

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Vitor Henrique Okubo Sabatin

*Matrícula 11912ECO014*

**DÍVIDA PÚBLICA E OS EFEITOS SOBRE O PIB E O GAP DO PRODUTO (1994-2018): MODELOS ARDL DE DADOS EM PAINEL**

Uberlândia – MG

2021.

Vitor Henrique Okubo Sabatin

**DÍVIDA PÚBLICA E OS EFEITOS SOBRE O PIB E O *GAP* DO PRODUTO (1994-2018): MODELOS ARDL DE DADOS EM PAINEL**

Dissertação apresentada ao Instituto de Pós-Graduação em Economia (PPGE) do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (IERI-UFU), como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Flávio Vilela Vieira

Uberlândia – MG

2021.



## UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA

Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia

Av. João Naves de Ávila, nº 2121, Bloco 1J, Sala 218 - Bairro Santa Mônica, Uberlândia-MG, CEP 38400-902

Telefone: (34) 3239-4315 - www.ppge.ie.ufu.br - ppge@ufu.br



### ATA DE DEFESA - PÓS-GRADUAÇÃO

Programa de Pós-Graduação em:	Economia			
Defesa de:	Dissertação de Mestrado Acadêmico, Nº 291, PPGE			
Data:	26 de fevereiro de 2021	Hora de início:	14:00	Hora de encerramento:
Matrícula do Discente:	11912ECO014			
Nome do Discente:	Vitor Henrique Okubo Sabatin			
Título do Trabalho:	Dívida Pública e os Efeitos sobre o PIB e o GAP do Produto (1994-2018): Modelos ARDL de Dados em Painel			
Área de concentração:	Desenvolvimento Econômico			
Linha de pesquisa:	Economia Aplicada			
Projeto de Pesquisa de vinculação:	Exportações em Economias Emergentes (BRICS) e o Papel da Taxa de Câmbio no Ajuste das Contas Externas			

Reuniu-se a Banca Examinadora, designada pelo Colegiado do Programa de Pós-graduação em Economia, assim composta: Professores Doutores: Julio Fernando Costa Santos - UFU; Elton Eustáquio Casagrande - UNESP; Flávio Vilela Vieira - UFU orientador do candidato. Ressalta-se que em decorrência da pandemia pela COVID-19 e em conformidade com Portaria Nº 36/2020, da Capes e Ofício Circular nº 1/2020/PROPP/REITO-UFU, a participação dos membros da banca e do aluno ocorreu de forma totalmente remota via webconferência. O professor Elton Eustáquio Casagrande participou desde a cidade de Araraquara (SP). Os demais membros da banca e o aluno participaram desde a cidade de Uberlândia (MG).

Iniciando os trabalhos o presidente da mesa, Dr. Flávio Vilela Vieira, apresentou a Comissão Examinadora e o candidato, agradeceu a presença do público, e concedeu ao Discente a palavra para a exposição do seu trabalho. A duração da apresentação do Discente e o tempo de arguição e resposta foram conforme as normas do Programa.

A seguir o senhor(a) presidente concedeu a palavra, pela ordem sucessivamente, aos(as) examinadores(as), que passaram a arguir o(a) candidato(a). Ultimada a arguição, que se desenvolveu dentro dos termos regimentais, a Banca, em sessão secreta, atribuiu o resultado final, considerando o(a) candidato(a):

Aprovado.

Esta defesa faz parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre.

O competente diploma será expedido após cumprimento dos demais requisitos, conforme as normas do Programa, a legislação pertinente e a regulamentação interna da UFU.

Nada mais havendo a tratar foram encerrados os trabalhos. Foi lavrada a presente ata que após lida e achada conforme foi assinada pela Banca Examinadora.



Documento assinado eletronicamente por **Flavio Vilela Vieira, Presidente**, em 26/02/2021, às 15:14, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Julio Fernando Costa Santos, Professor(a) do Magistério Superior**, em 26/02/2021, às 15:14, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Elton Eustáquio Casagrande, Usuário Externo**, em 26/02/2021, às 15:44, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site [https://www.sei.ufu.br/sei/controlador\\_externo.php?acao=documento\\_conferir&id\\_orgao\\_acesso\\_externo=0](https://www.sei.ufu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0), informando o código verificador **2565207** e o código CRC **6B00DDBE**.

