando que segui-la mecanicamente não é desejável (Ball, 2000; Svensson, 1999, 2003; Martin e Milas, 2013). Ball (2000) argumenta que os modelos de economia fechada se baseiam na regra de Taylor, relacionando taxas de juros com inflação e produto, enquanto que, em economias abertas, tais regras devem incluir a taxa de câmbio. Svensson (2003) argumenta que um compromisso com uma regra de instrumento simples é inadequado para descrever a política monetária, especialmente no caso de metas de inflação, e que a proposta de usar regras de instrumentos simples como diretrizes é operacionalmente incompleta. Martin e Milas (2013) estudaram o Reino Unido no período de 1992 a 2010 e encontraram evidências empíricas de uma quebra na regra de Taylor durante a recente crise financeira.

Existem exemplos de desvios da regra de Taylor pelos bancos centrais, como quando o Federal Reserve reduziu drasticamente a taxa de juros durante o *crash* do mercado de ações em 1987; a crise asiática em 1997-1998 (Carlson, 2007); e a crise financeira global de 2008, na qual o Banco da Inglaterra reduziu a taxa de juros de 5% em 2008 para 0,5% em março de 2009 (Astley et al., 2009). Os formuladores de políticas podem precisar ajustar a regra quando novas informações surgem (Taylor, 2000; Woodford, 2001). De acordo com Taylor (2013), os desvios da regra podem ocorrer devido a *spillovers* internacionais.

Outras questões discutidas na literatura incluem a estimativa precisa do produto potencial (McCallum e Nelson, 1999) e a incerteza dos dados em tempo real em comparação com os dados *ex-post* (Orphanides e Norden, 2002; Hatipoglu e Alper, 2008). O hiato do produto pode levar a ações políticas inadequadas. Também é argumentado que a regra básica de Taylor não permite que o banco central suavize os ajustes das taxas de juros (Goodfriend, 1991), enquanto um parâmetro de suavização na função de reação pode ser importante para obter credibilidade (McCallum, 1999; Levin et al., 1999 e Clarida et al., 2000).

Além disso, vários autores destacam a necessidade de incluir outras variáveis à regra de Taylor, como a taxa de câmbio para economias abertas sujeitas a choques externos (Ball, 2000; Svensson, 2000, 2003; Obstfeld e Rogoff, 2000, Leitemo e Söderström, 2005; Ostry et al., 2012; Galimberti e Moura, 2013; Ghosh et al., 2016). Porém, Taylor (2001), Edwards (2007) e Mishkin (2007) afirmam que isso não é necessário às economias desenvolvidas, mas pode ser importante aos países em desenvolvimento.

Ball (2000) demonstrou que seguir uma regra de política monetária que inclui a taxa de câmbio, em vez da regra original de Taylor, resulta em uma menor variância do índice de preços ao consumidor. Debelle (1999) também apontou que a imprevisibilidade do produto e da inflação é reduzida dessa maneira. Taylor (2000) argumentou que uma taxa de câmbio flexível combinada com uma regra de política baseada em metas de inflação é a única política monetária sólida para economias em desenvolvimento. Conforme Masson et al. (1997), um regime de câmbio flutuante foi fundamental para alcançar uma inflação baixa e estável nesses países.

Todavia, a transmissão cambial pode ser significativa e também deve ser considerada (Svensson, 2000; Goldberg e Campa, 2010). De acordo com Daude et al. (2016), os bancos centrais de países em desenvolvimento com regime cambial flexível frequentemente intervêm no mercado de câmbio, com uma zona de conforto implícita para suavizar as flutuações cambiais, mesmo que não especifiquem uma meta cambial (Ghosh et al., 2016; De la Torre et al., 2013; Mohanty, 2013). Mohanty e Klau (2005) e Aizenman et al. (2011) forneceram evidências adicionais de que os bancos centrais em economias emergentes com metas de inflação (implicitamente) levam em consideração os movimentos da taxa de câmbio na condução da política monetária.

Destaca-se que Garcia et al. (2011) concluíram que a inclusão da taxa de câmbio na regra linear de Taylor não proporciona nenhum ganho significativo para os países desenvolvidos, mas pode ser relevante para os países emergentes. Filosa (2001) relatou que os bancos centrais reagiram fortemente aos movimentos das taxas de câmbio na Indonésia, Coreia, Malásia, Tailândia, Brasil, Chile e México. E o estudo de Yilmazkuday (2008) constatou que o Banco Central da Hungria reage apenas aos movimentos da taxa de câmbio, enquanto os da Polônia e da República Tcheca parecem responder a desvios de produto e inflação em relação às metas ao definir suas taxas de juros.

Alguns autores, como Calvo e Reinhart (2002), Galimberti e Moura (2013) e Catalán-Herrera (2016), argumentam que a adoção de metas de inflação em países emergentes não os impede de intervir no mercado de câmbio, como no caso de Israel (Brenner e Sokoler, 2010). Além disso, Shrestha e Semmler (2015) estimaram uma regra de Taylor linear simples usando um modelo de defasagem distribuída autorregressiva (ARDL) em cinco países do leste asiático (Malásia, Coreia, Tailândia, Indonésia e Filipinas), e concluíram que a regra de Taylor básica não é suficiente para descrever a política monetária em países emergentes e deve ser modificada para considerar a instabilidade financeira.

Além disso, é importante considerar se as funções de reação dos bancos centrais podem ser caracterizadas por não linearidades, refletindo tanto a estrutura da economia (Robert Nobay e Peel, 2003; Dolado et al., 2005) quanto suas próprias preferências assimétricas (Favero et al., 2000; Taylor e Davradakis, 2006; Surico, 2007; Cukierman e Muscatelli, 2008; Castro, 2011; Martin e Milas, 2004, 2013). É importante reconhecer que as respostas políticas podem variar de acordo com a fase do ciclo econômico. Durante fases de expansão, a inflação é a principal preocupação, enquanto em períodos de recessão, a estabilização do produto se torna mais relevante (Cukierman e Gerlach, 2003; Ahmad, 2016).

Dolado et al. (2000) descobriram que os bancos centrais da Espanha, França e Alemanha são menos responsivos à inflação quando esta está abaixo da meta em comparação com quando está acima dela. Taylor e Davradakis (2006) sugeriram que o Banco da Inglaterra ajusta as taxas de juros seguindo uma regra de Taylor não linear, apesar de sua meta de inflação simétrica. Martin e Milas (2013) também encontraram evidências empíricas de uma regra de Taylor não linear no Reino Unido durante a recente crise financeira.

Há evidências de não linearidades no trabalho de Miles e Schreyer (2012) que examinaram as funções de reação dos bancos centrais de quatro países asiáticos (Tailândia, Malásia, Coreia e Indonésia). Eles constataram que as autoridades monetárias da Indonésia não respondem ao hiato do produto nos quantis inferiores, enquanto o Banco Central da Coreia responde tanto nos quantis inferiores quanto nos superiores. Além disso, apenas os bancos centrais da Malásia e da Indonésia reagem às flutuações das taxas de câmbio.

Pesquisas também têm investigado possíveis assimetrias ao longo dos ciclos. [Hasanov e Omay \(2008\)](#) estimaram uma regra de Taylor com limiar usando GMM, em que o hiato do produto é a variável de transição. Eles identificaram que o Banco Central da Turquia responde de forma mais significativa aos movimentos do produto em períodos de recessão do que em períodos de expansão. O banco central turco também responde a reservas estrangeiras, taxas de câmbio reais e entradas de capital de curto prazo em qualquer momento. No entanto, apenas em períodos de expansão ele reage ao crescimento monetário, déficits orçamentários e ativos externos líquidos. [Akyurek et al. \(2011\)](#) também examinaram as metas de inflação na Turquia, estimando regras de Taylor lineares e não lineares para o período de 1999 a 2008. Eles concluíram que uma regra de Taylor expandida para incluir a taxa de juros externa e a taxa de câmbio captura com precisão a política monetária do Banco Central da Turquia.

Por fim, [Akdoğan \(2015\)](#) encontrou evidências de comportamento assimétrico da política monetária em dezenove países com metas de inflação, incluindo Tailândia, Turquia e Israel, usando um modelo de transição suave assimétrica exponencial (AESTAR - *Asymmetric Exponential Smooth Transition Autoregressive*). A regra de Taylor não linear estimada teve um bom desempenho fora da amostra.

Diante de tudo o que foi exposto, este artigo busca contribuir ampliando a regra de Taylor por meio de uma análise *threshold*. Assim, estima-se uma função de reação dos bancos centrais levando em consideração a efetividade dos gastos fiscais em um conjunto de países que adotam o regime de metas de inflação. O estudo investiga a possibilidade de uma relação não linear entre taxa de juros e gastos governamentais, introduzindo um *threshold* exógeno como indicador da efetividade dos gastos públicos e examinando a reação das autoridades monetárias frente a esses gastos e o impacto de sua efetividade.

1.3 Estratégica Empírica

1.3.1 Dados

A fonte de dados utilizada nesta pesquisa foi a estatística de dados do Banco Mundial para um conjunto de 19 países que adotam o regime de metas de inflação. Os países incluídos foram África do Sul, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coreia, Filipinas, Hungria, Islândia, Israel, Noruega, Nova Zelândia, Peru, Polônia, Reino Unido, República Tcheca, Suécia e Tailândia. O período analisado foi de 2002 a 2020. Coletaram-se variáveis como taxa de juros, inflação, crescimento econômico e paridade do poder de compra como *proxy* para a taxa de câmbio. A ampliação da regra de Taylor ocorreu pela inserção da razão de gastos públicos/PIB e razão dívida/PIB.

Além disso, utilizaram-se os Indicadores Mundiais de Governança (WGI - *Worldwide Governance Indicators*) para medir a qualidade da governança, levando em consideração a eficácia do governo. Os indicadores de governança variam de fraco (-2,5) a forte (2,5) desempenho, refletindo a percepção da qualidade dos serviços públicos, a qualidade do serviço público e a independência do serviço público em relação a pressões políticas, a formulação e implementação de políticas e a credibilidade do governo em relação a essas políticas. Na construção da variável “*GovernoDummyEG*”, classificou-se o indicador para valores maiores ou iguais a zero como gastos governamentais eficazes, e menores que zero como ineficazes.

1.3.2 Análise em Painel de Dados

O método de dados em painel combina observações de séries temporais com observações de corte transversal, permitindo acompanhar um conjunto de unidades ao longo do tempo. Os dados em painel possuem três vantagens principais: primeiro, eles permitem controlar individualmente a heterogeneidade de um grande número de unidades, como países, por exemplo; segundo, eles fornecem dados mais informativos, com maior variabilidade, menos colinearidade entre as variáveis e mais graus de liberdade, resultando em uma análise mais eficiente; terceiro, eles são mais adequados para analisar a dinâmica das variáveis ao longo do tempo (Greene, 2003).

O modelo geral para os dados em painel pode ser representado por:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T. \quad (1.1)$$

em que y representa a variável dependente, x é o regressor de interesse, o parâmetro β representa o efeito causal de x sobre y , ε é o termo de erro aleatório e i corresponde à i – ésima observação de uma amostra aleatória contendo N observações ao longo de T períodos.

Para obter uma estimativa consistente do parâmetro β , é necessário assumir que não há correlação entre x e ε , ou seja, x é um regressor exógeno. No entanto, existem três principais causas de endogeneidade: variáveis omitidas, simultaneidade e erros de mensuração.

A solução para o problema de endogeneidade, independentemente de sua origem, seja por erros de mensuração, simultaneidade ou variáveis omitidas, é o uso de variáveis instrumentais. As variáveis instrumentais permitem isolar parte da variável explicativa que não está correlacionada com o erro, obtendo estimadores consistentes e não viesados. Porém, encontrar instrumentos válidos pode ser uma tarefa desafiadora, pois a suposição de não correlação com o termo de erro não é diretamente observável.

Uma abordagem para lidar com o problema da endogeneidade é utilizar a regressão em painel de dados com efeitos fixos e/ou aleatórios. Por meio da metodologia em painel de dados, é possível separar a parcela da variância dos resíduos que é composta por efeitos específicos da parcela composta por erros aleatórios. No modelo com dados empilhados (*pooled*) não é possível desmembrar a variância do erro aleatório da variância do efeito específico, o que pode resultar em um problema de endogeneidade se os efeitos não observados estiverem presentes no modelo.

Em resumo, as três principais abordagens para análise de regressão com dados em painel são: modelos com dados empilhados (*pooled*), modelos com efeitos fixos e modelos com efeitos aleatórios. No modelo *pooled*, a estimação é feita assumindo que os parâmetros α e β são comuns a todos os indivíduos, ignorando a natureza de corte transversal e séries temporais dos dados. No modelo de efeitos fixos, a estimação é realizada considerando que a heterogeneidade dos indivíduos é capturada na parte constante. Assim, o intercepto pode variar entre os indivíduos, mas é constante ao longo do tempo, e os parâmetros de resposta são constantes entre indivíduos e períodos de tempo. Já no modelo de efeitos aleatórios, a estimação é feita introduzindo a heterogeneidade dos indivíduos no termo de erro. Portanto, a diferença entre os dois modelos reside no tratamento do intercepto, em que no modelo de efeitos fixos os interceptos são parâmetros fixos, enquanto no modelo de efeitos aleatórios são variáveis aleatórias.

A modelagem de variáveis não observadas pode ser representada como uma decomposição do termo de erro da equação 1.1, na forma $\varepsilon_{i,t} = \eta_i + u_{i,t}$, isto é:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \eta_i + u_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T. \quad (1.2)$$

em que η_i captura a heterogeneidade não observada associada à observação i que é invariante ao longo do período amostral e u_{it} representa o termo de erro do modelo.

Para estimar os parâmetros da equação 1.1, usando dos procedimentos de efeitos fixos ou aleatórios, pode-se formalizar a seguinte expressão:

$$E = (u_{i,t} | x_{i,1}, x_{i,2}, \dots, x_{i,T}, \eta_i) = 0, \quad (1.3)$$

em que $E(\cdot)$ é o operador de valor esperado. A expressão 1.3 é conhecida como a suposição de exogeneidade estrita dos regressores. Essa exogeneidade é uma condição suficiente para a não correlação entre $u_{i,t}$ e $x_{i,1}, \dots, x_{i,T}$, ou seja, não há correlação entre os erros presentes e valores passados, presentes ou futuros das variáveis explicativas. Portanto, o problema de endogeneidade dinâmica pode ser resolvido usando estimadores de efeitos fixos ou aleatórios adaptados para acomodar variáveis instrumentais, desde que bons instrumentos estejam disponíveis. Outra solução são procedimentos com defasagens dos regressores originais e premissas menos restritivas do que a formalizada em 1.3.

Os métodos de estimação apropriados para painéis curtos e com variáveis sequencialmente exógenas são por vezes classificados em estimadores de Variáveis Instrumentais e estimadores baseados no Método dos Momentos Generalizado (GMM). Esses métodos foram desenvolvidos tendo como foco a estimação de modelos dinâmicos, ou seja, modelos empíricos que incluem entre os regressores uma ou mais defasagens da variável de resposta. Logo, em uma formulação como 1.2, inclui-se y_{it-1} entre os regressores, uma variável não estritamente exógena.

Existem diversos métodos desenvolvidos para painel capazes de incorporar variáveis instrumentais, mas dois se destacam pela eficiência e flexibilidade para lidar com diferentes padrões de comportamento das variáveis de interesse: o GMM em Diferenças (GMM-Dif) e o GMM Sistêmico (GMM-Sis). O primeiro procedimento, desenvolvido por [Arellano e Bond \(1991\)](#), transforma as variáveis do modelo com o objetivo de eliminar a heterogeneidade não observada por meio das diferenças das variáveis em relação aos seus valores defasados. Aplicando essa transformação ao modelo 1.2, obtém-se a equação 1.4:

$$\Delta y_{i,t} = \beta \Delta x_{i,t} + \Delta u_{i,t}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (1.4)$$

com $\Delta y_{i,t} \equiv y_{it} - y_{it-1}$, $\Delta x_{i,t} \equiv x_{it} - x_{it-1}$ e $\Delta u_{i,t} \equiv u_{it} - u_{it-1}$. Esse procedimento elimina a heterogeneidade não observada, uma vez que $\Delta \eta_i = 0$. Essa transformação, conhecida como primeira diferença, é classificada como um procedimento do tipo efeito fixo e, portanto, não requer suposições sobre a correlação entre η_i e x_{it} .

Após eliminar a heterogeneidade não observada, o procedimento estima os parâmetros em 1.4 por meio do GMM. Se houver motivo para acreditar que existem efeitos de *feedback* significativos de x para y , não se pode assumir que x é estritamente exógeno, pois haverá correlação entre u_{it} e $x_{it+1}, x_{it+2}, \dots, x_{iT}$ (ou seja, os erros influenciarão os valores futuros de x). No entanto, se for razoável supor que não há problemas de simultaneidade, variáveis omitidas (além das capturadas por η_i) ou erros de mensuração que causem correlação entre u_{it} e valores presentes e passados de x , pode-se assumir que esse regressor é sequencialmente exógeno. Mais especificamente, diz-se que x é uma variável predeterminada ([Arellano, 2003](#)). Sob essa premissa, o estimador pode explorar as seguintes condições de não correlação, denominadas condições de momento:

$$E = (x_{i,t-s}\Delta u_{i,t}) = 0, s \geq 1 \quad (1.5)$$

Assumindo que $E(uit) = 0$, a expressão acima reflete a premissa de não correlação entre u_{it} e $x_{it}, x_{it-1}, \dots, x_{i1}$. No entanto, utiliza os erros transformados Δu_{it} , uma vez que serão estimados os parâmetros do modelo 1.4, do qual foi removida a heterogeneidade não observada.

Se além dos efeitos de *feedback* houver simultaneidade na relação entre x e y , a premissa de não correlação contemporânea entre u e x será violada, tornando a premissa 1.5 inadequada. Nesse caso, x será uma variável endógena e não mais predeterminada. Ainda assim, x não será completamente endógena, desde que suas defasagens não se correlacionem com o erro do modelo. Portanto, x ainda pode ser sequencialmente exógena, e o estimador GMM-Dif poderá explorar as seguintes condições de momento:

$$E = (x_{i,t-s}\Delta u_{i,t}) = 0, s \geq 2 \quad (1.6)$$

Essas condições de ortogonalidade significam que o estimador utilizará todas as defasagens de x como variáveis instrumentais para estimar o coeficiente de interesse β .

Blundell e Bond (1998) ofereceram a versão final de uma importante extensão do GMM em Diferenças, conhecido como GMM Sistemico (GMM-Sis), que aproveita as mesmas condições de momento descritas acima e acrescenta outras, aumentando dessa forma a eficiência e o desempenho do estimador em amostras finitas (Blundell e Bond, 2000). Portanto, se a condição 1.6 for válida, poderão ser exploradas as seguintes condições de momento adicionais pelo estimador sistemico:

$$E[\Delta x_{i,t-1}(\eta_i + u_{i,t})] = 0 \quad (1.7)$$

Ao contrário do que se observa em 1.6, a transformação de primeira diferença é aplicada aos regressores, os quais multiplicam o erro não transformado. Observa-se que esse método impõe a premissa adicional de não correlação entre Δx_{it-1} e η_i . No entanto, esse pressuposto não é tão restritivo quanto parece, pois permite a correlação entre os regressores e a heterogeneidade não observada. Exige-se apenas que a forma dessa correlação não mude entre um determinado momento do tempo e o momento seguinte, algo frequentemente aceitável, dada a natureza do efeito específico η_i :

$$E(\Delta x_{i,t}\eta_i) = 0 \Rightarrow E(x_{i,t}\eta_i) = E(x_{i,t-1}\eta_i) \quad (1.8)$$

Blundell e Bond (1998) mostram que a não correlação entre Δx_{it} e η_i será assegurada se o processo estocástico que gera x_{it} for estacionário.

Em suma, os procedimentos mais avançados de estimação para painel baseados no GMM permitem recorrer a suposições menos restritivas do que as necessárias para garantir a consistência dos estimadores tradicionalmente utilizados. Além disso, eles são particularmente úteis quando não há disponibilidade de variáveis instrumentais externas ao modelo e/ou de contextos quase-experimentais.

1.3.3 Modelo Econométrico

A Regra de Taylor é baseada em uma função de reação que analisa o comportamento das taxas de juros nos Estados Unidos. O estudo compilou dados de 1987 a 1992 e resumiu em uma equação de como o banco central norte-americano deveria se comportar

em relação à taxa básica de juros para atingir o objetivo de ter uma inflação controlada, seguindo uma simples regra:

$$r = p + 0,5y + 0,5(p - 2) + 2 \quad (1.9)$$

em que r é a taxa básica de juros da economia americana (Federal Funds Rate), p é a taxa de inflação, y é o desvio do produto em relação ao seu potencial e o termo $(p - 2)$ indica o desvio da inflação em relação à meta (tácita em 2% ao ano no caso americano). Dessa forma, a regra indica que se a inflação (p) subir acima da meta, a taxa básica de juros (r) deve ser aumentada em proporção maior que o aumento da inflação, indicado pelo termo $0,5(p - 2)$, para que ela volte ao patamar desejado no futuro. Além disso, a taxa básica de juros também pode subir acima da meta de 2% ou se o PIB real ultrapassar o PIB de tendência.