Ficha Catalográfica Online do Sistema de Bibliotecas da UFU  
com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).

S113 Sabatin, Vitor Henrique Okubo, 1992-  
2021 Dívida Pública e os efeitos sobre o PIB e o Gap do  
Produto (1994-2018): Modelos ARDL de dados em Painel  
[recurso eletrônico] / Vitor Henrique Okubo Sabatin. -  
2021.

Orientador: Flávio Vilela Vieira.  
Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de  
Uberlândia, Pós-graduação em Economia.  
Modo de acesso: Internet.  
Disponível em: <http://doi.org/10.14393/ufu.di.2021.89>  
Inclui bibliografia.

1. Economia. I. Vieira, Flávio Vilela ,1966-,  
(Orient.). II. Universidade Federal de Uberlândia. Pós-  
graduação em Economia. III. Título.

CDU: 330

Bibliotecários responsáveis pela estrutura de acordo com o AACR2:

Gizele Cristine Nunes do Couto - CRB6/2091

À memória de meu pai, Feliciano.  
À minha mãe, Fátima.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço aos meus pais, Fátima e Feliciano, pelo apoio, pelos conselhos, por todos os sacrifícios sobretudo por todo amor.

Ao meu professor e orientador, Professor Flávio Vilela Vieira, pela disponibilidade, dedicação, atenção, ajuda e paciência para que este trabalho fosse desenvolvido.

Aos Professores do Instituto de Economia, por toda dedicação, conhecimento como também ensinamentos compartilhados, dentro e fora de sala de aula.

Aos meus queridos amigos e amigas, obrigado pelo companheirismo, amizade e incentivo.

## RESUMO

O presente artigo tem por objetivo investigar o papel da dívida pública no PIB e no *GAP* do produto, para uma amostra de 56 países, no período de 1994 a 2018, utilizando modelos PMG ARDL para dados em painel. Os resultados empíricos indicam que os coeficientes de longo prazo para os modelos do PIB foram todos negativos para a dívida pública, ou seja, altos (baixos) níveis de dívida pública tendem a comprometer (estimular) o PIB. Já, para os modelos do *GAP* do produto, a análise de longo prazo indica que a maioria das estimativas da dívida pública foram estatisticamente significativas com sinais negativos, sendo assim, altos níveis (baixos) de dívida pública tendem a afetar negativamente (positivamente) o *GAP* do produto. Quanto às estimativas do modelo de correção de erro, cabe destacar que o ajustamento em direção ao equilíbrio é mais rápido (lento) para o *GAP* (PIB), sendo que a diferença é de 10% para 23% respectivamente. Os coeficientes de curto prazo para os modelos do *PIB* indicam sinal negativo e a ocorrência de significância estatística da variação da dívida pública para todos os modelos. Já para os coeficientes de curto prazo dos modelos do *GAP* do produto, a variação da dívida pública tem sinal negativo e com significância estatística para a maioria dos modelos. Os resultados dos testes de causalidade de Granger no sentido convencional e na versão de Dumitrescu-Hurlin (DH) indicam que ocorre causalidade Granger no sentido convencional da dívida pública para o *GAP* com duas e três defasagens, e na versão de DH a causalidade é da dívida pública para o PIB para todas as três defasagens.

**Palavras-Chaves:** Dívida Pública; PIB; *GAP* do Produto; Modelos PMG ARDL; Análise de Painel.

**Classificação JEL:** C23; E32; H63;

## ABSTRACT

The present work main goal is to investigate the role of public debt (% of GDP) for the GDP and output GAP for a sample of 56 countries from 1994 to 2018, using PMG ARDL panel data models. The empirical results indicate that the long run coefficients for the GDP models are all negative for the public debt, in other words, higher (lower) levels of public debt tend to reduce (foster) the GDP. For the output GAP models, the long run analysis indicates that all estimation for the public debt are statistically significant with negative coefficients, meaning that higher (lower) levels of public debt tend to affect negatively (positively) the output GAP. For the estimation of the error correction models, it is worth to highlight that the adjustment towards the equilibrium is faster (slower) for the output GAP (GDP), and the difference is of 10% and 23% respectively. The short run estimated coefficients for the GDP models are all negative and statistically significant for the change in public debt, while the coefficients for the output GAP models the public debt coefficients are all negative and statistically significant for most of them. The results for the conventional Granger causality tests and the Dumitrescu-Hurlin (DH) version indicate that there is Granger causality from the public debt to output GAP with two and three lags, and in the DH version, the causality runs from the public debt to GDP for all three lags.

**Key Words:** Public Debt; PMG ARDL Models; Panel Data Analysis.

**JEL Codes:** C23; E32; H63

## **LISTA DE SIGLAS**

ARDL - *Autoregressive Distributed Lag* (Autoregressivo de Defasagens Distribuída)

BIS - *Bank for International Settlements*

PIB - Produto Interno Bruto

PMG - Pooled Mean Group (Média Agrupada)

WDI - World Development Indicators

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Testes de Raiz Unitária das Variáveis do Painel .....	17
Tabela 2. Teste Pedroni de Cointegração - Variáveis Dependentes <i>pib</i> .....	19
Tabela 3. Teste Pedroni de Cointegração - Variáveis Dependentes <i>gap</i> .....	19
Tabela 4. Painel ARDL Estimação de Longo e Curto (ECM) Prazo: Variável Dependente <i>pib</i> .....	20
Tabela 5. Painel ARDL Estimação de Longo e Curto (ECM) Prazo: Variável Dependente <i>gap</i> .....	22
Tabela 6. Teste de Causalidade Granger com 1, 2 e 3 defasagens .....	23
Tabela 1A. Estatística Descritiva.....	29
Tabela 2A. Equação de Curto Prazo - Modelo 1 ( <i>pib</i> - <i>infl</i> ) .....	30
Tabela 3A. Equação de Curto Prazo - Modelo 2 ( <i>pib</i> - <i>tcref</i> ) .....	31
Tabela 4A. Equação de Curto Prazo - Modelo 3 ( <i>pib</i> - <i>fd</i> ).....	32
Tabela 5A. Equação de Curto Prazo - Modelo 4 ( <i>pib</i> - <i>aberturacom</i> ) .....	33
Tabela 6A. Equação de Curto Prazo - Modelo 1 ( <i>gap</i> - <i>infl</i> ).....	34
Tabela 7A. Equação de Curto Prazo - Modelo 2 ( <i>gap</i> - <i>tcref</i> ).....	35
Tabela 8A. Equação de Curto Prazo - Modelo 3 ( <i>gap</i> - <i>fd</i> ).....	36
Tabela 9A. Equação de Curto Prazo - Modelo 4 ( <i>gap</i> - <i>aberturacom</i> ) .....	37

## **LISTA DE QUADROS**

Quadro 1. Países Selecionados ..... 11

## SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO .....	1
2	REVISÃO DA LITERATURA.....	3
3	PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS.....	9
3.1	DESCRIÇÃO DOS DADOS .....	9
3.2	MODELO AUTOREGRESSIVO DE DEFASAGENS DISTRIBUÍDAS (ARDL) PARA DADOS EM PAINEL – <i>Pooled Mean Group</i> (PMG).....	11
3.3	CAUSALIDADE DE GRANGER .....	12
3.4	ESPECIFICAÇÕES.....	13
4	RESULTADOS.....	17
4.1	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA.....	17
4.2	TESTES DE COINTEGRAÇÃO .....	18
4.3	RESULTADOS DOS MODELOS ESTIMADOS .....	20
4.4	TESTES DE CAUSALIDADE .....	23
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	24
	REFERÊNCIAS .....	25
	APÊNDICE .....	29