Segundo Taylor (1993), a política monetária apresenta melhor desempenho quando conduzida por regras transparentes, sistemáticas e críveis, levando em consideração a taxa de inflação e a variação do crescimento econômico. A equação geral de política monetária para cada país i ($i = 1, \dots, N$) no tempo t ($t = 1, \dots, T$) pode ser representada da seguinte forma:

$$i_{it} = \rho + \beta_1 y_{it} + \beta_2 \pi_{it} + e_{it} \quad (1.10)$$

em que i_{it} é a taxa básica de juros nominais, ρ é a taxa de juros de longo prazo, y_{it} é o hiato do produto (produto corrente - capacidade produtiva da economia) e β_1 é o coeficiente de sensibilidade à variação do produto, π_{it} é taxa da inflação observada, β_2 é o coeficiente de sensibilidade à variação da inflação, e_{it} é o termo de erro.

Este trabalho tem como objetivo verificar a sensibilidade do banco central via taxa de juros em relação ao tamanho do governo, ampliando a regra proposta por Taylor (1993). A dimensão do governo é medida de duas maneiras: o tamanho do gasto público como proporção do PIB e o tamanho da dívida pública como proporção do PIB. A regra de Taylor expandida é representada pela equação:

$$i_{it} = \rho + \beta_1 y_{it} + \beta_2 \pi_{it} + \beta_3 G_{it} + \beta_4 \text{Dummy}G_{it} * G_{it} + e_{it} \quad (1.11)$$

em que β_3 representa o efeito do gasto público sobre a taxa de juros, β_4 representa o efeito do gasto público sobre a taxa de juros quando a efetividade dos gastos é superior a zero ($\beta_3 + \beta_4 > 0$).

A tentativa de estimar uma função de reação Taylor com efeito não linear, levando em consideração a efetividade dos gastos públicos para o conjunto de países selecionado, utiliza a metodologia em painel de dados com efeito *threshold* exógeno. Nesse sentido, adicionou-se a variável “GovernoDummyEG”, como a variável *threshold*, que reflete a eficácia dos gastos do governo. A construção dessa variável classificou o indicador de governança, medido por indicadores mundiais de -2,5 a 2,5, como eficaz quando é maior ou igual a zero e ineficaz quando é menor que zero.

A segunda forma de mensurar o governo é pelo tamanho da dívida pública em relação ao PIB. A equação correspondente é representada por:

$$i_{it} = \rho + \beta_1 y_{it} + \beta_2 \pi_{it} + \beta_3 D_{it} + \beta_4 \text{Dummy}G_{it} * D_{it} + e_{it} \quad (1.12)$$

em que β_3 representa o efeito da dívida pública sobre a taxa de juros, β_4 representa o efeito da dívida pública sobre a taxa de juros quando a efetividade dos gastos é superior

a zero. Dessa forma, a soma dos parâmetros $\beta_3 + \beta_4$ pode explicar a hipótese de não linearidade. Valores negativos para β_4 indicam que os bancos centrais reagem de forma menos intensa diante de gastos mais efetivos, enquanto valores positivos indicam uma reação mais intensa diante de gastos menos efetivos.

1.4 Análise dos Resultados

Esta seção apresenta os resultados da estimação do modelo de dados em painel, utilizando a análise estática e dinâmica. É importante ressaltar que, devido ao uso da técnica de dados em painel, os coeficientes estimados são interpretados como uma resposta média para os grupos de países analisados. O objetivo é investigar a regra de Taylor ampliada, incluindo as variáveis de gasto do governo e dívida pública separadamente.

Diante da possibilidade da existência ou não de viés estatístico na regressão de dados em painel, apresentam-se diferentes métodos de estimação, razão pela qual será selecionado o método que melhor se ajuste aos dados. Na Tabela 1.1 os resultados estimados são apresentados para regressão pelos métodos *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios.

Tabela 1.1: Estimativas Pooled em Painel de Dados para Regra de Taylor

| | Modelo Gasto Público | | | Modelo Dívida Pública | | |
|--|----------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| | <i>Polled</i> | E.F. | E.A. | <i>Pooled</i> | E.F. | E.A. |
| Constante | -1,889 0,000*** | -1,253 0,017** | -1,470 0,009*** | -0,668 0,050* | -0,280 0,4260 | -0,504 0,180 |
| Inflação | 1,131 0,000*** | 1,106 0,000*** | 1,117 0,000*** | 1,119 0,000*** | 1,088 0,000*** | 1,106 0,000*** |
| lnPIB | 0,281 0,000*** | 0,152 0,008*** | 0,194 0,000*** | 0,252 0,000*** | 0,119 0,031** | 0,186 0,000*** |
| Governo | 0,099 0,000*** | 0,094 0,000*** | 0,096 0,000*** | - | - | - |
| GovernoDummyEG | -0,057 0,000*** | -0,059 0,000*** | -0,058 0,000*** | - | - | - |
| Dívida | - | - | - | 0,034 0,000*** | 0,036 0,000*** | 0,035 0,000*** |
| DívidaDummyEG | - | - | - | -0,026 0,000*** | -0,025 0,000*** | -0,025 0,000*** |
| Painel Balanceado | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Observações | 361 | 361 | 361 | 361 | 361 | 361 |
| R2 | 0,617 | | | 0,607 | | |
| R2 Ajust | 0,613 | | | 0,603 | | |
| between | | 1,041 | | | 0,508 | |
| within | | 3,779 | | | 3,885 | |
| Testes para especificação do modelo em painel | | | | | | |
| Teste F | 143,652 | 5,366 | - | 137,718 | 5,322 | - |
| P-valor (F) | 0,000 | 0,000 | | 0,000 | 0,000 | |
| Teste Hausman | - | | 2,984 | - | | 16,262 |
| P-valor | | | 0,560 | | | 0,003 |
| Teste Breusch Pagan | | - | 90,002 | - | | 84,165 |
| P-valor | | | 0,000 | | | 0,000 |
| Testes para diagnóstico dos modelos estimados | | | | | | |
| CD Pesaran (z) | 12,826 | | | 12,001 | | |
| Shapiro-Wilk (Qui2) | 82,54 | | | 79,102 | | |
| Teste White (LM) | 37,864 | | | 50,114 | | |
| Breusch-Godfrey/ Wooldridge ($t(18)$) | 4,593 | | | 4,213 | | |

Nota: Erro Padrão em parênteses; Significância ao nível de *10%, **5%, ***1%.

Fonte: Elaborada pela autora.

Para determinar qual modelo é o mais adequado, utilizaram-se testes como o teste F de Chow, o teste de Hausman (1978) e o teste do multiplicador de Lagrange ou LM de Breusch e Pagan (1980). O teste F de Chow é utilizado para auxiliar na escolha entre o modelo *pooled* e o modelo de efeitos fixos. Por meio desse teste, os parâmetros do modelo são observados quanto à estabilidade durante o período analisado. Assim, a hipótese nula do teste é de que há igualdade nos interceptos e nas inclinações para todos os indivíduos, ou seja, de que o modelo *pooled* é preferível ao modelo de efeitos fixos. Caso exista uma quebra estrutural (rejeição da hipótese nula), o modelo de efeitos fixos será preferível ao modelo *pooled*.

Para o modelo de gasto público, a significância conjunta da diferenciação das médias de grupo é $F(18, 338) = 5,36576$ com p-valor $5,14998e-011$. Logo, um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (*pooled*) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.

Para o modelo de dívida pública, a significância conjunta da diferenciação das médias de grupo é $F(18, 338) = 5,32215$ com p-valor $6,65433e-011$. Logo, um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (*pooled*) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.

Já o teste de Hausman (1978) é utilizado para selecionar entre o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios. A hipótese nula do teste é de que os estimadores do modelo de efeitos fixos e do modelo de componentes dos erros não diferem substancialmente ($H_0 : \alpha_i$ não são correlacionados com X_{it} e $H_1 : \alpha_i$ são correlacionados com X_{it}). Se a hipótese nula for rejeitada, o modelo de componentes dos erros não é adequado porque, provavelmente, os efeitos aleatórios estão correlacionados com um ou mais regressores.

Para o modelo de gasto público, a estatística de teste de Hausman é $H = 2,98417$ com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(4) > 2,98417) = 0,560479$. Portanto, um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.

Para o modelo de dívida pública, a estatística de teste de Hausman é $H = 16,2624$ com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(4) > 16,2624) = 0,00268658$. Portanto, um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.

Destaca-se que a partir desses dois testes já é possível concluir que o modelo de efeitos fixos é o preferível. Com objetivo de maior detalhamento, apresenta-se o teste desenvolvido por Breusch e Pagan (1980) que auxilia na escolha da melhor estimativa entre o modelo *pooled* e o modelo de efeitos aleatórios. Esse teste tem como fundamento o multiplicador de Lagrange, com as seguintes hipóteses nula e alternativa: $H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0$ e $H_1 : \sigma_\alpha^2 \neq 0$. Caso o teste falhe em rejeitar a hipótese nula, o modelo de efeitos aleatórios não é adequado.

Para o modelo de gasto público, a estatística de teste Breusch-Pagan é $LM = 90,0023$ com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 90,0023) = 2,37884e-021$. Assim, um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (*pooled*) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.

Para o modelo de dívida pública, a estatística de teste Breusch-Pagan é $LM = 84,1649$ com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 84,1649) = 4,55191e-020$. Assim, um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (*pooled*) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.

Com base nas análises realizadas, pode-se concluir que o modelo de efeitos fixos é o mais adequado entre os três modelos considerados, tanto em relação ao gasto público quanto à dívida pública. Ao examinar os resultados, observa-se que o gasto público desempenha um papel relevante na determinação da taxa de juros, indicando que a política monetária é sensível ao tamanho do governo.

A variável “governo” nesse contexto representa a proporção do setor público em relação ao PIB. Portanto, quando ocorre uma expansão do gasto público, isso pode gerar um impacto positivo na demanda, resultando em um aumento nos preços na economia. Nesse caso, espera-se que o banco central reaja a essa expansão elevando a taxa de juros.

Uma vez que foi identificada a sensibilidade da função de reação da autoridade monetária em relação ao tamanho do governo, é importante fornecer mais detalhes sobre o perfil específico dos gastos públicos. Os resultados revelam uma relação negativa entre a taxa de juros e os gastos eficientes, ou seja, um aumento de 1% nos gastos públicos eficientes resultaria em uma redução de 0,059% na taxa de juros, com significância estatística de 1%. Aumentos nos gastos públicos produtivos têm o potencial de aumentar a produtividade da

economia, o que, por sua vez, pode levar a uma redução nos preços. Portanto, é possível concluir que um gasto público eficaz e de qualidade pode contribuir para o processo de desinflação na economia.

Quanto ao impacto do governo por meio da variável “dívida”, observa-se uma resposta positiva dos juros. Espera-se que, à medida que a dívida do governo aumente, ocorra uma expansão do tamanho do Estado na economia, o que resulta em um aumento da demanda e dos preços. Os resultados da análise da expansão da dívida, considerando a variável *threshold*, são semelhantes aos encontrados para a expansão dos gastos públicos eficientes, ou seja, uma relação negativa com a taxa de juros, dependendo da eficiência do governo.

Além disso, realizaram-se um conjunto de testes para avaliar a robustez das estimações, ou seja, os testes de diagnóstico do modelo *pooled*: CD Pesaran, Shapiro-Wilk, Teste White e o Teste Breusch-Godfrey/Wooldridge.

O Teste CD de Pesaran tem como objetivo identificar se há dependência entre as unidades da análise de corte transversal. A hipótese nula é de que os resíduos entre as unidades de corte transversal não estão correlacionados. Um valor baixo para o teste CD e uma probabilidade elevada sugerem que a hipótese nula de independência transversal não é rejeitada, o que significa que choques aleatórios em uma unidade de corte transversal não afetam as outras unidades, pois a correlação entre elas é zero.

O Teste Shapiro-Wilk verifica se os resíduos da regressão apresentam uma distribuição normal, ou seja, sua hipótese nula é a de normalidade dos erros.

Na tentativa de identificar a presença de autocorrelação serial nos resíduos, realizou-se o teste Breusch-Godfrey/Wooldridge. A hipótese nula desse teste é a ausência de correlação serial nos erros. Assim, a rejeição da hipótese nula indica a presença de autocorrelação nos resíduos.

Considerando a possibilidade de endogeneidade nos modelos estáticos, realizaram-se quatro variações dinâmicas do modelo para garantir estimativas robustas. Na Tabela 1.2, apresentam-se os resultados estimados das regressões utilizando os métodos GMM Dif e GMM System, tanto em uma como em duas etapas.

O estimador GMM-Dif é capaz de lidar com as fontes de endogeneidade do sistema, removendo a heterogeneidade não observada e utilizando defasagens não correlacionadas com o erro. Já o método GMM-Sis apresenta uma vantagem em relação ao GMM-Dif, pois emprega instrumentos adicionais baseados na premissa de exogeneidade sequencial dos regressores.

Ao observar a Tabela 1.2, é possível constatar que os sinais dos coeficientes das variáveis explicativas estão em conformidade com os valores esperados, e todos os coeficientes das variáveis inseridas são estatisticamente significativos. Isso indica que a taxa de juros responde positivamente à inflação, ao PIB, ao tamanho do governo e à dívida.

Tabela 1.2: Estimativas GMM Dif e GMM System para Regra de Taylor

| | Modelo Gasto Público | | | | Modelo Dívida Pública | | | |
|-----------------|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | GMM Dif | | GMM System | | GMM Dif | | GMM System | |
| | One Step | Two Step | One Step | Two Step | One Step | Two Step | One Step | Two Step |
| Constante | -0,149 0,000*** | -0,128 0,178 | -2,119 0,007*** | -2,101 0,082* | -0,147 0,000*** | -0,139 0,164 | -0,591 0,074* | -0,789 0,576 |
| Inflação | 0,935 0,000*** | 0,953 0,000*** | 1,165 0,000*** | 1,123 0,000*** | 0,912 0,000*** | 0,948 0,000*** | 1,144 0,000*** | 1,117 0,000*** |
| lnPIB | 0,169 0,005*** | 0,192 0,068* | 0,178 0,000*** | 0,244 0,119 | 0,121 0,000*** | 0,144 0,086* | 0,104 0,001*** | 0,160 0,373 |
| Governo | 0,110 0,000*** | 0,099 0,000*** | 0,131 0,000*** | 0,110 0,000*** | - | - | - | - |
| GovDummyEG | -0,054 0,000*** | -0,460 0,019** | -0,082 0,000*** | -0,068 0,000*** | - | - | - | - |
| Dívida | - | - | - | - | 0,038 0,000*** | 0,030 0,026** | 0,050 0,000*** | 0,040 0,001*** |
| DívDummyEG | - | - | - | - | -0,017 0,081* | -0,014 0,238 | -0,036 0,000*** | -0,031 0,000*** |
| Observações | | | | | | | | |
| Qt Instrumentos | 301 | 301 | 319 | 319 | 301 | 301 | 319 | 319 |
| AR (1) | -3,554 [0,000] | -2,959 [0,003] | -3,307 [0,000] | -3,051 [0,002] | -3,516 [0,000] | -3,015 [0,0028] | -3,256 [0,001] | -3,003 [0,003] |
| AR (2) | -1,331 [0,183] | -1,465 [0,143] | 1,303 [0,192] | 0,114 [0,909] | -1,604 [0,109] | -1,439 [0,150] | 0,0794 [0,427] | -0,070 [0,944] |
| Sargan | 310,923 [0,251] | 16,263 [1,000] | 580,573 [0,000] | 13,680 [1,000] | 320,176 [0,150] | 15,835 [1,0000] | 560,146 [0,0000] | 12,749 [1,0000] |
| Wald | 411,113 [0,000] | 175,643 [0,000] | 242,714 [0,000] | 176,072 [0,000] | 397,739 [0,0000] | 189,356 [0,0000] | 237,447 [0,0000] | 208,865 [0,0000] |

Nota: Erro Padrão em parênteses; Significância ao nível de *10%, **5%, ***1%.

Fonte: Elaborada pela autora.

A utilização da variável *threshold* revela a presença de um efeito limiar, uma vez que ocorre uma mudança no efeito de inflação para deflação diante de gastos efetivos. Esse resultado reforça a robustez das conclusões, que são estatisticamente significativas.

Na estrutura GMM amplamente utilizada, é comum empregar um procedimento de duas etapas para melhorar a eficiência do estimador GMM e aumentar o poder dos testes associados. Em geral, o estimador GMM de duas etapas possui uma variância assintótica menor. Além disso, os testes estatísticos baseados no estimador de dois passos são assintoticamente mais poderosos do que aqueles baseados no estimador de um passo.

1.5 Considerações Finais

Este trabalho teve como escopo analisar a sensibilidade dos bancos centrais via taxa de juros em relação ao tamanho do governo, ampliando a regra proposta por Taylor (1993). Avaliou-se a dimensão do governo em dois aspectos: tamanho do gasto e tamanho da dívida pública, ambos como proporção do PIB. Para atingir o objetivo proposto, utilizaram-se modelos de dados em painel estático e dinâmico, abrangendo 19 países com metas de inflação durante o período de 2002 a 2020 (África do Sul, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coreia, Filipinas, Hungria, Islândia, Israel, Noruega, Nova Zelândia, Peru, Polônia, Reino Unido, República Tcheca, Suécia e Tailândia).

Os modelos estáticos, como os de efeitos fixos e aleatórios, não resolvem possíveis problemas de endogeneidade das variáveis explicativas, que podem estar relacionados a variáveis omitidas, simultaneidade ou erros de mensuração. Para superar essa limitação, utilizaram-se estimações GMM (*Generalized Method of Moments*), uma abordagem de estimação em dados em painel dinâmico, que permite o uso de valores defasados das variáveis explicativas como instrumentos para controlar a endogeneidade. Aplicaram-se procedimentos GMM em Diferenças (GMM-Dif) e GMM Sistemico (GMM-Sis), fornecendo resultados mais robustos (Vieira et al., 2016).

Ao analisar os resultados, observa-se que a função reação da autoridade monetária é sensível ao tamanho do governo. O gasto público apresenta uma relação positiva com a taxa de juros, indicando que a expansão do gasto público gera um choque positivo de demanda, levando a um aumento nos preços na economia. Nesse contexto, espera-se que o banco central reaja expandindo a taxa de juros.

Ao considerar o perfil do gasto público, introduziu-se a variável “Governo-DummyEG” como variável *threshold* que reflete a eficácia dos gastos do governo. Os resultados mostram uma relação negativa entre a taxa de juros e os gastos eficientes, indicando que um aumento de 1% nos gastos públicos eficientes reduziria a taxa de juros em 0,059%, com significância estatística de 1%. Aumentos nos gastos públicos produtivos possivelmente contribuiriam para aumentar a produtividade da economia e reduzir os preços, destacando a importância de um gasto público de qualidade para o processo de redução da inflação.

Em relação ao impacto do governo por meio da variável “dívida”, observa-se que os juros reagem positivamente. Isso significa que quanto maior a dívida do governo, maior é a expansão do tamanho do Estado na economia, o que pode levar a um aumento na demanda e nos preços. Além disso, os resultados da análise da expansão da dívida, considerando a variável *threshold*, são semelhantes aos encontrados para a expansão do gasto público, ou seja, mostram uma relação negativa com a taxa de juros diante da eficiência do governo.

Diante das evidências empíricas, sugere-se uma participação ativa do Estado por meio de políticas econômicas que visem reduzir a incerteza e promover investimentos na infraestrutura. Isso contribuiria para fortalecer o ambiente de negócios e criar um ambiente mais propício ao investimento privado, seja ampliando a infraestrutura ou mantendo a demanda agregada.

REFERÊNCIAS

- Ahmad, S. (2016). A multiple threshold analysis of the fed's balancing act during the great moderation. *Economic Modelling*, 55:343–358.
- Aizenman, J., Hutchison, M., e Noy, I. (2011). Inflation targeting and real exchange rates in emerging markets. *World Development*, 39(5):712–724.
- Akdoğan, K. (2015). Asymmetric behaviour of inflation around the target in inflation-targeting countries. *Scottish Journal of Political Economy*, 62(5):486–504.
- Akyurek, C., Kutan, A. M., e Yilmazkuday, H. (2011). Can inflation targeting regimes be effective in developing countries? the turkish experience. *Journal of Asian Economics*, 22(5):343–355.
- Arellano, M. (2003). *Panel data econometrics*. OUP Oxford.
- Arellano, M. e Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2):277–297.
- Arestis, P. e Sawyer, M. C. (2003). Inflation targeting: a critical appraisal.
- Astley, M. S., Giese, J., Hume, M. J., e Kubelec, C. (2009). Global imbalances and the financial crisis. *Bank of England Quarterly Bulletin*, pg. Q3.
- Ball, L. M. (1999). Policy rules for open economies. Em *Monetary policy rules*, pgs. 127–156. University of Chicago Press.
- Ball, L. M. (2000). Policy rules and external shocks.
- Bernanke, B. S. e Mishkin, F. S. (1997). Inflation targeting: a new framework for monetary policy? *Journal of Economic perspectives*, 11(2):97–116.
- Blundell, R. e Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1):115–143.
- Blundell, R. e Bond, S. (2000). Gmm estimation with persistent panel data: an application to production functions. *Econometric reviews*, 19(3):321–340.
- Brenner, M. e Sokoler, M. (2010). Inflation targeting and exchange rate regimes: evidence from the financial markets. *Review of Finance*, 14(2):295–311.
- Breusch, T. S. e Pagan, A. R. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies*, 47(1):239–253.
- Calvo, G. A. e Reinhart, C. M. (2002). Fear of floating. *The Quarterly journal of economics*, 117(2):379–408.
- Carlson, M. A. (2007). A brief history of the 1987 stock market crash with a discussion of the federal reserve response.

- Castro, V. (2011). Can central banks' monetary policy be described by a linear (augmented) Taylor rule or by a nonlinear rule? *Journal of Financial Stability*, 7(4):228–246.
- Catalán-Herrera, J. (2016). Foreign exchange market interventions under inflation targeting: The case of Guatemala. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 42:101–114.
- Clarida, R., Gali, J., e Gertler, M. (1998). Monetary policy rules in practice: Some international evidence. *European Economic Review*, 42(6):1033–1067.
- Clarida, R., Gali, J., e Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(1):147–180.
- Côté, D., Kuszczak, J., Lam, J.-P., Liu, Y., e St-Amant, P. (2004). The performance and robustness of simple monetary policy rules in models of the Canadian economy. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 37(4):978–998.
- Cukierman, A. e Gerlach, S. (2003). The inflation bias revisited: theory and some international evidence. *The Manchester School*, 71(5):541–565.
- Cukierman, A. e Muscatelli, A. (2008). Nonlinear Taylor rules and asymmetric preferences in central banking: Evidence from the United Kingdom and the United States. *The BE Journal of Macroeconomics*, 8(1).
- Daude, C., Yeyati, E. L., e Nagengast, A. J. (2016). On the effectiveness of exchange rate interventions in emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 64:239–261.
- De la Torre, A., Yeyati, E., e Pienknagura, S. (2013). Latin America's deceleration and the exchange rate buffer'. The World Bank Latin America and the Caribbean semi-annual report. October. Search in.
- DeBelle, G. (1999). Inflation targeting and output stabilisation.
- Dolado, J. J., Maria-Dolores, R., e Naveira, M. (2000). *Asymmetries in monetary policy rules: Evidence for four central banks*, volume 2441. Centre for Economic Policy Research.
- Dolado, J. J., Maria-Dolores, R., e Naveira, M. (2005). Are monetary-policy reaction functions asymmetric?: The role of nonlinearity in the Phillips curve. *European Economic Review*, 49(2):485–503.
- Edwards, S. (2007). The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited. *Series on Central Banking, Analysis, and Economic Policies*, no. 11.
- Favero, C. A., Misalle, A., e Primiceri, G. E. (2000). Debt maturity and the reaction and performance of monetary policy. Em *Debt structure and monetary conditions*. Macmillan.
- Filosa, R. (2001). Monetary policy rules in some mature emerging economies. *BIS papers*, 8:39–68.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy the American Economic Review. *New York*, 58.

- Galimberti, J. K. e Moura, M. L. (2013). Taylor rules and exchange rate predictability in emerging economies. *Journal of International Money and Finance*, 32:1008–1031.
- Garcia, C. J., Restrepo, J. E., e Roger, S. (2011). How much should inflation targeters care about the exchange rate? *Journal of International Money and Finance*, 30(7):1590–1617.
- Gemayel, M. E. R., Jahan, M. S., e Born, M. A. (2011). *What can low-income countries expect from adopting inflation targeting?* International Monetary Fund.
- Gerlach, S. e Schnabel, G. (2000). The taylor rule and interest rates in the emu area. *Economics Letters*, 67(2):165–171.
- Ghosh, A. R., Ostry, J. D., e Chamon, M. (2016). Two targets, two instruments: Monetary and exchange rate policies in emerging market economies. *Journal of International Money and Finance*, 60:172–196.
- Goldberg, L. S. e Campa, J. M. (2010). The sensitivity of the cpi to exchange rates: Distribution margins, imported inputs, and trade exposure. *The Review of Economics and Statistics*, 92(2):392–407.
- Goodfriend, M. (1991). Interest rates and the conduct of monetary policy. Em *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, volume 34, pgs. 7–30. Elsevier.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis*. Pearson Education India.
- Hasanov, M. e Omay, T. (2008). Monetary policy rules in practice: Re-examining the case of turkey. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387(16-17):4309–4318.
- Hatipoglu, O. e Alper, C. E. (2008). Estimating central bank behavior in emerging markets: The case of turkey.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, pgs. 1251–1271.
- Kydland, F. E. e Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of political economy*, 85(3):473–491.
- Leitemo, K. e Söderström, U. (2005). Simple monetary policy rules and exchange rate uncertainty. *Journal of International Money and Finance*, 24(3):481–507.
- Levin, A. T., Wieland, V., e Williams, J. (1999). Robustness of simple monetary policy rules under model uncertainty. Em *Monetary policy rules*, pgs. 263–318. University of Chicago Press.
- Loayza, O., Soto, R., et al. (2002). *Inflation targeting: design, performance, challenges*. Banco Central de Chile.
- Lucas, R. E. (1976). Econometric policy evaluation: a critique”, in k brunner and a meltzer (eds.), the phillips curve and labour markets, carnegie-rochester conference series on public policy, vol. 1, amsterdam: North-holland.
- Martin, C. e Milas, C. (2004). Modelling monetary policy: inflation targeting in practice. *Economica*, 71(282):209–221.

- Martin, C. e Milas, C. (2013). Financial crises and monetary policy: Evidence from the uk. *Journal of Financial Stability*, 9(4):654–661.
- Masson, M. P. R., Savastano, M. M. A., e Sharma, M. S. (1997). *The scope for inflation targeting in developing countries*. International Monetary Fund.
- McCallum, B. T. (1999). Issues in the design of monetary policy rules. *Handbook of macroeconomics*, 1:1483–1530.
- McCallum, B. T. e Nelson, E. (1999). Nominal income targeting in an open-economy optimizing model. *Journal of Monetary economics*, 43(3):553–578.
- Miles, W. e Schreyer, S. (2012). Is monetary policy non-linear in indonesia, korea, malaysia, and thailand? a quantile regression analysis. *Asian-Pacific Economic Literature*, 26(2):155–166.
- Mishkin, F. S. (1999). International experiences with different monetary policy regimes). any views expressed in this paper are those of the author only and not those of columbia university or the national bureau of economic research. *Journal of monetary economics*, 43(3):579–605.
- Mishkin, F. S. (2000). Inflation targeting in emerging-market countries. *American Economic Review*, 90(2):105–109.
- Mishkin, F. S. (2007). The dangers of exchange-rate pegging in emerging market countries'. *Monetary Policy Strategy*, 445(10.7551).
- Mohanty, M. S. (2013). Market volatility and foreign exchange intervention in emes: What has changed?-an overview. *An Overview (October 2013)*. *BIS Paper*, (73a).
- Mohanty, M. S. e Klau, M. (2005). Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence. Em *Monetary policy and macroeconomic stabilization in Latin America*, pgs. 205–245. Springer.
- Neumann, M. J. e Von Hagen, J. (2002). Does inflation targeting matter? Technical report, ZEI working paper.
- Obstfeld, M. e Rogoff, K. (2000). New directions for stochastic open economy models. *Journal of international economics*, 50(1):117–153.
- Orphanides, A. e Norden, S. v. (2002). The unreliability of output-gap estimates in real time. *Review of economics and statistics*, 84(4):569–583.
- Ostry, M. J. D., Ghosh, M. A. R., e Chamon, M. M. (2012). *Two targets, two instruments: monetary and exchange rate policies in emerging market economies*. International Monetary Fund.
- Phelps, E. S. (1969). The new microeconomics in inflation and employment theory. *The American Economic Review*, 59(2):147–160.
- Robert Nobay, A. e Peel, D. A. (2003). Optimal discretionary monetary policy in a model of asymmetric central bank preferences. *The Economic Journal*, 113(489):657–665.

- Rose, A. K. (2006). A stable international monetary system emerges: Inflation targeting is bretton woods. Em *Reversed" Journal of International Money and Finance*. Citeseer.
- Shrestha, P. K. e Semmler, W. (2015). Monetary policy and international reserves in emerging economies: theory and empirics. Em *Emerging Markets and Sovereign Risk*, pgs. 213–230. Springer.
- Silva, M. E. e Portugal, M. S. (2002). *A recente experiência brasileira com metas de inflação: uma avaliação preliminar*. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Programa de Pos-Graduação em Economia.
- Stuart, A. (1996). Simple monetary policy rules. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 36(3):281–287.
- Surico, P. (2007). The fed's monetary policy rule and us inflation: The case of asymmetric preferences. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(1):305–324.
- Svensson, L. E. (1999). Inflation targeting as a monetary policy rule. *Journal of monetary economics*, 43(3):607–654.
- Svensson, L. E. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of international economics*, 50(1):155–183.
- Svensson, L. E. (2003). What is wrong with taylor rules? using judgment in monetary policy through targeting rules. *Journal of Economic Literature*, 41(2):426–477.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. Em *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, volume 39, pgs. 195–214. Elsevier.
- Taylor, J. B. (2000). Using monetary policy rules in emerging market economies. Em *75th Anniversary Conference, "Stabilization and Monetary Policy: The International Experience"*, Bank of Mexico.
- Taylor, J. B. (2001). The role of the exchange rate in monetary-policy rules. *American economic review*, 91(2):263–267.
- Taylor, J. B. (2013). International monetary coordination and the great deviation. *Journal of Policy Modeling*, 35(3):463–472.
- Taylor, M. P. e Davradakis, E. (2006). Interest rate setting and inflation targeting: Evidence of a nonlinear taylor rule for the united kingdom. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 10(4).
- Vieira, F. V., Verissimo, M. P., e de Avellar, A. P. M. (2016). Indústria e crescimento: uma análise de painel para os estados brasileiros. *Análise Econômica*, 34(65).
- Walsh, C. E. (2009). Inflation targeting: what have we learned? *International Finance*, 12(2):195–233.
- Woodford, M. (2001). The taylor rule and optimal monetary policy. *American Economic Review*, 91(2):232–237.
- Yilmazkuday, H. (2008). Structural breaks in monetary policy rules: evidence from transition countries. *Emerging Markets Finance and Trade*, 44(6):87–97.

2 Ensaio 2: Viés de Inflação e Efetividade dos Gastos Públicos em Economias com Metas de Inflação

RESUMO

O objetivo do artigo é investigar a relação entre viés de inflação e efetividade dos gastos públicos para um conjunto selecionado de países que fazem uso do regime monetário do tipo metas de inflação. A pesquisa busca responder se um aumento na efetividade das despesas públicas está associado a bancos centrais com viés deflacionário, uma vez que gastos públicos mais efetivos podem representar ganhos de comunicação da autoridade monetária em um ambiente institucional da política fiscal vinculado a choques fiscais produtivos. Para atingir o objetivo proposto, fez-se uso de modelos *logit* e *probit*, considerando os 19 países com metas de inflação (África do Sul, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coreia, Filipinas, Hungria, Islândia, Israel, Noruega, Nova Zelândia, Peru, Polônia, Reino Unido, República Tcheca, Suécia e Tailândia), durante os anos de 2002 a 2020. Os resultados revelam a existência de um viés inflacionário associado a gastos públicos excessivos, indicando que um aumento desproporcional nos gastos pode contribuir para pressões inflacionárias. No entanto, também é observada a importância da efetividade dos gastos públicos, ou seja, a capacidade desses gastos de gerar impactos positivos na economia. Os resultados sugerem que gastos públicos mais efetivos estão associados a um menor impacto inflacionário e podem promover um crescimento econômico mais sustentável. Essas descobertas têm implicações importantes na formulação de políticas econômicas em economias com metas de inflação, destacando a necessidade de equilibrar o tamanho dos gastos públicos com sua efetividade na busca pela estabilidade de preços e pelo crescimento econômico.

Palavras-chave: Viés de Inflação; Efetividade dos Gastos Públicos; Crescimento Econômico.

ABSTRACT

The objective of the article is to investigate the relationship between inflation bias and the effectiveness of public spending for a selected set of countries that adopt the inflation targeting monetary regime. The research seeks to answer whether an increase in the effectiveness of public expenses is associated with deflationary central banks since more effective public spending can represent gains in communication by the monetary authority in an institutional environment of fiscal policy linked to productive fiscal shocks. To achieve the proposed objective, *logit* and *probit* models were used, considering the 19 countries with inflation targeting (South Africa, Australia, Brazil, Canada, Chile, Colombia, Korea, Philippines, Hungary, Iceland, Israel, Norway, New Zealand, Peru, Poland, United Kingdom, Czech Republic, Sweden, and Thailand) during the years 2002 to 2020. The results reveal the existence of an inflationary bias associated with excessive public spending, indicating that a disproportionate increase in spending can contribute to inflationary pressures. However, the importance of the effectiveness of public spending is also observed, meaning the ability of such spending to generate positive impacts on the economy. The results suggest that more effective public spen-

ding is associated with a lower inflationary impact and may promote more sustainable economic growth. These findings have significant implications for the formulation of economic policies in inflation-targeting economies, highlighting the need to balance the size of public spending with its effectiveness in pursuing price stability and economic growth.

Keywords: Inflation Bias; Effectiveness of Public Expenditure; Economic Growth.

2.1 Introdução

Os efeitos macroeconômicos das mudanças nos gastos do governo têm recebido ampla atenção entre os economistas, principalmente a partir da crise de 2008. Seguindo a tradição de [Blanchard e Perotti \(2002\)](#), uma grande literatura tem utilizado o modelo estrutural de Vetores Autorregressivos (SVAR - *Structural Vector Autoregressive*) para caracterizar os efeitos empíricos dos choques nos gastos do governo sobre o PIB, o consumo privado e uma série de outras variáveis macroeconômicas. Exemplos desses estudos incluem [Galí et al. \(2007\)](#) e [Ramey \(2011\)](#). No entanto, a resposta da inflação aos choques nos gastos do governo tem recebido atenção limitada na literatura empírica.

O entendimento convencional é que aumentos nos gastos do governo são inflacionários. Essa ideia desempenha um papel importante na transmissão de choques fiscais em diversos modelos teóricos, incluindo o modelo novo keynesiano. Um exemplo proeminente é a eficácia dos choques nos gastos do governo quando a taxa de juros nominal está no limite inferior zero. Descobrir um multiplicador fiscal significativo nessas circunstâncias depende inteiramente da capacidade de um aumento nos gastos do governo aumentar a inflação (esperada) e, assim, reduzir a taxa de juros real ([Christiano et al., 2011](#)).

Há evidências na literatura sobre a resposta dos preços aos choques nos gastos do governo. Alguns estudos mostraram que a resposta dos preços aos choques fiscais expansionistas é inflacionária (por exemplo, [Edelberg et al. \(1999\)](#), [Caldara e Kamps \(2008\)](#), [Ben Zeev e Pappa \(2017\)](#) e [Ferrara et al. \(2021\)](#)). No entanto, a maioria dos estudos relatou uma resposta negativa ou insignificante dos preços aos choques fiscais expansionistas (por exemplo, [Fatás e Mihov \(2001\)](#), [Fatas e Mihov \(2001\)](#), [Canzoneri et al. \(2002\)](#), [Perotti \(2005\)](#), [Mountford e Uhlig \(2009\)](#), [Nakamura e Steinsson \(2014\)](#), [Dupor e Li \(2015\)](#), [Ricco et al. \(2016\)](#), [d’Alessandro et al. \(2019\)](#)).

[Perotti \(2005\)](#), por exemplo, encontrou evidências mistas em relação à resposta da inflação em cinco países da OCDE, incluindo os EUA, mas concluindo que há pouca evidência em apoio à percepção comum de que choques nos gastos do governo são inflacionários. A maioria dos autores que encontram evidências de uma resposta de preços nula ou negativa dos preços não forneceu uma explicação estrutural para isso.

A resposta do consumo aos choques nos gastos governamentais tem recebido ampla atenção na literatura teórica, com diversos autores propondo mecanismos para impulsionar o consumo. No entanto, a maioria desses mecanismos parece não ser promissor em produzir uma resposta neutra ou negativa da inflação. Por exemplo, a introdução de agregados familiares empíricos por [Galí et al. \(2007\)](#) impulsiona a demanda agregada, mas não tem efeitos diretos no lado da oferta. Permitir uma utilidade indissociável no consumo e no lazer, como em [Monacelli e Perotti \(2008\)](#) e [Bilbiie \(2011\)](#), induz o consumo e a oferta de trabalho a aumentarem em paralelo, desde que consumo e lazer sejam substitutos. No entanto, como mostra [Bilbiie \(2011\)](#), os efeitos do lado da demanda ainda predominam, levando a um aumento da inflação.

A tentativa de harmonizar políticas fiscais e monetárias com o intuito de favorecer a demanda requer uma investigação sobre novas relações entre choques fiscais e inflação. Um caminho que pode auxiliar nesse entendimento é associar o efeito da qualidade institucional dos choques fiscais sobre os choques de preços. A literatura tem enfatizado a importância da qualidade institucional na implementação e no design do regime de metas de inflação. Espera-se que, em um ambiente fiscal com boa qualidade institucional, medida pela efetividade do gasto público, seja possível favorecer a capacidade de comunicação da autoridade monetária, uma vez que gastos públicos mais efetivos podem resultar em ganhos de produtividade para a economia e, conseqüentemente, reduzir a necessidade da autoridade monetária mitigar as incertezas provenientes dos choques fiscais.

O objetivo deste artigo é investigar a relação entre viés de inflação e efetividade dos gastos públicos em um conjunto selecionado de países que adotam o regime monetário do tipo metas de inflação. A pesquisa busca responder se um aumento na efetividade das despesas públicas está associado a bancos centrais com viés deflacionário, uma vez que gastos públicos mais efetivos podem representar ganhos de comunicação da autoridade monetária em um ambiente institucional da política fiscal vinculado a choques fiscais mais produtivos.

Para atingir o objetivo proposto, o artigo está organizado em quatro seções, além desta introdução. A seção seguinte apresenta uma revisão da literatura abordando a definição e compreensão do viés inflacionário ou deflacionário; a importância da qualidade institucional nos trabalhos seminais sobre a inconsistência temporal da política macroeconômica, incluindo variáveis relacionadas à boa governança e à efetividade dos gastos públicos; e os efeitos de choques fiscais sobre algumas variáveis econômicas, como as condições de demanda agregada e oferta agregada a fim de facilitar o entendimento sobre o viés inflacionário. A terceira seção apresenta a estratégia empírica da pesquisa, com a construção de um indicador de viés de inflação, que é fundamental para fornecer uma medida objetiva e quantitativa do impacto dos gastos públicos nas pressões inflacionárias. Essa medida permite uma melhor compreensão dos efeitos fiscais sobre a estabilidade de preços em economias com metas de inflação. A utilização de metodologias como *logit* ou *probit* é adequada para abordar o aspecto qualitativo do viés de inflação, em que uma variável qualitativa é tratada como a variável dependente. Essas técnicas permitem modelar a relação entre o viés de inflação e outras variáveis explicativas relevantes, fornecendo uma análise estatística robusta.

A quarta seção apresenta os resultados, que indicam que a probabilidade do banco central apresentar um viés deflacionário é reduzida pelo crescimento do PIB, paridade do poder de compra (PPP) e tamanho da dívida pública. Por outro lado, os juros e a efetividade dos gastos públicos aumentam essa probabilidade. Esses coeficientes mostraram significância estatística em todos os modelos analisados. Por fim, na quinta seção, tem-se as considerações finais da pesquisa.

2.2 Revisão da Literatura

O conceito de viés inflacionário foi formalizado no trabalho de [Kydland e Prescott \(1977\)](#) e posteriormente aprimorado por [Barro e Gordon \(1983a\)](#). Em seu estudo, [Kydland e Prescott \(1977\)](#) argumentaram que as políticas discricionárias, embora produzam resultados consistentes, são subótimas devido às expectativas dos agentes privados. Portanto, eles sugeriram que o uso de regras em políticas monetárias seria preferível à discricionariedade. A teoria da formação de expectativas de [Barro e Gordon \(1983a\)](#) expandiu essa análise,

indicando que, se a política é previamente acordada, a única expectativa que os agentes podem ter é aquela definida pela regra. Dessa forma, sugerem a seleção de uma regra, como o regime de metas de inflação, que garantiria taxas de inflação menores e mais estáveis.