## 1 INTRODUÇÃO

O objetivo geral desta dissertação consiste em uma investigação empírica dos efeitos da dívida pública sobre PIB e também sobre o *GAP* do produto, entre o período de 1994 a 2018, para um conjunto de 56 países que contemplam qualidades e regiões distintas. Para tal, utiliza-se a metodologia de modelos ARDL (autorregressivo de defasagens distribuídas) de dados em painel. Embora a metodologia escolhida seja pouco encontrada na literatura, ela permite elucidar os efeitos da dívida pública, tanto em longo quanto em curto prazo, para nossas variáveis dependentes. Ademais, uma segunda contribuição do trabalho é buscar efeitos que a dívida pública causaria no *GAP* do produto, isto é, o desvio ou convergência do produto potencial. Cabe ainda acrescentar que os modelos gerados contribuem com literatura empírica ao englobar novas variáveis, maior temporalidade e um conjunto expressivo de países.

A gestão da dívida pública tem tido, cada vez mais, um papel de destaque, como parte de análise macroeconômica nos diversos países da economia global. Isso se torna ainda mais importante, uma vez que há um olhar detalhado dos agentes domésticos e externos para o indicador (dívida/PIB), para sua magnitude e composição, com o objetivo de avaliar o lado fiscal de uma economia — ainda que tal não seja o único indicador.

Pode-se considerar comum que diversos governos ao redor do mundo recorram ao endividamento a fim de garantir o funcionamento adequado da economia. A partir desses mecanismos, o governo tem condições de trazer estímulos ao investimento e consumo, de modo a gerar efeitos positivos no nível de emprego e bem-estar da população. Entretanto, nas últimas décadas, a relação dívida/PIB global tem atingido patamares cada vez maiores, trazendo preocupações sobre a natureza dos efeitos da dívida pública no que se refere ao desempenho econômico.

Ao analisar a literatura teórica e empírica do tema, percebe-se que as relações entre o nível de dívida pública e o resultado econômico não são tão evidentes quanto parecem. E, portanto, muito se debate se há uma relação direta (causalidade) entre a dívida pública e o crescimento econômico, como apresentado por Panizza e Presbitero (2014). Busca-se entender a relação (positiva ou negativa) entre essas variáveis, ou seja, se o maior ou menor endividamento levaria a efeitos positivos ou negativos no crescimento econômico e, ainda, qual seria o comportamento dessa relação no decorrer do tempo (curto e longo-prazo). Vale dizer que diversos estudos analisam ainda se a evolução da dívida pública teria um caráter linear ou não linear (inversão ao longo do tempo), como revela Eberhardt e Presbitero (2015).

Com base na literatura existente, podemos adotar a hipótese de que a dívida pública exerce efeitos negativos sobre o PIB e o *GAP* do produto — em longo e em curto-prazo — isto é, altos níveis de dívida pública comprometeriam o desempenho/crescimento econômico e aumentariam o *GAP* do produto.

Os resultados encontrados sobre o papel da dívida pública indicam que os coeficientes de longo prazo para os modelos do PIB foram todos negativos, quer dizer, altos (baixos) níveis de dívida pública tendem a comprometer (estimular) o PIB. Enquanto que, para os modelos do *GAP* do produto, a análise de longo prazo indica que a maioria das estimativas para a dívida pública foram estatisticamente significativas com sinais negativos, sendo assim, altos níveis (baixos) de dívida pública tendem a afetar negativamente (positivamente) o *GAP* do produto. Quanto às estimativas do modelo de correção de erro, cabe destacar que o ajustamento em direção ao equilíbrio é mais rápido (lento) para o *GAP* (PIB), sendo que a diferença é de 10% para 23%, respectivamente. Os coeficientes de curto prazo para os modelos do PIB indicam sinal negativo e, ademais, a ocorrência de significância estatística da variação da dívida pública para todos os modelos. Já para os coeficientes de curto prazo dos modelos do *GAP* do produto, a variação da dívida pública tem sinal negativo e com significância estatística para a maioria dos modelos.