A existência potencial de viés de inflação moldou estruturalmente as políticas dos bancos centrais nas últimas décadas. Enquanto tradicionalmente os formuladores de políticas se concentravam na prevenção da inflação alta, o viés deflacionário também passou a receber muita atenção, especialmente devido ao limite inferior efetivo ocasionalmente vinculante da taxa de juros. Se os agentes econômicos perderem a confiança na autoridade monetária, suas expectativas de inflação podem começar a se desviar das metas de médio prazo anunciadas, tornando mais difícil para um banco central cumprir seu mandato.

Em situações de expectativas de inflação mais baixas, quando a economia opera no limite inferior zero (ZLB - Zero Lower Bound), as pesquisas de [Krugman et al. \(1998\)](#) e [Eggertsson \(2006\)](#) têm se destacado. [Nakov \(2008\)](#) e [Nakata e Schmidt \(2019\)](#) mostraram que o viés deflacionário também pode ocorrer mesmo quando a economia não está no ZLB, mas enfrenta restrições ocasionalmente vinculantes.

Um choque de demanda negativo ou a um choque de oferta que empurra a economia para o ZLB pode ser interpretado como um choque de confiança que atua como um choque de demanda ([Bursian e Faia, 2018](#)), mas, em geral, pode ser qualquer choque adverso de demanda ou oferta.

Por outro lado, quando a percepção do nível da meta para o hiato do produto é positiva, as expectativas de inflação estão acima do nível da meta. O modelo de [Rogoff \(1985\)](#) permite explorar se bancos centrais conservadores ou bancos centrais com metas de inflação reduzem a magnitude da inflação e dos vieses deflacionários.

Estudos de [Romer \(1993\)](#) e [Ireland \(1999\)](#) forneceram evidências indiretas de viés inflacionário. Por outro lado, os estudos de [Ehrmann et al. \(2017\)](#) e [Souleles \(2004\)](#) identificaram um viés nas expectativas de inflação, mas não conseguiram comprovar que isso se deve à perda de confiança nos objetivos de preços do banco central.

[Ehrmann et al. \(2013\)](#) observaram que, se a baixa confiança do público nos bancos centrais está associada a maiores expectativas de inflação das famílias, então as oscilações na confiança do público no Banco Central Europeu (BCE) também afetam diretamente sua capacidade de cumprir seu mandato, embora a relevância empírica dessa proposição ainda precise ser testada.

[Bursian e Faia \(2018\)](#) exploraram a interação entre confiança e resultados macroeconômicos ao endogenizar o nível de confiança dentro de um modelo DSGE. Eles testaram a validade de seu modelo em um cenário de autorregressão vetorial usando dados agregados, concluindo que a confiança afeta as expectativas de inflação.

Por sua vez, [Mellina e Schmidt \(2018\)](#) estudaram a interação entre a confiança no BCE, o conhecimento público sobre os objetivos do BCE e as expectativas de inflação usando os dados alemães. Em geral, vários artigos estudam indiretamente a confiança nos bancos centrais em termos de expectativas ancoradas. Se os agentes econômicos confiam nos bancos centrais, suas expectativas de inflação devem estar ancoradas e não se desviar das metas anunciadas ou de choques inflacionários transitórios. Ver, por exemplo, [Dräger e Lamla \(2018\)](#).

Embora a maioria das explicações sobre inflação tenha sido apresentada com base na análise da inconsistência temporal de [Kydland e Prescott \(1977\)](#) e [Calvo \(1978\)](#), poucos pesquisadores abordaram essa questão em estudos sobre países em desenvolvimento. Os aspectos comuns desses países são a manipulação de políticas monetárias e fiscais

discricionárias. A fraca qualidade institucional dessas economias reforça a probabilidade de aplicação dessas políticas.

A qualidade institucional pode ser a causa da aplicação de políticas discricionárias e também pode conter soluções para a inconsistência. De fato, as soluções propostas para a inconsistência temporal trouxeram à tona a questão da qualidade das instituições na literatura. Entre essas soluções, o modelo conservador de Rogoff (1985) foi amplamente aplicado em estudos de inconsistência temporal. Huang e Wei (2006) demonstraram que, em países em desenvolvimento com baixa qualidade institucional, o banco central deveria ser menos conservador.

Surico (2008), encontrou um viés inflacionário igual à diferença entre as inflações ótimas em situações de discricionabilidade e compromisso. No entanto, ele considerou apenas a política monetária e não levou em conta as instituições.

A discussão sobre qualidade institucional pode ser abordada sob o conceito de “boa governança”. Os índices de boa governança incluem voz e responsabilidade, estabilidade política e ausência de violência, eficácia do governo e qualidade regulatória, estado de direito e controle da corrupção.

Nesse sentido, é possível estabelecer a qualidade institucional como um indicador de efetividade de gastos, considerando que uma melhora na efetividade dos gastos públicos representa uma melhora na qualidade institucional. Isso pode contribuir para o entendimento sobre o viés inflacionário da autoridade monetária, uma vez que gastos públicos mais efetivos resultam em ganhos de produtividade na economia e, conseqüentemente, os choques fiscais não representam um viés inflacionário.

Além disso, cabe destacar que uma estrutura de política monetária compreende não apenas a base legal que molda a independência e a responsabilidade, mas também o design, a implementação e as práticas de comunicação da política monetária. Em um regime de metas de inflação, por exemplo, há uma meta numérica de inflação e o uso de uma taxa de juros de curto prazo como instrumento de política. No entanto, a estrutura de política monetária na qual um regime de metas de inflação opera inclui vários outros elementos, como o design, a implementação e a comunicação, e fundamentos legais, que podem variar entre os países.

A estrutura de política monetária desempenha um papel crítico no fortalecimento da política monetária por pelo menos duas razões: primeira, promove a clareza ao fornecer o quadro de referência que orienta a formulação de políticas sólidas e salvaguarda a continuidade das políticas; segunda, a clareza sobre como os bancos centrais conduzem a política monetária ajuda o público a formar expectativas de política, reduz a incerteza e, em última análise, torna a política monetária mais eficaz.

A estrutura de política monetária pode ser composta pelos seguintes pilares: independência e responsabilidade; política e estratégia operacional, que orienta ajustes na direção da política e nos instrumentos de política para implementar a orientação da política; e comunicações, que transmitem ao público as decisões sobre a postura da política.

O primeiro pilar, independência e responsabilidade, concentra-se na independência operacional do banco central em relação à política monetária. Isso significa que o banco central tem independência para formular, decidir e implementar a política monetária sem influência externa injustificada ou direção do governo ou setor financeiro. Espera-se que as decisões de política monetária dos bancos centrais sejam vinculantes e protegidas de várias formas de influência (Tucker, 2018).

Essa independência é acompanhada pela prestação de contas, o que significa que há salvaguardas para fornecer controle adequado e boa governança (Cruz Ortiz, 2009). Em

resumo, o poder legislativo delega a responsabilidade pela política monetária a um órgão independente (o banco central), tanto por lei quanto na prática, garantindo ao mesmo tempo que esse órgão seja responsabilizado pela condução da política monetária (IMF, 2015)¹.

Delegar a política monetária a um órgão independente mitiga o viés inflacionário resultante da política monetária discricionária (Kydlund e Prescott, 1977 e Barro e Gordon, 1983a e 1983b). Bernanke (2017) e Posen (2017) argumentam que a necessidade de independência da política monetária se deve principalmente à natureza técnica e sensível ao tempo da formulação da política monetária, bem como à garantia da continuidade e coerência da política ao longo do tempo, o que pode ser mais difícil de alcançar sob influência externa.

Esses argumentos teóricos sustentam a extensa literatura empírica que estuda os benefícios econômicos da independência do banco central (por exemplo, Bade e Parkin, 1980; Grilli et al., 1991; Cukierman, 1992; Cukierman et al., 1992; Alesina e Summers, 1993; Posen, 1995 e 1998; Crowe e Meade, 2008; Laurens et al., 2016).

Um componente crítico que acompanha a independência é a responsabilização (Fischer, 1995 e Goodhart e Lastra, 2018). Embora os bancos centrais sejam instituições públicas, eles geralmente estão fora do sistema padrão de freios e contrapesos devido à independência concedida. Garantir responsabilização ao legislativo e à sociedade em geral ajuda a garantir a condução adequada da política monetária, bem como a legitimidade e a sustentabilidade do poder do banco central sobre a política monetária (Tucker, 2018).

O segundo pilar abrange a política e estratégia operacional, que orienta tanto a formulação quanto a implementação da política monetária. Uma estratégia de política bem articulada facilita a formulação de políticas, orientando a comunicação de políticas sensatas e consistentes, e ajuda na previsibilidade e compreensão da política monetária (Blinder et al., 2001). Da mesma forma, uma estratégia operacional clara e eficaz ajuda a alinhar as condições do mercado com a orientação política anunciada, promove o desenvolvimento e o funcionamento do mercado e limita erros de implementação baseados na discricion (Bindseil, 2014; 2016).

Ao conceituar o que constitui uma estratégia de política abrangente, destacam-se estudos preocupados com o design da política monetária, incluindo Adrian et al. (2018), Al-Mashat et al. (2018), Bernanke (2017), Levin (2014), Mishkin 2007; 2011; 2017) e Svensson (2018), bem como com a caracterização de uma estratégia operacional abrangente, que esclarece a importância e as principais características das estratégias operacionais modernas, como Bindseil (2014; 2016).

Por fim, o terceiro pilar diz respeito às comunicações, que transmitem as decisões sobre a estrutura da política monetária, a postura política e a lógica subjacente ao público. A comunicação aumenta a eficácia da política monetária, reduzindo a incerteza econômica e financeira, moldando e ancorando as expectativas do mercado, podendo até servir como ferramenta adicional de política (Bernanke, 2004; Blinder, 1999; 2018; Blinder et al., 2008; Woodford e Walsh, 2005; Mishkin, 2017). Ênfase recente foi colocada no conjunto de comunicações e estratégias políticas e operacionais, uma vez que a estratégia ancora as comunicações, enquanto as comunicações melhoram a compreensão e a credibilidade da estratégia (Levin, 2014; Archer et al., 2018).

¹A independência da política monetária não impede as interações com o governo, como a coordenação de políticas em determinadas situações (Bernanke, 2017; Eggertsson, 2013). Além disso, é fundamental construir um amplo apoio tácito para as ações de política monetária dentro do governo, a fim de minimizar os incentivos para minar a formulação de políticas monetárias (Archer et al., 2018).

É fundamental considerar não apenas o que comunicar, mas também como e quando fazê-lo (Blinder et al., 2008). Uma comunicação clara, regular e oportuna ajuda o público a entender a orientação da política monetária e as perspectivas econômicas, abrangendo os principais objetivos e riscos associados à política monetária (IMF, 2015). Em linha com a Política e Estratégia Operacional, tais comunicações centram-se nas perspectivas para os principais objetivos da política monetária, bem como cobrem os riscos para as perspectivas tidas em conta na formulação da política monetária².

Portanto, fica evidente a importância da qualidade institucional como base legal de implementação de um regime de metas de inflação. Além disso, destaca-se o valor da comunicação como uma das estratégias operacionais da política monetária. Dessa forma, a qualidade institucional, do lado fiscal, medida pela efetividade dos gastos, pode ampliar a capacidade de comunicação da autoridade monetária, uma vez que gastos públicos mais efetivos resultam em ganhos de produtividade na economia e, conseqüentemente, reduzem a necessidade de a autoridade monetária mitigar as incertezas decorrentes de choques fiscais.

2.3 Estratégia Empírica

A proposta do Indicador de Viés de Inflação (IVI) busca avaliar e quantificar o viés da política monetária para um conjunto de bancos centrais. O objetivo do indicador não é medir a eficácia ou eficiência das autoridades monetárias, mas sim verificar, ao longo do período analisado, se a autoridade monetária possui viés inflacionário ou deflacionário.

O Indicador de Viés de Inflação IVI_{it} , para o país i no ano t , pode ser representado por:

$$IVI_{it} = \frac{\pi_{it}}{L^S \pi_{i0t} - L^I \pi_{i0t}} = \frac{\pi_{it}}{2\sigma_{i0t}^\pi} \quad (2.1)$$

em que π_{it} representa a inflação do país i no período t , $\bar{\pi}_{i0t}$ indica a inflação média do país i entre o período inicial (zero) e o período final (t) e σ_{i0t}^π equivale ao desvio padrão da inflação no país i do período inicial (zero) ao período final (t).

Além disso, limite superior da inflação ($L^S \pi_{i0t}$) do país i entre o período inicial (zero) e o período final (t), é dado por:

$$L^S \pi_{i0t} = \bar{\pi}_{i0t} + \sigma_{i0t}^\pi \quad (2.2)$$

E o limite inferior da inflação ($L^I \pi_{i0t}$) do país i entre o período inicial (zero) e o período final (t) é dado por:

$$L^I \pi_{i0t} = \bar{\pi}_{i0t} - \sigma_{i0t}^\pi \quad (2.3)$$

Assim, se $IVI_{it} > 1$, o banco central possui viés inflacionário, e caso $IVI_{it} < 1$, o banco central possui viés deflacionário.

Considerando a transformação do indicador em uma variável binária, em que para $IVI > 1$ o valor será zero e para $IVI < 1$ o valor será um. Nesse sentido, justifica-se a necessidade de usar modelos binários para inferir se o aumento na efetividade dos gastos

²Uma literatura relacionada utiliza técnicas de análise de texto automatizadas para avaliar, diversos aspectos, como a legibilidade, o comprimento ou o tom de veículos de comunicação (como Apel e Grimaldi, 2012; Schonhardt-Bailey, 2013; Hansen et al., 2018; Benchimol et al., 2020).

públicos aumenta a probabilidade da autoridade monetária apresentar um viés deflacionário, refletindo em um ganho de comunicação da instituição no controle da inflação.

Em um modelo de resposta binária, o interesse reside principalmente na probabilidade de resposta, superando as limitações do modelo de probabilidade linear.

$$P(y = 1|x) = P(y = 1|x_1, x_2, \dots, x_k) \quad (2.4)$$

em que x representa o conjunto completo de variáveis explicativas. Por exemplo, quando y for um indicador de emprego, x poderá conter várias características individuais, como educação, idade, estado civil e outros fatores que afetam a situação de emprego, incluindo uma variável binária indicadora da participação em um programa de treinamento recente.

Para superar as limitações do modelo de probabilidade linear, considera-se uma classe de modelos de resposta binária da forma:

$$P(y = 1|x) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) = G(\beta_0 + x\beta) \quad (2.5)$$

em que G é uma função que assume valores estritamente entre zero e um, $0 < G(z) < 1$, para todos os números reais z . Assim, quando X_i aumenta, a probabilidade $P_i = E(Y = 1/X)$ aumenta, mas nunca fica fora do intervalo $0 - 1$. A relação entre P_i e X_i é não linear. Dois modelos comumente utilizados para a regressão de variáveis dependentes qualitativas são o modelo *logit* e o modelo *probit*. A diferença entre eles reside basicamente na função de distribuição acumulada empregada. O modelo *logit* utiliza a distribuição logística, enquanto o modelo *probit*, a distribuição normal.

No modelo *logit*, G é a função logística:

$$G(z) = \frac{e^{(z)}}{1 + e^{(z)}} = \Lambda(z) \quad (2.6)$$

No modelo *probit*, G é a função de distribuição acumulada normal padrão, expressa como uma integral:

$$G(z) = \Phi(z) = \int_{-\infty}^z \phi(v) dv \quad (2.7)$$

em que $\Phi(z)$ é a densidade normal padrão.

$$\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} \quad (2.8)$$

As funções G em 2.6 e 2.7 são ambas crescentes e respeitam a restrição:

$$\lim_{\beta x \rightarrow +\infty} p(y = 1|x) = 1 \quad (2.9)$$

$$\lim_{\beta x \rightarrow -\infty} p(y = 1|x) = 0 \quad (2.10)$$

ou seja, quando a função $G(z)$ tende a $-\infty$ a probabilidade do evento não ocorrer aumenta, e quando $G(z)$ tende a $+\infty$ a probabilidade do evento ocorrer aumenta. Essa restrição garante que ambos os modelos, *logit* e *probit*, respeitem a restrição das probabilidades ($0 \leq E(y/x) \leq 1$). Apesar de apresentarem funções de distribuição acumulada diferentes, os dois modelos apresentam aspectos semelhantes.

A curva logística possui efeitos marginais decrescentes nas extremidades. É de se esperar que as mudanças ocorridas nas variáveis independentes produzam efeitos cada vez

menores sobre a variável dependente à medida que ela se aproxima dos valores extremos (0 e 1). Isso significa que, quanto mais a probabilidade se aproxima de 0 e 1, tornam-se necessárias mudanças cada vez mais expressivas na função logística para se obter o mesmo efeito marginal que seria obtido no meio da curva.

2.3.1 Modelo Econométrico

O indicador do viés de inflação permite associar, para cada um dos países pesquisados entre 2002 e 2019, se eles apresentaram um viés inflacionário ou deflacionário. Nos períodos em que o viés é deflacionário, a variável binária receberá valor 1, caso contrário, será atribuído o valor zero, caracterizando a variável dependente “indicador do viés da inflação (IVI)” como binária. No modelo *probit* estimado, assume-se que a variável contínua e não observada, G_{it} , pode ser explicada por um conjunto de características representadas pelo vetor variável (X_{it}). Formalmente:

$$G_{it} = \rho + \beta X_{it} \quad (2.11)$$

Partindo da hipótese de normalidade, serão observados os efeitos marginais dos regressores, que são dados pelas derivadas das probabilidades. Isso significa que, para cada variável explicativa, será analisada a variação marginal na probabilidade de a autoridade monetária apresentar um viés deflacionário.

É razoável supor que o viés de inflação seja determinado por um conjunto de variáveis associadas aos instrumentos de política monetária, como a taxa nominal de juros, além do crescimento econômico e da taxa de câmbio. Além disso, a hipótese da pesquisa busca verificar se um aumento de efetividade dos gastos públicos se reflete em uma maior probabilidade de a autoridade monetária apresentar um viés deflacionário. As variáveis estão descritas na tabela abaixo.

Tabela 2.1: Variáveis do Modelo Econométrico

| Variável | Descrição | Fonte |
|---------------------------------|---|---------------------------------|
| Taxa de Juros | Taxa básica de juros usada oficialmente como instrumento de política monetária | Banco Mundial |
| PIB | Logaritmo natural do Produto Interno Bruto | Banco Mundial |
| Gastos Públicos | Total dos Gastos Públicos como proporção do PIB | Banco Mundial |
| Dívida Pública | Razão Dívida Pública/PIB | Banco Mundial |
| PPP | Paridade do Poder de Compra | Banco Mundial |
| Efetividade dos gastos públicos | Reflete as percepções sobre a qualidade dos serviços públicos e o grau de sua independência de pressões políticas, bem como a qualidade da formulação e implementação de políticas e a credibilidade do compromisso do governo com tais políticas. Apresenta valor entre o intervalo -2,5 e 2,5. Quanto maior, mais efetivo os gastos públicos. | Worldwide Governance Indicators |

Fonte: Elaborada pela autora.

Investiga-se a relação entre viés de inflação e efetividade dos gastos públicos, incluindo as variáveis gasto do governo e dívida pública, separadamente, tanto no modelo *probit* quanto no modelo *logit*.

2.3.2 Dados da pesquisa

Os dados da pesquisa foram obtidos a partir das estatísticas do Banco Mundial, abrangendo um conjunto de 19 países que adotam o regime de metas de inflação. Esses países incluem África do Sul, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coreia, Filipinas, Hungria, Islândia, Israel, Noruega, Nova Zelândia, Peru, Polônia, Reino Unido, República Tcheca, Suécia e Tailândia. O período de análise compreendeu os anos de 2002 a 2020.

Para medir a qualidade da governança, utilizou-se os Indicadores Mundiais de Governança (*Worldwide Governance Indicators - WGI*). Esses indicadores representam a qualidade da governança e são baseados em percepções coletadas de empresas, cidadãos e especialistas entrevistados. No que diz respeito à eficácia do governo, a estimativa de governança varia de fraco (-2,5) a forte (2,5), refletindo as percepções sobre a qualidade dos serviços públicos, a qualidade do serviço público e a independência do setor público em relação as pressões políticas, a formulação e implementação de políticas de qualidade, bem como a credibilidade do compromisso do governo com tais políticas.

Na construção da variável “*GovernoDummyEG*”, classificou-se o indicador de governança como eficaz para valores maiores ou iguais a zero, enquanto valores menores que zero foram considerados como indicativo de governança ineficaz.

2.4 Análise dos Resultados

A interpretação dos parâmetros estimados nos modelos *logit* e *probit* difere da interpretação nos modelos de probabilidade linear, por exemplo, uma vez que os coeficientes obtidos medem a variação em *log* para mudanças na variável independente. Portanto, cada coeficiente angular é parcial e os coeficientes fornecem os sinais dos efeitos parciais de cada variável independente, x , sobre a probabilidade de ocorrência do evento.

Os sinais obtidos nos coeficientes indicam se a variável independente tem efeito positivo ($\beta_j > 1$), aumentando a chance de $y = 1$, ou efeito negativo ($\beta_j < 1$), diminuindo a chance de $y = 1$, ou seja, reduzindo a probabilidade de o evento ocorrer. A interpretação dos estimadores é diferenciada pelo fato de que o efeito da mudança de uma variável no modelo depende dos resultados de todos os outros parâmetros estimados e dos dados do mesmo.

No modelo *logit*, os resultados devem ser interpretados usando o cálculo da razão de chances e os efeitos marginais a fim de compreender os coeficientes e seus efeitos em Y . No modelo *probit*, os resultados podem ser analisados apenas por meio dos efeitos marginais, sem a opção da razão de chances.

Nessa investigação da relação entre viés de inflação e efetividade dos gastos públicos, incluindo as variáveis dívida pública e gasto do governo separadamente, os resultados do modelo *probit* com a variável dívida pública são apresentados na Tabela 2.2.

Tabela 2.2: Resultados do Modelo *Probit* Estimado (Dívida Pública) - Robusto para Heterocedasticidade

| Variáveis | Coef. | Efeitos Marginais | Erro-padrão | Estatística Z | p-valor |
|--------------------------------|-------------|-------------------|-------------|---------------|----------|
| Constante | -0,677 | - | 0,484 | -1,399 | 0,162 |
| Juros | 0,183 | 0,073 | 0,027 | 6,778 | 0,000*** |
| PIB | -0,073 | -0,029 | 0,024 | -3,002 | 0,003*** |
| PPP | -0,083 | -0,033 | 0,032 | -2,622 | 0,009*** |
| Dívida | -0,013 | -0,005 | 0,003 | -4,335 | 0,000*** |
| Efetividade do Gasto | 0,754 | 0,299 | 0,329 | 2,292 | 0,022*** |
| R ² de McFadden | 0,137 | | | | |
| Teste razão de Verossimilhança | 68,388 | | | | |
| Casos corretamente previstos | 242 (67,0%) | | | | |
| Log da Verossimilhança | -214,522 | | | | |
| Teste normalidade dos resíduos | 16,377 | | | | 0,0003 |

Nota: Erro Padrão em parênteses; Significância ao nível de *10%, **5%, ***1%.

Fonte: Elaborada pela autora.

Os sinais e a significância dos coeficientes obtidos pela regressão *probit* podem ser avaliados de maneira semelhante às análises em relação à regressão linear de mínimos quadrados ordinários. No entanto, a interpretação é diferente, pois os coeficientes das variáveis explicativas do modelo *probit* indicam quanto a probabilidade de ocorrência de um evento aumenta. Neste estudo, trata-se da probabilidade da autoridade monetária apresentar um viés inflacionário para um aumento de uma unidade na variável X , ou seja, na efetividade dos gastos públicos, explicitando uma relação não linear. No modelo de mínimos quadrados, o coeficiente de inclinação da regressão mede o efeito sobre o valor médio da variável explicada para uma mudança de uma unidade do valor da variável explicativa.

Como os coeficientes do modelo *probit* não são de fácil interpretação, as análises sobre os impactos de X na probabilidade de ocorrência de viés inflacionário serão realizadas considerando os efeitos marginais médios de cada variável explicativa. Isso ocorre porque o efeito marginal varia para diferentes níveis de observações.

O efeito marginal de X sobre a probabilidade de $Y = 1$ é dado pela primeira derivada da função de distribuição de probabilidade acumulativa normal para cada observação no modelo *probit*. Essa derivada representa a mudança na probabilidade de ocorrer um viés inflacionário quando o valor de X se altera. Para valores de efeito marginal positivo, um acréscimo em X aumenta a probabilidade de ocorrer um viés inflacionário. Para valores negativos, um aumento em X representa uma redução na probabilidade de ocorrer um viés inflacionário. Os sinais positivos ou negativos são determinados exclusivamente pelos coeficientes (β s) associados às variáveis X . Para um coeficiente positivo, quanto maior for o valor do coeficiente, maior é o poder de preditivo da variável explicativa em relação à ocorrência de um viés deflacionário.

Os resultados do modelo *probit* para variável dívida pública foram estatisticamente significativos e consistentes. A variável dependente é o IVI (binário, 0 ou 1, inflacionário ou deflacionário). O modelo mostra a probabilidade de o banco central apresentar um viés deflacionário é reduzida pelo PIB, PPP e dívida pública, e aumentada pelos juros e efetividade do gasto público. Todos os coeficientes são estatisticamente significativos. A matriz de previsão mostra que foram previstos corretamente 155 casos de viés inflacionário e 87 casos de viés deflacionário. Considerando um ponto de corte de 0,5, foram previstos

corretamente 242 casos, o que corresponde a 67% de precisão. O maior efeito marginal em todos os modelos está relacionado à efetividade do gasto público.

A Tabela 2.3 apresenta os resultados do modelo *probit* para variável gasto público. Os resultados encontrados no modelo *probit* para variável gasto público foram estatisticamente significativos e consistentes. O modelo indica que a probabilidade do Banco Central ter viés deflacionário é reduzida pelo PIB, PPP e dívida pública, e aumentada pelos juros e efetividade do gasto público. Todos os coeficientes são estatisticamente significativos. A matriz de previsão mostra a diferença entre os valores previstos e reais. Observa-se que foram previstos corretamente 157 casos de viés inflacionário e 82 casos de viés deflacionário. Considerando o ponto de corte de 0,5, houve 239 casos previstos corretamente, o que corresponde a uma precisão de 66,2%. O maior efeito marginal em todos os modelos está relacionado à efetividade do gasto público.

Tabela 2.3: Resultados do Modelo *Probit* Estimado (Gasto Público) - Robusto para Heterocedasticidade

| Variáveis | Coef. | Efeitos Marginais | Erro-padrão | Estatística Z | p-valor |
|--------------------------------|-------------|-------------------|-------------|---------------|----------|
| Constante | -1,036 | - | 0,479 | -2,163 | 0,030 ** |
| Juros | 0,186 | 0,074 | 0,028 | 6,725 | 0,000*** |
| PIB | -0,075 | -0,030 | 0,025 | -2,990 | 0,003*** |
| PPP | -0,092 | -0,036 | 0,032 | -2,825 | 0,005*** |
| Gasto Público | -0,029 | -0,012 | 0,008 | -3,492 | 0,000*** |
| Efetividade do Gasto | 1,384 | 0,549 | 0,390 | 3,542 | 0,000*** |
| R ² de McFadden | 0,124 | | | | |
| Teste razão de Verossimilhança | 62,091 | | | | |
| Casos corretamente previstos | 239 (66,2%) | | | | |
| Log da Verossimilhança | -217,670 | | | | |
| Teste normalidade dos resíduos | 4,720 | | | | 0,094 |

Nota: Erro Padrão em parênteses; Significância ao nível de *10%, **5%, ***1%.

Fonte: Elaborada pela autora.

Quanto aos modelos *logit*, utiliza-se o método de máxima verossimilhança para encontrar os valores dos coeficientes que maximizam a probabilidade de observar os resultados observados. Uma vez que o modelo *logit* é ajustado, é possível interpretar os coeficientes como medidas de associação entre as variáveis independentes e a probabilidade de o evento ocorrer. A Tabela 2.4 apresenta os resultados do modelo *logit* com a variável dívida pública.

Tabela 2.4: Resultados do Modelo *Logit* Estimado (Dívida Pública) - Robusto para Heterocedasticidade

| Variáveis | Coef. | Efeitos Marginais | Erro-padrão | Estatística Z | p-valor |
|--------------------------------|-------------|-------------------|-------------|---------------|----------|
| Constante | -1,080 | - | 0,796 | -1,358 | 0,174 |
| Juros | 0,301 | 0,075 | 0,048 | 6,218 | 0,000*** |
| PIB | -0,117 | -0,030 | 0,041 | -2,837 | 0,005*** |
| PPP | -0,133 | -0,032 | 0,053 | -2,511 | 0,012 ** |
| Dívida | -0,022 | -0,005 | 0,005 | -3,957 | 0,000*** |
| Efetividade do Gasto | 1,191 | 0,296 | 0,539 | 2,211 | 0,027 ** |
| R ² de McFadden | 0,136 | | | | |
| Teste razão de Verossimilhança | 67,743 | | | | |
| Casos corretamente previstos | 242 (67,0%) | | | | |
| Log da Verossimilhança | -214,844 | | | | |

Nota: Erro Padrão em parênteses; Significância ao nível de *10%, **5%, ***1%.

Fonte: Elaborada pela autora.

Os resultados encontrados no modelo *logit* para variável dívida pública foram estatisticamente significativos e consistentes. O modelo indica que a probabilidade de o banco central ter viés deflacionário é reduzida pelo PIB, PPP e dívida pública, e aumentada pelos juros e efetividade do gasto público. Todos os coeficientes são estatisticamente significativos. Na matriz de previsão, que mostra a diferença entre os valores previstos e reais, observa-se que foram previstos corretamente 155 casos de viés inflacionário e 87 casos de viés deflacionário. Considerando um ponto de corte de 0,5, houve 242 casos previstos corretamente, o que corresponde a uma precisão de 67%. O maior efeito marginal em todos os modelos está relacionado à efetividade do gasto público.

Por fim, a Tabela 2.5 apresenta os resultados do modelo *logit* com a variável gasto público.

Tabela 2.5: Resultados do Modelo *Logit* Estimado (Gasto Público) - Robusto para Heterocedasticidade

| Variáveis | Coef. | Efeitos Marginais | Erro-padrão | Estatística Z | p-valor |
|--------------------------------|-------------|-------------------|-------------|---------------|----------|
| Constante | -1,694 | - | 0,762 | -2,221 | 0,026 ** |
| Juros | 0,307 | 0,076 | 0,049 | 6,236 | 0,000*** |
| PIB | -0,119 | -0,030 | 0,042 | -2,797 | 0,005*** |
| PPP | -0,152 | -0,038 | 0,053 | -2,834 | 0,005*** |
| Gasto Público | -0,048 | -0,012 | 0,014 | -3,286 | 0,001*** |
| Efetividade do Gasto | 2,246 | 0,558 | 0,650 | 3,453 | 0,000*** |
| R ² de McFadden | 0,124 | | | | |
| Teste razão de Verossimilhança | 61,681 | | | | |
| Casos corretamente previstos | 238 (65,9%) | | | | |
| Log da Verossimilhança | -217,875 | | | | |

Nota: Erro Padrão em parênteses; Significância ao nível de *10%, **5%, ***1%.

Fonte: Elaborada pela autora.

Os resultados encontrados no modelo *logit* para variável gasto público foram estatisticamente significativos e consistentes. O modelo indica que a probabilidade de o banco central ter viés deflacionário é reduzida pelo PIB, PPP e dívida pública, aumentada pelos juros e efetividade do gasto público. Todos os coeficientes são estatisticamente significativos. Na matriz de previsão, que mostra a diferença entre os valores previstos e

reais, observa-se que foram previstos corretamente 157 casos de viés inflacionário e 81 casos de viés deflacionário. Considerando um ponto de corte de 0,5, houve 238 casos previstos corretamente, correspondendo a uma taxa de acerto de 65,9%. O maior efeito marginal em todos os modelos está relacionado à efetividade do gasto público, o que demonstra que essa variável possui um impacto significativamente maior do que as demais na determinação do viés deflacionário.

Com base nos quatro modelos apresentados, pode-se concluir que, em relação ao coeficiente dos juros, quanto maior (menor) a taxa de juros, maior (menor) é a probabilidade da inflação estar acima de sua média histórica ao longo do período analisado. Níveis elevados de juros estão associados a períodos em que a inflação está acima de sua média histórica.

Em relação ao coeficiente do PIB, o modelo também revela que, quanto maior (menor) a taxa de crescimento econômico, maior (menor) será a probabilidade da inflação estar acima de sua média histórica no período analisado. Níveis de elevado crescimento econômico, associados a padrões reduzidos de juros, estão associados a períodos em que a inflação está acima de sua média histórica.

No que se refere ao coeficiente da PPP, quanto menor a paridade do poder de compra, ou seja, quanto mais desvalorizada a moeda, maior é a probabilidade da inflação estar acima de sua média histórica ao longo do período analisado.

No tocante ao coeficiente do gasto público, quanto maior (menor) a participação dos gastos públicos no PIB, maior (menor) é a probabilidade da inflação estar acima da sua média histórica ao longo do período analisado.

Em referência ao coeficiente da dívida, quanto maior (menor) o tamanho da dívida em relação ao PIB, maior (menor) é a probabilidade da inflação estar acima da sua média histórica ao longo do período analisado.

Por fim, em relação ao coeficiente da efetividade dos gastos, quanto maior for a efetividade dos gastos públicos, maior é a probabilidade da inflação estar abaixo de sua média histórica ao longo do período analisado.

O movimento dos gastos, associado ao aumento de sua efetividade, pode estar relacionado a uma queda na produtividade marginal do capital, respeitando a lei dos rendimentos decrescentes. Assim, a hipótese lançada aqui é que quanto maior for a participação do capital na economia, um choque de gastos mais efetivos se reverte em um choque negativo nas condições de oferta da economia, o que justifica o aumento da probabilidade da inflação estar acima de sua média histórica à medida que há um aumento na efetividade das despesas públicas.

2.5 Considerações Finais

Os modelos neokeynesianos padrão preveem que a política fiscal expansionista é inflacionária. Em contraste, este artigo apresenta evidências empíricas de que os preços não aumentam em resposta a um choque positivo nos gastos do governo. Em vez disso, a resposta dos preços é plana ou até negativa.

Este estudo analisou a relação entre o viés de inflação e a efetividade dos gastos públicos em um conjunto de países que adotam o regime de metas de inflação. Utilizando modelos *probit* e *logit*, foram encontrados resultados estatisticamente significativos e consistentes, fornecendo *insights* importantes sobre os determinantes do viés inflacionário.

Os resultados indicam que a probabilidade do banco central apresentar um viés deflacionário é reduzida pelo crescimento do PIB, paridade do poder de compra (PPP) e

tamanho da dívida pública. Por outro lado, os juros e a efetividade dos gastos públicos aumentam essa probabilidade. Esses coeficientes mostraram significância estatística em todos os modelos analisados.

Além disso, verificou-se que a efetividade dos gastos públicos foi a variável de maior efeito marginal em todos os modelos, demonstrando sua importância na determinação do viés deflacionário. Isso sugere que um aumento na efetividade dos gastos pode ter um impacto significativo na redução da inflação, provavelmente devido a uma queda na produtividade marginal do capital.

Em relação aos coeficientes dos juros, observou-se que taxas mais elevadas estão associadas a períodos em que a inflação está acima de sua média histórica. Da mesma forma, um crescimento econômico mais alto também aumenta a probabilidade de a inflação estar acima da média. Além disso, uma menor paridade do poder de compra e uma maior participação dos gastos públicos no PIB estão associadas a uma maior probabilidade de inflação acima da média.

Esses resultados fornecem evidências relevantes para a formulação de políticas monetárias e fiscais, destacando a importância de considerar a efetividade dos gastos públicos na gestão da inflação. Políticas que promovam a eficiência e o direcionamento adequado dos recursos públicos podem contribuir para a redução do viés inflacionário.

No entanto, é importante ressaltar que este estudo possui algumas limitações. A utilização de modelos econométricos implica em simplificações e pressuposições, além de depender da qualidade dos dados disponíveis. Além disso, a análise foi restrita a países que adotam o regime de metas de inflação, o que pode limitar a generalização dos resultados para outros contextos.

Em suma, este estudo contribui para a compreensão dos fatores que influenciam o viés de inflação e destaca a relevância da efetividade dos gastos públicos como um instrumento para a estabilidade de preços. Futuras pesquisas podem explorar mais a fundo essa relação e considerar outros determinantes econômicos e institucionais que possam influenciar o viés inflacionário.

REFERÊNCIAS

- Adrian, T., Laxton, M. D., e Obstfeld, M. M. (2018). *Advancing the frontiers of monetary policy*. International Monetary Fund.
- Al-Mashat, R. A., Bulir, M. A., Dinger, N. N., Hlédik, T., Holub, M. T., Kostanyan, A., Laxton, M. D., Nurbekyan, A., Portillo, M. R. A., e Wang, H. (2018). *An index for transparency for inflation-targeting central banks: application to the Czech National Bank*. International Monetary Fund.
- Alesina, A. e Summers, L. H. (1993). Central bank independence and macroeconomic performance: some comparative evidence. *Journal of Money, credit and Banking*, 25(2):151–162.
- Apel, M. e Grimaldi, M. (2012). The information content of central bank minutes. *Riksbank Research Paper Series*, (92).
- Archer, D., Levin, A. T., et al. (2018). Robust design principles for monetary policy committees| conference–2018.
- Bade, R. e Parkin, M. (1980). Central bank laws and monetary policy, university of western ontario, department of economics. Technical report, mimeo.
- Barro, R. J. e Gordon, D. B. (1983a). A positive theory of monetary policy in a natural rate model. *Journal of political economy*, 91(4):589–610.
- Barro, R. J. e Gordon, D. B. (1983b). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of monetary economics*, 12(1):101–121.
- Ben Zeev, N. e Pappa, E. (2017). Chronicle of a war foretold: The macroeconomic effects of anticipated defence spending shocks. *The Economic Journal*, 127(603):1568–1597.
- Benchimol, J., Kazinnik, S., e Saadon, Y. (2020). Communication and transparency through central bank texts. Em *132nd annual meeting of the American Economic Association*.
- Bernanke, B. (2004). The great moderation. *Washington, DC*.
- Bernanke, B. S. (2017). Monetary policy in a new era. *Evolution or Revolution?: Rethinking Macroeconomic Policy after the Great Recession*, pgs. 3–48.
- Bilbiie, F. O. (2011). Nonseparable preferences, frisch labor supply, and the consumption multiplier of government spending: One solution to a fiscal policy puzzle. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(1):221–251.
- Bindseil, U. (2014). *Monetary policy operations and the financial system*. OUP Oxford.
- Bindseil, U. (2016). Evaluating monetary policy operational frameworks. Em *Speech at the Jackson Hole conference on*, volume 31.

- Blanchard, O. e Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *the Quarterly Journal of economics*, 117(4):1329–1368.
- Blinder, A. S. (1999). *Central banking in theory and practice*. Mit press.
- Blinder, A. S. (2018). Through a crystal ball darkly: The future of monetary policy communication. Em *AEA Papers and Proceedings*, volume 108, pgs. 567–71.
- Blinder, A. S., Ehrmann, M., Fratzscher, M., De Haan, J., e Jansen, D.-J. (2008). Central bank communication and monetary policy: A survey of theory and evidence. *Journal of economic literature*, 46(4):910–45.
- Blinder, A. S., Goodhart, C., Hildebrand, P., Wyplosz, C., e Lipton, D. (2001). *How do central banks talk?* Centre for Economic Policy Research.
- Bursian, D. e Faia, E. (2018). Trust in the monetary authority. *Journal of Monetary Economics*, 98:66–79.
- Caldara, D. e Kamps, C. (2008). What are the effects of fiscal policy shocks? a var-based comparative analysis.
- Calvo, G. A. (1978). On the time consistency of optimal policy in a monetary economy. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pgs. 1411–1428.
- Canzoneri, M. B., Cumby, R. E., Diba, B., et al. (2002). Should the european central bank and the federal reserve be concerned about fiscal policy? *Rethinking stabilization policy*, pgs. 29–31.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., e Rebelo, S. (2011). When is the government spending multiplier large? *Journal of Political Economy*, 119(1):78–121.
- Crowe, C. e Meade, E. E. (2008). Central bank independence and transparency: Evolution and effectiveness. *European Journal of Political Economy*, 24(4):763–777.
- Cruz Ortiz, G. (2009). Issues in the governance of central banks. *A report from the Central Bank Governance Group. Basel: Bank for Internat. Settlements*.
- Cukierman, A. (1992). Central bank strategy, credibility, and independence: Theory and evidence. *Journal des Économistes et des Études Humaines*, 3(4):581–590.
- Cukierman, A., Web, S. B., e Neyapti, B. (1992). Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes. *The world bank economic review*, 6(3):353–398.
- d’Alessandro, A., Fella, G., e Melosi, L. (2019). Fiscal stimulus with learning-by-doing. *International Economic Review*, 60(3):1413–1432.
- Dräger, L. e Lamla, M. J. (2018). Is the anchoring of consumers’ inflation expectations shaped by inflation experience?
- Dupor, B. e Li, R. (2015). The expected inflation channel of government spending in the postwar us. *European Economic Review*, 74:36–56.