A estrutura da dissertação consiste em quatro seções, além desta introdução. Na seção 2, abordamos a revisão da literatura, com uma breve discussão teórica e os trabalhos empíricos encontrados. Na seção 3, desenvolveremos os procedimentos metodológicos adotados, partindo da descrição dos dados utilizados; apresentaremos a discussão teórica dos modelos ARDL e causalidade de Granger; e, por fim, a especificação dos modelos estimados. Na quarta seção, começamos com os testes que guiam a estratégia empírica e, em sequência, há a demonstração dos resultados encontrados. Na última seção, são destinadas considerações finais acerca do trabalho.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

A maior parte da revisão será concentrada em trabalhos empíricos, dado que este é o principal foco proposto pelo trabalho aqui desenvolvido. Inclusive, serão feitas breves considerações de alguns trabalhos que deram alguma fundamentação ao papel da dívida pública para os modelos de crescimento.

A levar em consideração os diversos modelos de crescimento (Solow e a Nova Teoria do Crescimento), observa-se que Diamond (1965) desenvolve as primeiras discussões teóricas do papel do endividamento público para os modelos neoclássicos de crescimento, ao passo que Saint-Paul (1992) traz a discussão da dívida pública para modelos de crescimento endógeno.

Diamond (1965) desenvolve uma análise teórica em que discute os efeitos negativos da dívida pública no crescimento de longo prazo em modelos de crescimento neoclássicos, e conclui que, na existência de dívidas (interna e externa), elas diminuem a utilidade do modelo, devido ao fato de causarem alterações nas condições de equilíbrio do mercado de capital. Por outro lado, caso a dívida seja essencialmente interna, ocorreria o aumento das taxas de juros e diminuição da utilidade no caso eficiente. Ao passo que, se sobretudo externa, teria um impacto de influenciar uma alteração da taxa de juros, a qual desfavorece o padrão de crescimento desejado. Por último, quando na situação de troca de dívida externa por interna, ocorreria também aumento da taxa de juros, levando a um desequilíbrio do modelo.

Saint-Paul (1992) utiliza os modelos de crescimento endógeno com retornos externos constantes de capital e, ademais, demonstra que um aumento da dívida pública reduz a taxa de crescimento do PIB, portanto, em consequência, sempre haverá uma geração futura que será afetada; e que a redução da dívida pública, embora aumente a taxa de crescimento, não ocasionará melhorias à condição de Pareto.

Aghion e Marinescu (2008) através de dados anuais em painel dos países da OCDE, analisam a relação entre o crescimento e o caráter cíclico do deficit orçamentário. O trabalho tem como objetivo entender como a deficit orçamentário responde a flutuações no hiato do produto ao longo do tempo; e avaliar a importância do crescimento na adoção de políticas orçamentárias anticíclicas em vários níveis de desenvolvimento financeiro. Além disso, o trabalho investiga alguns determinantes da prociclicalidade do deficit orçamentário. As principais conclusões dos autores são: o crescimento do deficit orçamentário tornou-se cada vez mais contracíclica, na maioria dos países da OCDE nos últimos vinte anos, e um crescimento

do deficit orçamentário contraciclo pode ter efeitos significativamente positivos no crescimento quando o desenvolvimento financeiro é menor.

Reinhart e Rogoff (2010) exploram um conjunto de dados históricos de vários países sobre o nível de endividamento público e buscam uma relação sistêmica entre o alto nível da dívida pública, crescimento e inflação. Para isso, utilizam como método empírico a análise da estatística descritiva para uma amostra de 44 países, abrangendo cerca de 200 anos. O principal resultado corrobora que, embora o vínculo entre crescimento e dívida pareça relativamente fraco em níveis de endividamento com patamares moderados<sup>1</sup>, as taxas médias de crescimento para países com dívida pública acima de aproximadamente 90% do PIB são cerca de um por cento mais baixas do que o contrário. Os autores não encontram relação sistemática entre a manutenção de altos níveis de endividamento e inflação para economias avançadas como um grupo e, por outro lado, em mercados emergentes, a manutenção de níveis altos de dívida estão associados à inflação mais alta.

A contribuição de Reinhart e Rogoff distingue-se pois propôs a divisão do endividamento em níveis, para averiguarem efeitos não lineares, levando diversos autores da literatura também utilizassem dessa divisão, para verificar os efeitos do endividamento público.