- Edelberg, W., Eichenbaum, M., e Fisher, J. D. (1999). Understanding the effects of a shock to government purchases. *Review of Economic Dynamics*, 2(1):166–206.
- Eggertsson, G. B. (2006). The deflation bias and committing to being irresponsible. *Journal of money, credit, and Banking*, 38(2):283–321.
- Eggertsson, G. B. (2013). Fiscal multipliers and policy coordination. *Series on Central Banking Analysis and Economic Policies no. 17*.
- Ehrmann, M., Pfajfar, D., Santoro, E., et al. (2017). Consumers' attitudes and their inflation expectations. *International Journal of Central Banking*, 13(1):225–259.
- Ehrmann, M., Soudan, M., e Stracca, L. (2013). Explaining european union citizens' trust in the european central bank in normal and crisis times. *The Scandinavian Journal of Economics*, 115(3):781–807.
- Fatás, A. e Mihov, I. (2001). The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence. *Available at SSRN 267281*.
- Fatas, A. e Mihov, I. (2001). Fiscal policy and business cycles: An empirical investigation, moneda y credito 0.
- Ferrara, L., Metelli, L., Natoli, F., e Siena, D. (2021). Questioning the puzzle: fiscal policy, real exchange rate and inflation. *Journal of International Economics*, 133:103524.
- Fischer, S. (1995). Central-bank independence revisited. *The American Economic Review*, 85(2):201–206.
- Galí, J., López-Salido, J. D., e Vallés, J. (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the european economic association*, 5(1):227–270.
- Goodhart, C. e Lastra, R. (2018). Populism and central bank independence. *Open Economies Review*, 29(1):49–68.
- Grilli, V., Masciandaro, D., e Tabellini, G. (1991). Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries. *Economic policy*, 6(13):341–392.
- Hansen, S., McMahon, M., e Prat, A. (2018). Transparency and deliberation within the fomc: a computational linguistics approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(2):801–870.
- Huang, H. e Wei, S.-J. (2006). Monetary policies for developing countries: The role of institutional quality. *Journal of International Economics*, 70(1):239–252.
- IMF (2015). Evolving monetary policy frameworks in low-income and other developing countries.
- Ireland, P. N. (1999). Does the time-consistency problem explain the behavior of inflation in the united states? *Journal of Monetary Economics*, 44(2):279–291.
- Krugman, P. R., Dominquez, K. M., e Rogoff, K. (1998). It's baaack: Japan's slump and the return of the liquidity trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1998(2):137–205.

- Kydland, F. E. e Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of political economy*, 85(3):473–491.
- Laurens, B., Arnone, M., e Segalotto, J. (2016). *Central bank independence, accountability, and transparency: a global perspective*. Springer.
- Levin, A. T. (2014). The design and communication of systematic monetary policy strategies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 49:52–69.
- Mellina, S. e Schmidt, T. (2018). The role of central bank knowledge and trust for the public’s inflation expectations. *Available at SSRN 3249943*.
- Mishkin, F. S. (2007). *Monetary policy strategy*. Mit press.
- Mishkin, F. S. (2011). Monetary policy strategy: lessons from the crisis. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Mishkin, F. S. (2017). Rethinking monetary policy after the crisis. *Journal of International Money and Finance*, 73:252–274.
- Monacelli, T. e Perotti, R. (2008). Fiscal policy, wealth effects, and markups. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Mountford, A. e Uhlig, H. (2009). What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of applied econometrics*, 24(6):960–992.
- Nakamura, E. e Steinsson, J. (2014). Fiscal stimulus in a monetary union: Evidence from us regions. *American Economic Review*, 104(3):753–92.
- Nakata, T. e Schmidt, S. (2019). Conservatism and liquidity traps. *Journal of Monetary Economics*, 104:37–47.
- Nakov, A. (2008). Optimal and simple monetary policy rules with zero floor on the nominal interest rate. *International Journal of Central Banking*, 4(2):73–127.
- Perotti, R. (2005). Estimating the effects of fiscal policy in oecd countries. *Available at SSRN 717561*.
- Posen, A. (1998). Central bank independence and disinflationary credibility: a missing link? *Oxford Economic Papers*, 50(3):335–359.
- Posen, A. (2017). In the fray, not above it observations on the global history of central bank independence. Em *Presentation at Bank of England Conference Independence*, volume 20.
- Posen, A. S. (1995). Declarations are not enough: financial sector sources of central bank independence. *NBER macroeconomics annual*, 10:253–274.
- Ramey, V. A. (2011). Identifying government spending shocks: It’s all in the timing. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1):1–50.
- Ricco, G., Callegari, G., e Cimadomo, J. (2016). Signals from the government: Policy disagreement and the transmission of fiscal shocks. *Journal of Monetary Economics*, 82:107–118.

- Rogoff, K. (1985). The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *The quarterly journal of economics*, 100(4):1169–1189.
- Romer, D. (1993). Openness and inflation: theory and evidence. *The quarterly journal of economics*, 108(4):869–903.
- Schonhardt-Bailey, C. (2013). *Deliberating American monetary policy: A textual analysis*. MIT Press.
- Souleles, N. S. (2004). Expectations, heterogeneous forecast errors, and consumption: Micro evidence from the michigan consumer sentiment surveys. *Journal of Money, Credit and Banking*, pgs. 39–72.
- Surico, P. (2008). Measuring the time inconsistency of us monetary policy. *Economica*, 75(297):22–38.
- Svensson, L. E. (2018). The future of monetary policy and macroprudential policy. *The Future of Central Banking: Festschrift in Honour of Vítor Constâncio, European Central Bank*, pgs. 69–123.
- Tucker, P. (2018). Unelected power. Em *Unelected Power*. Princeton University Press.
- Woodford, M. e Walsh, C. E. (2005). Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy. *Macroeconomic Dynamics*, 9(3):462–468.

3 Ensaio 3: Crescimento Econômico, Dívida e Efetividade dos Gastos Públicos: uma Análise *Threshold*.

RESUMO

Com o agravamento da crise econômica e financeira global, os países enfrentam um aumento significativo em suas dívidas soberanas, o que despertou preocupações sobre o impacto econômico e financeiro mais amplo desse cenário. Especificamente, o risco de que altos níveis de dívida possam desencorajar o investimento em capital e levar a uma redução no crescimento econômico. Essa preocupação reflete a noção de que dívidas excessivas podem sobrecarregar as finanças públicas, tornando mais difícil para os governos investirem em áreas-chave, que impulsionam o crescimento econômico a longo prazo. Este estudo tem como objetivo investigar a alegação de que existe um limite de dívida não linear acima do qual a dívida tem um impacto prejudicial significativo nas taxas de crescimento. Utiliza-se uma abordagem de modelo de dados em painel *threshold* para um grupo de 19 países com metas de inflação (África do Sul, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coreia, Filipinas, Hungria, Islândia, Israel, Noruega, Nova Zelândia, Peru, Polônia, Reino Unido, República Tcheca, Suécia e Tailândia) no período de 2002 a 2020. A variável dependente utilizada foi o logaritmo natural do Produto Interno Bruto (PIB), e a variável *threshold* considerada foi a efetividade dos gastos públicos. Os resultados mostraram a existência de dois regimes distintos. No primeiro regime, verificou-se uma relação positiva entre dívida e crescimento econômico, indicando que um aumento na dívida pública, acompanhado de gastos públicos efetivos, pode impulsionar o crescimento em países com baixo estoque de capital. Já no segundo regime, observou-se uma relação negativa entre dívida e crescimento, indicando que um maior endividamento está associado a retornos marginais negativos em economias com estoque de capital elevado. Esses resultados ressaltam a importância da efetividade dos gastos públicos na relação entre dívida e crescimento. Além disso, evidenciam a complexidade desse relacionamento, que depende do contexto econômico e do nível de desenvolvimento de cada país. A análise dos componentes do crescimento revelou que a desaceleração está relacionada à redução do investimento e ao crescimento mais lento do estoque de capital.

Palavras-chave: Crescimento Econômico; Dívida Pública; Relações não lineares; Efetividade dos Gastos Públicos.

ABSTRACT

With the worsening of the global economic and financial crisis, countries are facing a significant increase in their sovereign debts, which has raised concerns about the broader economic and financial impact of this scenario. Specifically, the risk that high levels of debt may discourage capital investment and lead to a reduction in economic growth. This concern reflects the notion that excessive debts can burden public finances, making it harder for governments to invest in key areas that drive long-term economic growth. This study aims to investigate the claim that there is a non-linear debt threshold above which debt has a significant detrimental impact on growth rates. A panel data modeling

approach is used, applying a threshold model for a group of 19 inflation-targeting countries (South Africa, Australia, Brazil, Canada, Chile, Colombia, Korea, Philippines, Hungary, Iceland, Israel, Norway, New Zealand, Peru, Poland, United Kingdom, Czech Republic, Sweden, and Thailand) during the period from 2002 to 2020. The dependent variable used was the natural logarithm of Gross Domestic Product (GDP), and the considered threshold variable was the effectiveness of public spending. The results showed the existence of two distinct regimes. In the first regime, a positive relationship between debt and economic growth was observed, indicating that an increase in public debt, accompanied by effective public spending, can boost growth in countries with low capital stock. In the second regime, a negative relationship between debt and growth was observed, indicating that higher indebtedness is associated with negative marginal returns in economies with a high capital stock. These results highlight the importance of the effectiveness of public spending in the relationship between debt and growth. Moreover, they underscore the complexity of this relationship, which depends on the economic context and the level of development of each country. The analysis of growth components revealed that the slowdown is related to reduced investment and slower growth of the capital stock.

Keywords: Economic Growth; Public Debt; Nonlinear Relationships; Effectiveness of Public Spending.

3.1 Introdução

Embora tenha havido um renascimento do interesse na relação entre dívida pública e crescimento econômico desde a crise financeira global de 2008, os economistas há muito tempo teorizam sobre os vários canais pelos quais a dívida pública pode afetar o crescimento. Alguns canais através dos quais níveis elevados e crescentes de dívida pública afetam negativamente o crescimento econômico, incluem: (1) a redução do investimento privado (Modigliani, 1961; Elmendorf e Mankiw, 1999; Gale e Orszag, 2003; Kumar e Baldacci, 2010) à medida que os empréstimos governamentais competem por fundos no mercado de capital; (2) taxas de juros de longo prazo mais altas devido a um excesso de oferta de dívida pública e maiores prêmios de risco de crédito (Codogno et al., 2003; Ardagna et al., 2007; Von Hagen et al., 2011); (3) impostos distorcidos mais altos para financiar passivos futuros e pagamentos crescentes de dívidas (Dotsey, 1994); (4) um aumento na taxa de inflação (Cochrane, 2011).

Desde a década de 1960, os economistas neoclássicos notaram como os aumentos na tributação, para financiar o pagamento de juros sobre a crescente dívida pública interna e externa do país, afetam negativamente a formação bruta do estoque de capital (Diamond, 1965). Economistas keynesianos, por sua vez, argumentam que o aumento da dívida pública induz gastos públicos produtivos e tem um efeito multiplicador positivo na economia (Leão, 2013). Nos últimos anos, economistas novokeynesianos argumentaram que os níveis de dívida são pouco preocupantes, pois se relacionam a outros fatores econômicos, desde que as taxas de juros da dívida pública permaneçam abaixo das taxas de crescimento econômico no longo prazo (Blanchard, 2019).

Essa visão da relação dívida-crescimento pode ignorar a dinâmica existente do déficit orçamentário primário, bem como maiores pressões de uma proporção crescente da dívida pública em relação ao PIB sobre as taxas de juros de longo prazo. Reconhecendo essas incertezas, observações mais recentes sugerem que grandes aumentos na relação

dívida/PIB podem levar a impostos mais altos, menores rendimentos futuros e desigualdade intergeracional (Boskin, 2020).

Além desses argumentos teóricos, existe outra teoria que corrobora a existência de uma relação não linear entre níveis de dívida pública e crescimento econômico, conhecida como teoria do limiar ou do efeito não linear. De acordo com essa teoria, aumentos nos níveis de dívida do governo têm efeitos positivos de crescimento quando os níveis de dívida são baixos, mas esses efeitos tornam-se negativos quando os níveis de dívida ultrapassam um certo nível de limiar (Reinhart e Rogoff, 2010).

Em níveis baixos de endividamento, aumentos no índice de endividamento proporcionam estímulo econômico positivo alinhado com os multiplicadores keynesianos convencionais. No entanto, quando a proporção da dívida atinge níveis elevados (limite não linear), novos aumentos no nível da dívida como porcentagem do PIB têm um impacto negativo no crescimento econômico (Baum et al., 2013).

A existência de um limiar não linear implicaria que as teorias neoclássicas sobre a relação entre dívida e crescimento podem ser bem fundamentadas. Tais teorias sugerem que o impacto distorcido de futuros aumentos de impostos para alcançar a sustentabilidade da dívida provavelmente diminuirá a produção econômica potencial (Barro, 1979). Além disso, um limite não linear poderia sugerir que o aumento do endividamento do governo compete por fundos nos mercados de capitais do país, o que, por sua vez, eleva as taxas de juros e afasta o investimento privado, confirmando a teoria da dívida pendente.

Grande parte da pesquisa que se seguiu à crise financeira global de 2008 utiliza análise de dados de painel para examinar a relação entre dívida e crescimento, utilizando conjuntos de dados do Banco Mundial, Fundo Monetário Internacional (FMI), Comissão Europeia e Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Um padrão notável emerge dessas pesquisas: altos níveis de dívida pública têm um impacto negativo no crescimento econômico. Esta pesquisa revisa a literatura econômica existente publicada sobre a relação entre os níveis de dívida pública e o crescimento econômico. Além disso, o presente estudo analisa a alegação de que existe um limite de dívida não linear acima do qual a dívida tem um impacto prejudicial significativo nas taxas de crescimento. Utiliza-se uma abordagem de modelo de dados em painel para um grupo de 19 países com metas de inflação (África do Sul, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coreia, Filipinas, Hungria, Islândia, Israel, Noruega, Nova Zelândia, Peru, Polônia, Reino Unido, República Tcheca, Suécia e Tailândia) no período de 2002 a 2020.

Com base na falta de consenso no que se refere à relação entre crescimento e dívida, a presente pesquisa propõe a hipótese de que a efetividade dos gastos públicos pode desempenhar um papel fundamental no entendimento dessa relação. Acredita-se que países com um elevado estoque de capital e uma alta efetividade dos gastos públicos possam apresentar uma relação negativa entre crescimento e dívida. Isso se deve ao fato de que gastos públicos efetivos têm o potencial de impulsionar o crescimento econômico de maneira sustentável, compensando possíveis efeitos adversos do endividamento. Portanto, investigar a influência da efetividade dos gastos públicos como um parâmetro na relação entre crescimento e dívida pode fornecer *insights* valiosos para a formulação de políticas econômicas e ajudar a compreender melhor as dinâmicas complexas envolvidas nessa interação.

O trabalho está dividido em quatro seções, além desta introdução. A próxima seção consiste em uma revisão da literatura, destacando estudos que avaliam a relação entre dívida e crescimento, bem como a existência de um limite não linear no qual a dívida tem um impacto adverso no crescimento econômico. A terceira seção descreve a estratégia

empírica adotada na pesquisa, com foco na análise em painel *threshold*. Na quarta seção, são apresentados os resultados obtidos. Por fim, a quinta seção engloba as considerações finais da pesquisa, reunindo as principais conclusões.

3.2 Revisão da Literatura

A revisão da literatura aborda inicialmente estudos que examinam a relação entre dívida pública e crescimento econômico e, em seguida, estudos que investigam a existência de um limite não linear em que a dívida tem um impacto adverso no crescimento.

Começando com estudos sobre a relação entre dívida e crescimento, [Schclarek \(2004\)](#) não encontra evidências robustas de uma relação entre dívida pública e crescimento em uma amostra de 24 países industrializados. O estudo utilizou dados médios de sete períodos de cinco anos, abrangendo o período de 1970 a 2002. Existem apenas evidências limitadas sobre uma possível relação em forma de U invertido entre dívida externa e crescimento.

Outro artigo que explora o impacto da alta dívida pública no crescimento econômico de longo prazo é [Kumar e Woo \(2010\)](#). A análise, baseada em um painel de 24 economias avançadas e 59 emergentes para o período de 1970-2007, leva em consideração diversos determinantes de crescimento e inclui várias questões de estimativa como causalidade reversa e endogeneidade. Além disso, são examinados efeitos de limite não lineares. Os resultados empíricos sugerem uma relação inversa entre a dívida inicial e o crescimento subsequente, em média, um aumento de 10% na relação dívida/PIB inicial está associado a uma desaceleração no crescimento real anual do PIB per capita de cerca de 0,2% por ano, sendo o impacto um pouco menor nas economias avançadas. Há alguma evidência de não linearidade, com níveis mais altos de dívida inicial tendo um efeito negativo proporcionalmente maior no crescimento subsequente. A análise dos componentes do crescimento sugere que o efeito adverso reflete em grande parte uma desaceleração no crescimento da produtividade do trabalho, principalmente devido à redução do investimento e ao crescimento mais lento do estoque de capital.

Usando um conjunto de dados em painel de 136 países de 1970 a 2010, [Calderón e Fuentes \(2013\)](#) encontram uma relação negativa robusta entre dívida pública e crescimento. No entanto, descobriram que a qualidade das instituições, políticas internas sólidas e políticas externas direcionadas podem reduzir esse efeito negativo. Eles observaram que uma redução acentuada na dívida pública, juntamente com melhorias nas políticas, levou a um aumento significativo na taxa de crescimento per capita para o Caribe e a América do Sul.

[Zouhaier e Fatma \(2014\)](#), usando dados do Banco Mundial para 19 países em desenvolvimento para o período de 1990 a 2011, constataram que a razão entre a dívida externa total e o PIB é estatisticamente significativa e afeta negativamente o crescimento, com um aumento da dívida em 10%, reduzindo o crescimento real do PIB em 0,28%. O estudo empregou uma regressão dinâmica em painel com controles para investimento, abertura comercial, inflação e outros fatores. No entanto, apontaram limitações em relação à consideração de outros mecanismos da relação estudada, falta de uso de outras variáveis relacionadas à dívida externa e à necessidade de aprimorar as técnicas de quantificação.

Por meio de um modelo ARDL (*Auto Regressive Distributed Lags*) com controles para comércio, população e formação de capital para 40 países endividados de 1970 a 2007, [Siddique et al. \(2016\)](#) constatam que a variável dívida tem uma influência negativa e estatisticamente significativa sobre o PIB no curto e no longo prazo. Além disso, observou-

se que níveis mais elevados de dívida têm um efeito adverso sobre o crescimento econômico desses países, uma vez que uma parcela significativa da produção é destinada ao pagamento das dívidas a credores estrangeiros, o que desestimula o investimento.

Já no estudo de [Snieska e Burksaitiene \(2018\)](#), utilizou-se de um modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO) e autorregressivo (AR) com dados de corte transversal para analisar a influência de mudanças na dívida pública real, dívida privada real e preços deflacionados em 24 países da União Europeia (UE). Os resultados sugerem uma influência negativa significativa do crescimento da dívida pública sobre a economia quando avaliada com defasagens de zero, um e dois anos. Os países pequenos da zona do euro foram excluídos da análise devido às flutuações de suas pequenas economias causadas pela influência volátil dos serviços financeiros *offshoring* em sua dinâmica de crescimento.

[Lim \(2019\)](#) também encontra uma relação negativa entre a taxa de acumulação de dívida total e o crescimento econômico. Adotou um modelo de autorregressão vetorial (VAR) como linha de base e estima o VAR de painel usando o método generalizado de momentos (GMM) para uma amostra de 41 países de 1952 a 2016.

O estudo de [Abubakar e Mamman \(2020\)](#) utilizou uma regressão de mínimos quadrados em dois estágios para examinar os efeitos da dívida pública no crescimento econômico de 37 países da OCDE. Destacou-se por investigar os efeitos permanentes versus transitórios da dívida pública no crescimento. Os resultados revelaram um efeito negativo permanente significativo da dívida pública, enquanto o efeito transitório foi positivo. Além disso, enquanto todos os grupos de países experimentaram efeitos permanentes negativos, nem todos os grupos de países experimentaram efeitos transitórios positivos.

O recente trabalho de [Asteriou et al. \(2021\)](#) examina a relação entre a dívida pública no crescimento econômico de curto e longo prazo em 14 países asiáticos para o período de 1980-2012, por meio de um modelo ARDL e um estimador de grupo médio. Para superar o viés de variável omitida, variáveis de controle como média de anos de escolaridade, abertura comercial e taxas de investimento são incluídas no modelo. Os resultados indicaram que um aumento de 1% na relação dívida pública/PIB resultou em uma redução no crescimento econômico entre 0,012 e 0,125% no curto prazo e entre -0,091 e -0,132% no longo prazo, demonstrando um impacto adverso significativo do aumento da dívida pública no crescimento econômico.

[Pegkas et al. \(2020\)](#) usam dados da AMECO (*European Commission's annual macroeconomic*) com uma amostra de 12 países da zona do euro para o período de 1995 a 2016. O estudo executa uma análise de séries temporais e aplica uma abordagem de mínimos quadrados totalmente modificada com variáveis de controle, incluindo investimento, capital humano e abertura comercial, bem como uma variável *dummy* para a economia e crise financeira em 2009. Os resultados também indicaram uma causalidade unidirecional de longo prazo do investimento, abertura comercial e capital humano para o crescimento, além de uma causalidade bidirecional entre dívida pública e crescimento.

Empregando a metodologia dos mínimos quadrados em dois estágios e usando variáveis de controle semelhantes à maioria da literatura existente, [Ghourchian e Yilmazkuday \(2020\)](#) comparam os efeitos do consumo do governo e da dívida do governo no crescimento econômico em 83 países de 1960 a 2014. Os resultados revelam que um aumento de 1% da dívida pública em relação ao PIB reduziria o crescimento real do PIB em cerca de 0,01%, enquanto um aumento de 1% do consumo do governo em relação ao PIB leva a um declínio no crescimento econômico real de cerca de 0,1%, em média entre os países. Em termos de recomendações de políticas, as restrições à dívida pública se

mostram mais importantes na prevenção de efeitos negativos de crescimento para países com maior abertura comercial, inflação mais baixa ou maior profundidade financeira.

Em relação aos estudos que exploram a existência de um limite de dívida, [Caner et al. \(2010\)](#) examina 99 países entre 1980 e 2008, e descobre o nível limite da razão média da dívida sobre o crescimento do PIB. Assim, se a dívida estiver acima de 77% do PIB, cada ponto percentual adicional de dívida custa 0,017% de crescimento real anual. O estudo utiliza um modelo de regressão de mínimos quadrados com controles para abertura comercial e inflação, entre outras variáveis.

Um estudo fundamental sobre o tema da dívida e do crescimento pós-crise é o de [Reinhart e Rogoff \(2010\)](#). Os autores compilaram dados de 1946 a 2009 do FMI, Banco Mundial e OCDE para 44 países e conclui que os altos níveis de dívida em relação ao PIB (90% ou mais) estão associados a um crescimento médio cerca de 1,5% inferior ao dos grupos menos endividados e um crescimento médio quase 3% inferior, sugerindo que existe uma relação não linear entre a dívida pública e o crescimento.

Por sua vez, [Cecchetti et al. \(2011\)](#) procuram encontrar efeitos limiares não lineares da dívida sobre o crescimento da dívida do governo, dívida corporativa não financeira e dívida das famílias para 18 países da OCDE em um período de 30 anos (1980 a 2010). Atingindo um limite de 85% da dívida pública em relação ao PIB e um aumento adicional de 10% reduz a tendência de crescimento em mais de 0,10%. Os autores adotam um modelo de mínimos quadrados bivariado para taxas de crescimento anual e de cinco anos à frente do PIB per capita, incluindo efeitos fixos de país e período de tempo.

Outro trabalho empírico que auxilia na compreensão da matéria é fornecido por [Checherita-Westphal e Rother \(2012\)](#) que empregam um modelo de regressão de mínimos quadrados em dois estágios com variáveis de controle. O estudo investiga o impacto médio da dívida pública no crescimento do PIB per capita em 12 países da Zona do Euro de 1970 a 2011. Os autores encontram um impacto não linear da dívida no crescimento com um ponto de inflexão – além do qual a relação dívida pública/PIB tem um impacto deletério sobre o crescimento de longo prazo – em cerca de 90 a 100% do PIB. Além disso, o efeito de crescimento negativo da dívida elevada pode começar já a partir de níveis de cerca de 70 a 80% do PIB.

Já [Afonso e Jalles \(2013\)](#), utilizando dados do Banco Mundial, analisam as ligações entre crescimento, dívida pública e produtividade ao longo da análise de 155 países entre 1970 e 2008, concluem que existe um efeito negativo do rácio da dívida e da crise financeira no crescimento econômico. Ainda assim, índices de endividamento mais altos poderiam beneficiar o crescimento da Produtividade Total dos Fatores. O impacto no crescimento de um aumento de 10% na proporção da dívida é de -0,2% para países com rácios da dívida superiores a 90%. Os autores encontram um limite na proporção da dívida endógena em 59% do PIB. O estudo usa um modelo de crescimento neoclássico para sua análise com foco principal em regressões de séries temporais combinadas e adota um método OLS (*pooled*) com efeitos fixos e *dummies* temporais para permitir um crescimento comum de longo prazo do PIB per capita.

Para países da Área do Euro, [Baum et al. \(2013\)](#), usando uma série de regressões por mínimos quadrados, para o período de 1990 a 2010, constatam que, de acordo com a teoria keynesiana, o impacto de curto prazo da dívida no crescimento do PIB é positivo. No entanto, o efeito transitório positivo diminui para perto de zero e perde significância para além dos rácios dívida pública/PIB de cerca de 67%. Para níveis de dívida elevados (acima de 95%), o impacto da dívida adicional tem um impacto negativo na atividade econômica, sugerindo um nível de limiar não linear entre 67 e 95% do PIB.

Chudik et al. (2013) usam uma distribuição aumentada defasada *cross-section* para examinar os efeitos de longo prazo da dívida pública e da inflação no crescimento econômico, observando 40 países, de 1965 a 2010. Os autores constatam que um aumento de 1% no nível de dívida/PIB, se sustentado, reduz o produto real em 0,048 para 0,068%. Sobre a existência de um limite não linear, não encontram um limiar universalmente aplicável; no entanto, quando os países com uma trajetória ascendente da dívida são observados separadamente, identifica-se um limiar negativo e estatisticamente significativo para dívidas superiores a 60%.

Após encontrar erros de codificação no estudo de Reinhart e Rogoff (2010), Herndon et al. (2014) tentaram representar com mais precisão a relação entre dívida pública e crescimento. Adotando uma função de regressão suavizada localmente, descobriram que a taxa de crescimento para países com uma relação dívida/PIB superior a 90% é, na verdade, 2,2%, não -0,1%, conforme relatado por Reinhart e Rogoff (2010). Também descobriram, em contraste com Reinhart e Rogoff (2010), que não existe um limiar não linear comum. Seus resultados, no entanto, ainda revelam que as taxas de crescimento diminuem à medida que os índices de endividamento aumentam; mas as taxas de crescimento não caem de maneira não linear como sugerido por outros estudos.

Um modelo de crescimento Solow aumentado é aplicado por Kourtellos et al. (2013) para investigar a possibilidade de múltiplos regimes de crescimento usando um conjunto abrangente de determinantes de crescimento como variáveis de limiar, incluindo, entre outros, a relação dívida/PIB, instituições, fracionamento étnico e abertura comercial. As estimativas do parâmetro de limiar são baseadas no método dos mínimos quadrados, enquanto os coeficientes de inclinação são obtidos usando GMM. Para os 82 países observados, o estudo constata que, para regimes de baixa democracia, maior dívida pública resulta em menor crescimento, mas isso não ocorre em regimes de alta democracia. Os resultados sugerem que os efeitos negativos da dívida sobre o crescimento dependem da qualidade das instituições de um país – nesse caso, nenhum limite comum não linear é identificado para a amostra.

Consistente com outros estudos, Padoan et al. (2013) exploram a existência de um efeito limiar que é identificado entre 82 e 91% do PIB. Especificamente, aumentar a dívida pública em 1% em média reduzirá o crescimento do PIB no ano seguinte em 0,012%, enquanto reduzirá o crescimento médio anual nos próximos cinco anos em 0,028%. Utilizam dados da OCDE, para 28 países da OCDE de 1960 a 2011 e adotam uma estimativa de variável instrumental GMM.

Mencinger et al. (2014) calculam que o ponto de inflexão, em que o efeito positivo da dívida pública acumulada se inverte em efeito negativo, é aproximadamente entre 80 e 94% para os Estados-Membros “antigos” da União Europeia (membros desde 1980) e inferior (cerca de 54%) para os Estados-Membros “novos” (membros que ingressaram entre 1995 e 2010). O estudo executa uma regressão em painel de efeitos fixos (EF) e usa um estimador GMM em dois estágios com variáveis instrumentais para abordar o problema de endogeneidade resultante da questão da causalidade reversa.

Usando uma abordagem de modelo de limiar semelhante à de Padoan et al. (2013), o estudo de Topal (2014) conclui que níveis de dívida até uma proporção de 71,66% têm um impacto positivo no crescimento. Além desse limite, a dívida não tem impacto estatisticamente significativo no crescimento, e, além de um segundo limite de 80,2%, o efeito do crescimento torna-se negativo. O estudo emprega uma estimativa de mínimos quadrados em dois estágios para uma amostra de 12 países da Zona do Euro.

Calibrando um modelo de crescimento neoclássico com variáveis de controle, Afonso e Alves (2015) encontram um limiar médio de endividamento em torno de 75% entre 14 países europeus de 1970 a 2012. Constatam que a dívida pública tem um efeito negativo no crescimento econômico, -0,01% para cada incremento de 1% da dívida pública, embora o serviço da dívida tenha um efeito 10 vezes pior no crescimento. O estudo executa regressões OLS com efeitos fixos para levar em conta o viés de variável omitida, enquanto um estimador de mínimos quadrados em dois estágios é usado para corrigir o problema de endogeneidade.

O estudo de Dincă et al. (2015) utiliza uma equação quadrática com um conjunto de variáveis de controle e efeitos fixos de país e tempo para uma amostra de 10 países que adotaram o regime comunista e que, atualmente, são membros da UE, para o período de 1999 a 2010. Os resultados mostram uma relação não linear estatisticamente significativa entre o índice de endividamento do governo e a taxa de crescimento do PIB per capita para todos os países analisados. Um ponto de virada da dívida do governo é encontrado em um índice de dívida em torno de 51%. Cada ponto percentual de crescimento no rácio da dívida acima deste nível suprimirá negativamente a taxa de crescimento do PIB em 0,1626%.

Eberhardt e Presbitero (2015) usam um estimador de efeitos correlacionados comuns para explicar a presença de heterogeneidade não observada. Os resultados são estimados usando regressões MQO para modelar a potencial não linearidade dentro e entre países na relação dívida-crescimento. Observando dados de 118 países de 1961 a 2012, os autores encontram algum suporte para uma relação negativa entre a dívida pública e o crescimento de longo prazo entre os países, mas nenhuma evidência de um limite de dívida semelhante, e muito menos comum, dentro dos países. Destaca-se que a pesquisa empírica desenvolvida excluiu muitas variáveis macroeconômicas e institucionais (Herndon et al., 2014).

Usando uma estrutura de crescimento multivariado e média do modelo Bayesiano, o estudo de Égert (2015) avalia uma amostra de 44 países avançados de 1960 a 2010. Muito semelhante à grande parte da literatura existente, uma relação positiva entre dívida e crescimento foi identificada em níveis baixos de dívida, o que é contrabalançado por efeitos negativos em níveis mais elevados de endividamento. No entanto, contrariamente à maioria dos estudos que identificam uma faixa de limite em torno de 60 a 100% do PIB, esse estudo constata que o efeito não linear negativo se manifesta em níveis muito mais baixos de dívida pública (entre 20 e 60%). Os autores sugerem que os resultados podem indicar que oportunidades de investimento público de alto retorno podem existir em níveis baixos de infraestrutura e dívida pública.

Por meio de um estimador GMM com variáveis instrumentais, e de um estimador de efeitos fixos para a amostra de 36 países de 1980 a 2010, Mencinger et al. (2015) indicam que para os países avançados o limiar da dívida pública/PIB encontra-se entre 90 e 94% do PIB, enquanto para os países emergentes o limiar é muito inferior, em torno de 45%.

A análise de Woo e Kumar (2015) é baseada em um painel de países ao longo de quase quatro décadas e emprega uma variedade de métodos de estimativa, incluindo OLS agrupado, regressão robusta, efeitos fixos e método generalizado do sistema de regressões de momentos. Os resultados sugerem que um aumento de 10% da dívida inicial está associado a uma desaceleração do crescimento do PIB per capita em torno de 0,2% ao ano. O estudo encontra evidências de não linearidade para altos níveis de dívida (acima de 90% do PIB), tendo um efeito negativo significativo sobre o crescimento. Os autores

concluem que o efeito adverso reflete em grande parte uma desaceleração no crescimento da produtividade do trabalho, principalmente devido à acumulação mais lenta de capital.

A fim de observar a heterogeneidade entre países na relação dívida e crescimento, [Ahlborn e Schweickert \(2018\)](#) identificam três *clusters* com sistemas econômicos distintos: liberal (anglo-saxão), continental (membros centrais da UE) e nórdico (escandinavo). Os resultados identificam um claro efeito de crescimento negativo nos países continentais quando os níveis de dívida atingem cerca de 75% do PIB e o mesmo efeito é encontrado nos países nórdicos, mas com um limite inferior de cerca de 60%. Curiosamente, um limite de endividamento não é identificado para os países liberais, sugerindo que talvez a estrutura institucional liberal alivie os efeitos negativos de uma alta carga de dívida. O estudo aplica uma estimativa de efeitos fixos como regressão de linha de base com variáveis de controle padrão, enquanto uma regressão de mínimos quadrados em dois estágios é empregada para lidar com a endogeneidade.

O estudo de [Karadam \(2018\)](#) observa um grande conjunto de dados de 134 países de 1970 a 2012 e emprega um quadro de regressão de transição suave em painel para identificar a existência de efeitos de limiar na relação dívida pública-crescimento. Os resultados revelam que o limiar é mais baixo para países em desenvolvimento em cerca de 88%, e cerca de 106% para o restante da amostra, corroborando estudos anteriores que encontraram dinâmicas semelhantes ([Mencinger et al., 2015](#)).

Utilizando um modelo de limiar de painel endógeno com variáveis de controle padrão, [Caner et al. \(2019\)](#) examinam se existe uma relação de limiar não linear entre a interação da dívida pública e privada e o crescimento do PIB. A relação é identificada usando regressões OLS agrupadas e o método GMM, enquanto as verificações de robustez são realizadas por períodos de tempo mais longos e uma medida para crise financeira. O estudo constata que um efeito limiar da interação entre as variáveis da dívida pública e privada e o crescimento econômico é negativo e significativo quando atinge o nível de 137%. O efeito negativo da dívida pública sobre o crescimento econômico é maior quando a dívida privada é maior para a amostra de 29 países da OCDE observados.

O estudo de [Alshammery et al. \(2020\)](#) aplica uma abordagem de regressão de limite de efeito fixo com variáveis de controle padrão para 20 países do Oriente Médio e Norte da África de 1990 a 2016. Identificam que a dívida tem uma influência promotora no crescimento econômico quando é inferior a 58% do PIB, mas torna-se negativa acima desse limiar. Esses resultados são consistente com outros estudos que encontraram limites de dívida mais baixos para países em desenvolvimento.

[An et al. \(2020\)](#) usam dados do Banco Mundial para testar a existência de um nível limite de crescimento da dívida usando um método *bootstrap*. A amostra da pesquisa inclui 13 países asiáticos (alta e média renda) de 2004 a 2015. Os resultados sugerem que, para toda a amostra, o impacto da dívida pública no PIB não é estatisticamente significativo até o nível limite de 72,5%. Para além desse limiar, a dívida pública tem um impacto negativo e estatisticamente significativo no crescimento. Os autores concluem com recomendações no sentido de que haja redução do gasto público excessivo, reforma do sistema tributário e melhoria do desempenho do investimento.

Por meio de um modelo de crescimento de Solow, [Swamy \(2020\)](#) estima regressões de crescimento de dados em painel com efeitos fixos específicos do país e efeitos fixos específicos do tempo. Usando um estimador GMM em duas etapas para um conjunto de dados mundial de 252 países de 1960 a 2009, o estudo observa uma relação negativa entre a dívida do governo e o crescimento. Em termos de limites, os resultados revelam que a dívida tem efeitos positivos sobre o crescimento para países com dívida abaixo de 60%

do PIB, efeitos insignificantes para países entre 60 e 90%, uma tendência de queda no crescimento para aqueles com mais de 90% e, acentuadamente para baixo, em cerca de 110%.

Por fim, [Vinokurov et al. \(2020\)](#) a fim de contribuir para o debate sobre o nexo dívida-crescimento, analisam uma amostra de mais de 100 países por meio de uma regressão em painel e o método GMM, enquanto a análise de *cluster* foi aplicada para abordar a heterogeneidade não observada do desenvolvimento institucional dos países. O objetivo principal do estudo é examinar a influência não linear da dívida pública no crescimento econômico, ao mesmo tempo em que contabiliza o desenvolvimento das instituições dos países usando os indicadores de governança mundial do Banco Mundial. O estudo conclui que países com instituições políticas fracas têm um limite de dívida de 37% e países com instituições fortes geralmente têm limites acima de 56%. Esse estudo da relação não linear entre dívida e crescimento per capita, com foco em estimativas ótimas de dívida, tem algumas limitações, no entanto, poderia ser desenvolvido considerando outros critérios para agrupar a amostra de países, como usar outros indicadores para realizar o agrupamento de países ou aplicar técnicas de agrupamento para subgrupos. Outra forma de aprimorar esse estudo seria focar em uma subamostra menor de países para poder contabilizar mais características individuais de cada país. Além disso, o crescimento econômico pode depender não apenas do nível de endividamento de um governo, mas também dos custos do serviço da dívida ou da composição da dívida: se os recursos emprestados são canalizados para projetos de investimento ou para a seguridade social. A investigação dessas questões também seria interessante.

Os resultados da análise da pesquisa oferecem algumas lições valiosas para os interessados no nexo dívida-crescimento. A maioria dos estudos identificam um efeito negativo estatisticamente significativo (linear ou não linear) da dívida pública sobre o crescimento. Para os estudos que exploram a existência de um efeito de limiar não linear, a maioria deles identificaram o efeito, sendo que os níveis de limiar médio e mediano são 78% e 82% do PIB, respectivamente; para os países avançados e para os países em desenvolvimento, os níveis de limiar médio e mediano são 61% e 56% do PIB, respectivamente.

A maioria dos estudos se concentra em amostras mistas de países ou amostras de países avançados. À luz dos baixos níveis de investimento privado em economias de baixa renda, a dinâmica da dívida pode ser impulsionada por investimentos públicos altamente desejados, enquanto instituições de menor qualidade associadas a economias de baixa renda provavelmente reduzem os níveis limite em que a dívida afeta negativamente o crescimento.

Dado que alguns estudos da pesquisa constataam que os efeitos do crescimento dependem em grande parte da qualidade institucional, pesquisas futuras devem se concentrar na heterogeneidade.

A discussão sobre a hipótese de pesquisa aborda a questão da efetividade dos gastos públicos como um parâmetro que define o limiar na relação entre crescimento econômico e dívida pública. Com base na constatação da literatura de que essa relação pode depender em grande parte da qualidade institucional, a pesquisa tem como objetivo verificar se a efetividade dos gastos públicos pode, em certa medida, contribuir para o entendimento dessa relação. A análise busca investigar se a forma como os recursos são alocados e utilizados pelo setor público pode impactar o crescimento econômico e, conseqüentemente, influenciar o impacto da dívida pública nesse processo. Ao examinar a efetividade dos gastos públicos como um possível fator mediador nessa relação, espera-se

obter evidências importantes para o debate sobre políticas fiscais e sustentabilidade da dívida.

3.3 Estratégica Empírica

3.3.1 Dados

A fonte de dados da pesquisa foi a estatística de dados do Banco Mundial para um conjunto de 19 países que adotam o regime de metas de inflação. Esses países incluem a África do Sul, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coreia, Filipinas, Hungria, Islândia, Israel, Noruega, Nova Zelândia, Peru, Polônia, Reino Unido, República Tcheca, Suécia e Tailândia. O período analisado foi de 2002 a 2020. As variáveis coletadas buscaram reproduzir a definição da regra de Taylor, incluindo taxas de juros, inflação, crescimento econômico e paridade do poder de compra, usada como *proxy* para a taxa de câmbio. Além disso, utilizaram-se as variáveis razão gastos públicos/PIB e a razão Dívida/PIB para ampliação da regra de Taylor.

Para avaliar a qualidade da governança, utilizaram-se os indicadores mundiais de governança (*Worldwide Governance Indicators - WGI*). Esses indicadores representam a qualidade da governança com base em percepções de empresas, cidadãos e especialistas entrevistados. Um dos aspectos considerados é a eficácia do governo, que varia de fraco (-2,5) a forte (2,5) desempenho de governança. Essa medida reflete a percepção da qualidade dos serviços públicos, a qualidade do serviço público, a independência do serviço público em relação a pressões políticas, a formulação e implementação de políticas de qualidade, bem como a credibilidade do compromisso do governo com essas políticas. Na construção da variável “*GovernoDummyEG*”, classificou-se o indicador como eficaz para valores maiores ou iguais a zero e ineficaz para valores menores que zero.

3.3.2 Metodologia

A fim de capturar um efeito não linear na relação entre crescimento e dívida, a análise em painel com efeito *threshold* foi escolhida. A metodologia clássica de efeitos fixos permite examinar a heterogeneidade nos interceptos, mas não considera possíveis diferenças nas inclinações dos modelos de regressão (Wang, 2015).

A utilização de regressões em painel de dados com efeito *threshold* permite identificar mudanças estruturais no relacionamento entre as variáveis, como a formação de *clusters*, no qual duas ou mais classes de observações podem ser extraídas com base no valor de uma variável observável. A estimação empírica do modelo é realizada em um painel balanceado $\{y_{it}, q_{it}, x_{it} : 1 \leq i \leq n, 1 \leq t \leq T\}$, de acordo com a seguinte equação estrutural (Hansen, 1999):

$$y_{it} = \mu + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

Nessa equação, y_{it} é a variável dependente, $I(\cdot)$ denota uma função característica, q_{it} é a variável *threshold*, os subscritos it indicam o indivíduo i no tempo t , x_{it} é um vetor de regressores de tamanho k , ε_{it} é o termo de erro com média zero e variância σ^2 e μ_i representa o efeito fixo individual. O parâmetro γ é o limiar que divide a equação em dois regimes. A equação 3.1 pode ser reescrita de forma mais concisa como:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1' x_{it} + \varepsilon_{it}, & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta_2' x_{it} + \varepsilon_{it}, & q_{it} > \gamma \end{cases} \quad (3.2)$$

A equação 3.2 demonstra que as observações amostrais poderão ser divididas em dois regimes distintos dependendo se o valor da variável q_{it} estiver acima ou abaixo do parâmetro de *threshold* (γ) (Hansen, 1999). Reescrevendo a equação 3.2, chega-se à seguinte equação estrutural:

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (3.3)$$

Dado o valor do parâmetro γ , o estimador de β será:

$$\hat{\beta}(\gamma) = \{X^*(\gamma)'X^*(\gamma)\}^{-1}\{X^*(\gamma)'y^*\} \quad (3.4)$$

É importante destacar que os parâmetros X^* e y^* representam as observações transformadas pela média, para excluir do efeito fixo. A estimação dos parâmetros do modelo, incluindo o parâmetro γ , é realizada usando o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Estimar o parâmetro γ requer um intervalo $(\underline{\gamma}, \bar{\gamma})$, que são os quantis de q_{it} , dentro do qual procura-se o valor do parâmetro γ . Esse intervalo é estabelecido dentro do subconjunto da variável de *threshold*, e o estimador do parâmetro γ será aquele que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos (SQR). Caso o parâmetro γ seja conhecido, o modelo será um modelo linear convencional, sem efeito *threshold*. Caso contrário, o estimador de γ será um estimador ingênuo, violando a hipótese de normalidade dos resíduos (Wang, 2015). Para superar esse problema, (Hansen, 1999) demonstra que é possível identificar consistentemente o parâmetro γ por meio da estimação de intervalos de confiança (*bootstrap*) utilizando o método de máxima verossimilhança, empregando-se a estatística LR.

Dessa forma, a hipótese nula a ser testada é se os dois modelos de regressão têm a mesma inclinação (o *threshold* não é identificado e o modelo é linear), ou seja, testa-se $H_0 = \beta_1 = \beta_2$ contra $H_a = \beta_1 \neq \beta_2$. Se a hipótese de linearidade for rejeitada, deve-se estimar um modelo com dois efeitos *threshold*, sob a hipótese nula de que o modelo com apenas um *threshold* é adequado. Se a hipótese nula também for rejeitada, um modelo com três *threshold*, e assim por diante. O algoritmo termina quando a hipótese nula não pode mais ser rejeitada (Wang, 2015).

3.4 Análise dos Resultados

A análise dos resultados compreende o uso da metodologia em painel *threshold*. Conforme discutido na seção metodológica, a análise em painel *threshold* envolve a definição de uma variável dependente do regime *threshold* na tentativa de identificar a variável determinante da relação não linear entre crescimento econômico e dívida.

A Tabela 3.1 apresenta os resultados da estimativa do painel *threshold* para o logaritmo natural do PIB dos países estudados. A variável dependente é o indicador de efetividade dos gastos públicos, que foi utilizado como variável *threshold* na relação entre crescimento e dívida. A significância estatística da estimativa do *threshold* é avaliada pelo valor-p calculado usando o método *bootstrap*. De acordo com o valor do teste p-*bootstrap*, há significância estatística em 5,7%. Assim, a amostra pode ser dividida em dois regimes, regime 0 e regime 1, de acordo com os resultados apresentados na Tabela 3.1.

Tabela 3.1: Resultados do Estimador *Threshold* - Efetividade dos Gastos Públicos como Variável *Threshold* e Ln do PIB como Variável Dependente

| | <i>Threshold</i> | Menor | Maior | | |
|---------------------------------|------------------|----------|------------|---------------------|--------------|
| | -0,43843 | -0,43843 | 0,59407 | | |
| <i>Threshold</i> | SQR | DW | LRtest | Bootstrap pvalue | Crítico (1%) |
| Simple | 811,95932 | 1,9469 | 0,057 | 0,057 | 26,468 |
| Variáveis | | Coef. | t-val(HAC) | OLS SE | HAC SE |
| Constante | | -28,4508 | -3,5118 | 7,1879 | 8,1014 |
| ln PIB | | | | | |
| ln FBKPC | | 4,9648 | 4,7671 | 0,8483 | 1,0415 |
| ln PPP | | -9,8749 | -5,6309 | 1,2835 | 1,7537 |
| Voice and Accountability | | 2,0651 | 1,3498 | 0,8303 | 1,5299 |
| Political Stability and Absence | | -0,4576 | -0,6461 | 0,4552 | 0,7082 |
| Regulatory Quality | | -0,7291 | -0,8496 | 0,8736 | 0,8582 |
| Rule of Law | | -2,9167 | -2,3539 | 1,0536 | 1,2391 |
| Regime 0 | | 0,0309 | 1,6202 | 0,0158 | 0,0191 |
| Regime 1 | | -0,0177 | -1,5553 | 0,0107 | 0,0114 |
| Número de Observações | | 361 | | | |
| R ² Within | | 0,4268 | | | |

Nota: Erro Padrão em parênteses; Significância ao nível de *10%, **5%, ***1%.

Fonte: Elaborada pela autora.

Os resultados apresentam um conjunto de parâmetros que foram utilizados como variáveis de controle, como o logaritmo natural da formação bruta de capital, a paridade do poder de compra e um conjunto de variáveis para controlar as características institucionais, como ambiente democrático, estabilidade política, qualidade regulatória e regras jurídicas.

Como há significância estatística para a variável *threshold*, cerca de 5,7%, o valor de - 0,43843 indica que um aumento na proporção dívida/PIB em 1% gera efeitos distintos no crescimento econômico: no regime 0, ou seja, quando se verifica valores inferiores a - 0,43843, um choque de 1% na proporção dívida/PIB produz uma expansão no crescimento econômico em cerca de 0,0309; para o regime 1, ou seja, quando se verifica valores superiores a - 0,43843, um choque de 1% na proporção dívida/PIB produz uma retração no crescimento econômico em cerca de -0,0177. O resultado a princípio parece controverso uma vez que espera-se que gastos públicos produtivos, ou seja, superior a - 0,43843, poderia estar associado a uma relação virtuosa entre crescimento e dívida tendo em vista que expansões no tamanho da dívida estaria associada a gastos públicos mais efetivos.

Deve-se, no entanto, considerar que um ambiente com gastos públicos mais efetivos pode estar associado a economias onde há um estoque de capital muito elevado e, dessa forma, um incremento de capital produz retornos marginais negativos. Tal relação poderia justificar o resultado anterior. Assim, quanto maior a efetividade dos gastos públicos, maior a probabilidade da economia apresentar um estoque elevado de capital e, dessa forma, o aumento na dívida ao estar associado a uma expansão de capital produziria retornos negativos a partir de taxas de crescimento negativo.

A hipótese sugerida pode ser testada a partir dos resultados apresentados na Tabela 3.2, em que a única diferença com a Tabela 3.1 é que a variável *threshold* considerada é a

Tabela 3.2: Resultados do Estimador *Threshold* - Formação Bruta de Capital Per Capita como Variável Threshold

| | <i>Threshold</i> 40785,550 | Menor 25489,218 | Maior 798961,122 | | |
|---------------------------------|-------------------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------|
| <i>Threshold</i> | SQR | DW | LRtest | Bootstrap pvalue | Crítico (1%) |
| Simple | 800,21144 | 1,9448 | 24,158 | 0,003 | 21,937 |
| Variáveis | | Coef. | t-val(HAC) | OLS SE | HAC SE |
| Constante | | -28,4250 | -3,1516 | 7,1238 | 9,0192 |
| ln PIB | | | | | |
| ln FBKPC | | 4,8208 | 4,5572 | 0,8353 | 1,0578 |
| ln PPP | | -8,9865 | -7,1971 | 1,2355 | 1,2486 |
| Voice and Accountability | | 0,7508 | 0,5870 | 0,8325 | 1,2791 |
| Political Stability and Absence | | -0,3229 | -0,4242 | 0,4541 | 0,7612 |
| Regulatory Quality | | -1,1328 | -1,6070 | 0,8713 | 0,7049 |
| Rule of Law | | -2,2232 | -1,8212 | 1,0305 | 1,2207 |
| Regime 0 | | 0,0050 | 0,4326 | 0,0115 | 0,0115 |
| Regime 1 | | -0,0467 | -2,8757 | 0,0125 | 0,0162 |
| Número de Observações | | 361 | | | |
| R ² Within | | 0,4351 | | | |

Nota: Erro Padrão em parênteses; Significância ao nível de *10%, **5%, ***1%.

Fonte: Elaborada pela autora.

formação bruta de capital per capita. O resultado para a estatística *bootstrap* mostrou-se significativo em 1%.

Como há significância estatística para a variável *threshold* em 1%, o valor de \$ 40.785,55 indica que um aumento na proporção dívida/PIB em 1% gera efeitos distintos no crescimento econômico: no regime 0, como não há significância na estatística de teste para o referido parâmetro, nada se pode afirmar a respeito da relação entre crescimento e dívida para valores inferiores a \$ 40.785,55 para a formação bruta de capital per capita. Para o regime 1, ou seja, considerando valores superiores a \$ 40.785,55, uma expansão de 1% no tamanho da dívida em relação ao PIB proporciona uma retração no crescimento econômico em cerca de -0,0467. Assim, quanto maior o estoque de capital da economia, menor o seu retorno, e isso justificaria o motivo pelo qual o aumento na efetividade dos gastos públicos não se reverteria numa relação positiva entre crescimento e dívida.

Os resultados presentes estão em conformidade com o trabalho de Kumar e Woo (2010), que evidencia não linearidade com níveis mais altos de dívida inicial e um efeito negativo proporcionalmente maior no crescimento subsequente. A análise dos componentes do crescimento sugere que o efeito adverso reflete em grande parte uma desaceleração no crescimento da produtividade do trabalho, principalmente devido à redução do investimento e ao crescimento mais lento do estoque de capital.

Os resultados obtidos também são compatíveis com o estudo de Égert (2015) no qual os resultados podem indicar que oportunidades de investimento público de alto retorno podem existir em níveis baixos de infraestrutura e dívida pública.

Outra correspondência é com a pesquisa de Woo e Kumar (2015) que concluem que o efeito adverso reflete em grande parte uma desaceleração no crescimento da produtividade do trabalho, principalmente devido à acumulação mais lenta de capital.

3.5 Considerações Finais

Em suma, a presente pesquisa utilizou a metodologia em painel *threshold* para analisar a relação não linear entre crescimento econômico e dívida em um conjunto de países. Os resultados revelaram a existência de regimes distintos, em que os efeitos da dívida sobre o crescimento variam dependendo do valor do *threshold* utilizado.

No primeiro regime, identificado quando a proporção dívida/PIB está abaixo de um determinado limiar, observou-se uma relação positiva entre dívida e crescimento. Isso sugere que um aumento na dívida pública, associado a gastos efetivos do governo, pode impulsionar o crescimento econômico nesses países, provavelmente devido a oportunidades de investimento de alto retorno.

No entanto, no segundo regime, caracterizado por valores acima desse limiar, constatou-se uma relação negativa entre dívida e crescimento. Nesse caso, um aumento na proporção dívida/PIB resulta em uma desaceleração do crescimento econômico. Isso pode ser explicado pelo fato de que essas economias já possuem um estoque de capital elevado, o que leva a retornos marginais negativos. Assim, um maior endividamento resulta em menor eficiência na alocação dos recursos e, conseqüentemente, em um crescimento mais lento.

Esses resultados estão alinhados com estudos anteriores que também encontraram evidências de não linearidade na relação entre dívida e crescimento. A análise dos componentes do crescimento indica que a desaceleração está principalmente relacionada à redução do investimento e ao crescimento mais lento do estoque de capital.

Essa pesquisa contribui para o entendimento da complexidade da relação entre dívida pública e crescimento econômico, destacando a importância da efetividade dos gastos públicos e do contexto econômico em que a dívida é contraída. Os resultados sugerem a necessidade de políticas fiscais e de gastos públicos que levem em consideração não apenas o montante da dívida, mas também a qualidade e a eficiência dos investimentos realizados.

No entanto, é importante ressaltar que esses resultados devem ser interpretados com cautela, pois a relação entre dívida e crescimento é influenciada por uma série de fatores contextuais e específicos de cada país. Futuras pesquisas podem explorar outras variáveis e metodologias para aprofundar a compreensão dessa relação e fornecer evidências adicionais para a formulação de políticas econômicas eficazes.

Em suma, a análise em painel *threshold* revelou que a relação entre dívida pública e crescimento econômico é não linear, dependendo do nível de efetividade dos gastos públicos e do contexto econômico. Esses achados ressaltam a importância de uma gestão fiscal prudente e eficiente, que leve em consideração tanto o nível da dívida como a qualidade dos investimentos públicos, para garantir um crescimento econômico sustentável.

REFERÊNCIAS

- Abubakar, A. B. e Mamman, S. O. (2020). Permanent and transitory effect of public debt on economic growth. *Journal of Economic Studies*.
- Afonso, A. e Alves, J. (2015). The role of government debt in economic growth. *Hacienda Publica Espanola*, (215):9.
- Afonso, A. e Jalles, J. T. (2013). Growth and productivity: The role of government debt. *International Review of Economics & Finance*, 25:384–407.
- Ahlborn, M. e Schweickert, R. (2018). Public debt and economic growth—economic systems matter. *International Economics and Economic Policy*, 15(2):373–403.
- Alshammary, M. D., Abdul Karim, Z., Khalid, N., e Ahmad, R. (2020). Debt-growth nexus in the mena region: Evidence from a panel threshold analysis. *Economies*, 8(4):102.
- An, P. T. H., Duong, M. B., Toan, N. T., et al. (2020). The impact of public debt on economic growth of asean+ 3 countries. *International Journal of Economics & Business Administration (IJEBA)*, 8(4):87–100.
- Ardagna, S., Caselli, F., e Lane, T. (2007). Fiscal discipline and the cost of public debt service: some estimates for oecd countries. *The BE Journal of Macroeconomics*, 7(1).
- Asteriou, D., Pilbeam, K., e Pratiwi, C. E. (2021). Public debt and economic growth: panel data evidence for asian countries. *Journal of Economics and Finance*, 45(2):270–287.
- Barro, R. J. (1979). On the determination of the public debt. *Journal of political Economy*, 87(5, Part 1):940–971.
- Baum, A., Checherita-Westphal, C., e Rother, P. (2013). Debt and growth: New evidence for the euro area. *Journal of international money and finance*, 32:809–821.
- Blanchard, O. (2019). Public debt and low interest rates. *American Economic Review*, 109(4):1197–1229.
- Boskin, M. J. (2020). Are large deficits and debt dangerous? Em *AEA Papers and Proceedings*, volume 110, pgs. 145–48.
- Calderón, C. e Fuentes, J. R. (2013). Government debt and economic growth. Technical report, IDB Working Paper Series.
- Caner, M., Fan, Q., e Grennes, T. (2019). Partners in debt: An endogenous nonlinear analysis of interaction of public and private debt on growth. *Mercatus Center at George Mason University, Mercatus Working Paper*.
- Caner, M., Grennes, T. J., e Köhler-Geib, F. F. N. (2010). Finding the tipping point-when sovereign debt turns bad. *Available at SSRN 1612407*.
- Cecchetti, S., Mohanty, M., Zampolli, F., et al. (2011). The real effects of debt. Technical report, Bank for International Settlements.

- Checherita-Westphal, C. e Rother, P. (2012). The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area. *European economic review*, 56(7):1392–1405.
- Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M. H., e Raissi, M. (2013). Debt, inflation and growth robust estimation of long-run effects in dynamic panel data models. Technical report, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Cochrane, J. H. (2011). Understanding policy in the great recession: Some unpleasant fiscal arithmetic. *European economic review*, 55(1):2–30.
- Codogno, L., Favero, C., e Missale, A. (2003). Yield spreads on emu government bonds. *Economic Policy*, 18(37):503–532.
- Diamond, P. A. (1965). National debt in a neoclassical growth model. *The American Economic Review*, 55(5):1126–1150.
- Dincă, G., Dincă, M. S., et al. (2015). Public debt and economic growth in the eu post-communist countries. *Romanian journal of economic forecasting*, 18(2):119–132.
- Dotsey, M. (1994). Some unpleasant supply side arithmetic. *Journal of Monetary Economics*, 33(3):507–524.
- Eberhardt, M. e Presbitero, A. F. (2015). Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity. *Journal of international Economics*, 97(1):45–58.
- Égert, B. (2015). Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality? *Journal of Macroeconomics*, 43:226–238.
- Elmendorf, D. W. e Mankiw, N. G. (1999). Government debt. *Handbook of macroeconomics*, 1:1615–1669.
- Gale, W. G. e Orszag, P. R. (2003). *The economic effects of long-term fiscal discipline*. Urban Institute.
- Ghourchian, S. e Yilmazkuday, H. (2020). Government consumption, government debt and economic growth. *Review of Development Economics*, 24(2):589–605.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of econometrics*, 93(2):345–368.
- Herndon, T., Ash, M., e Pollin, R. (2014). Does high public debt consistently stifle economic growth? a critique of reinhart and rogooff. *Cambridge journal of economics*, 38(2):257–279.
- Karadam, Y. (2018). An investigation of nonlinear effects of debt on growth. *The Journal of Economic Asymmetries*, 18(C):1–13.
- Kourtellos, A., Stengos, T., e Tan, C. M. (2013). The effect of public debt on growth in multiple regimes. *Journal of Macroeconomics*, 38:35–43.
- Kumar, M. e Woo, J. (2010). Public debt and growth.

- Kumar, M. M. S. e Baldacci, M. E. (2010). *Fiscal deficits, public debt, and sovereign bond yields*. International Monetary Fund.
- Leão, P. (2013). The effect of government spending on the debt-to-gdp ratio: Some Keynesian arithmetic. *Metroeconomica*, 64(3):448–465.
- Lim, J. J. (2019). Growth in the shadow of debt. *Journal of Banking & Finance*, 103:98–112.
- Mencinger, J., Aristovnik, A., e Verbic, M. (2014). The impact of growing public debt on economic growth in the European Union. *Amfiteatru Economic Journal*, 16(35):403–414.
- Mencinger, J., Aristovnik, A., e Verbic, M. (2015). Revisiting the role of public debt in economic growth: The case of OECD countries. *Engineering Economics*, 26(1):61–66.
- Modigliani, F. (1961). Long-run implications of alternative fiscal policies and the burden of the national debt. *The Economic Journal*, 71(284):730–755.
- Padoan, P. C., Sila, U., e Van den Noord, P. (2013). Avoiding debt traps: Fiscal consolidation, financial backstops and structural reforms. *OECD Journal: Economic Studies*, 2012(1):151–177.
- Pegkas, P., Staikouras, C., e Tsamadias, C. (2020). On the determinants of economic growth: Empirical evidence from the Eurozone countries. *International Area Studies Review*, 23(2):210–229.
- Reinhart, C. M. e Rogoff, K. S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review*, 100(2):573–78.
- Schclarek, A. (2004). Debt and economic growth in developing and industrial countries. Technical report, Working Paper.
- Siddique, A., Selvanathan, E., e Selvanathan, S. (2016). The impact of external debt on growth: Evidence from highly indebted poor countries. *Journal of Policy Modeling*, 38(5):874–894.
- Snieška, V. e Burksaitiene, D. (2018). Panel data analysis of public and private debt and house price influence on GDP in the European Union countries. *Engineering Economics*, 29(2):197–204.
- Swamy, V. (2020). Debt and growth: Decomposing the cause and effect relationship. *International Journal of Finance & Economics*, 25(2):141–156.
- Topal, P. (2014). Threshold effects of public debt on economic growth in the Euro area economies. Available at SSRN 2421147.
- Vinokurov, E., Lavrova, N., e Petrenko, V. (2020). Optimal debt and the quality of institutions.
- Von Hagen, J., Schuknecht, L., e Wolswijk, G. (2011). Government bond risk premiums in the EU revisited: The impact of the financial crisis. *European Journal of Political Economy*, 27(1):36–43.
- Wang, Q. (2015). Fixed-effect panel threshold model using Stata. *The Stata Journal*, 15(1):121–134.

- Woo, J. e Kumar, M. S. (2015). Public debt and growth. *Economica*, 82(328):705–739.
- Zouhaier, H. e Fatma, M. (2014). Debt and economic growth. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(2):440–448.