Checherita-Westphal e Rother (2012) investigam o impacto da dívida governamental sobre o crescimento do PIB per capita em 12 países da zona do euro, no período de 40 anos a partir de 1970. O modelo empírico foi baseado em um modelo de crescimento de uma equação de convergência condicional. Tal modelo relaciona a taxa de crescimento do PIB per capita ao nível inicial de renda per capita, à taxa de investimento e poupança em relação ao PIB e o crescimento populacional. Entre as variáveis de controle, incluem: (i) indicadores fiscais; (ii) a taxa de juros real de longo-prazo — a qual captura os efeitos do mix da política fiscal e monetária; (iii) indicadores para abertura econômica e competitividade externa. Os resultados encontrados apontam para uma não linearidade do impacto da dívida no crescimento com um ponto de inflexão — a razão dívida/PIB passa a ter impactos negativos no crescimento de longo prazo quando atinge de 90 a 100% do PIB. Os intervalos de confiança para o ponto de inflexão da dívida sugerem que o efeito negativo no crescimento da dívida pode começar a partir de níveis de cerca de 70 a 80% do PIB. Os canais dos quais a dívida pública é considerada não linear para o crescimento de longo-prazo são poupança privada, investimento público e fator de produtividade total.

---

<sup>1</sup>Reinhart e Rogoff (2010) as agrupam as observações anuais em quatro categorias, de corte com a relação dívida/PIB; anos com níveis abaixo de 30% (dívida baixa) entre 30% a 60% (dívida média); 60% a 90% (elevada); e acima de 90% (muito elevada).

Afonso e Jalles (2013) desenvolvem uma análise a respeito do papel do endividamento público sobre a produtividade e o crescimento para um painel de 155 países, estimando equações de crescimento — os autores consideram possíveis não linearidades. Os resultados da estimação de painel dinâmico (System GMM) indicam a ocorrência de um efeito negativo da dívida sobre o crescimento. Para os países da OCDE, quanto maior a maturidade (estrutura temporal) da dívida maior a taxa de crescimento. Os autores encontram evidências de que a crise financeira foi prejudicial para o crescimento econômico; que a consolidação fiscal ajuda o crescimento, e altos níveis de endividamento são favoráveis ao crescimento da produtividade total dos fatores.

Kourtellos et al. (2013) percebem as limitações na literatura conceitual e metodológica relacionada a heterogeneidade nos efeitos da dívida pública no crescimento. Ao levarem em conta o trabalho de Reinhart e Rogoff (2010), sobre quais os níveis de dívida ocasionariam resultados negativos ao crescimento, e possíveis efeitos não lineares da dívida pública. Os autores buscam uma metodologia econométrica a qual permite lidar com a heterogeneidade dos parâmetros de maneira geral. Isso é feito através de uma regressão estrutural que inclui diferentes níveis (patamares) de dívida. Como metodologia empírica, os autores empregam uma regressão baseada no modelo aumentado de crescimento de Solow, com o intuito de explicar as variáveis utilizadas. É devido salientar que a variável dependente é o crescimento do PIB per capita, e a variável explicativa principal é a razão da dívida pelo PIB per capita. Outras variáveis/proxies utilizadas foram o crescimento populacional, investimento, grau de educação e renda inicial. Os dados empregados se tratam de um conjunto de dados em painel de 82 países, em períodos de 10 anos, em 1980 a 1989, 1990 a 1999 e 2000 a 2009. A divisão dos períodos no trabalho foi adotada para lidar com efeitos de ciclo de negócios. Os resultados apontam para a existência de algumas evidências dos efeitos não lineares da dívida pública sobre o crescimento, e, além disso, o trabalho encontra evidência de que a relação da dívida pública e crescimento podem ser mitigadas pelo efeito das qualidades das instituições dos países.

Baum et al. (2013) investigam a relação entre dívida pública e crescimento econômico na área do euro. Para isso, portanto, utilizam como metodologia a análise de painel dinâmico com *threshold* (limites) para analisar o impacto não linear da dívida pública sobre o crescimento do PIB. Como amostra, foram utilizados 12 países da zona do euro no período de 1990 a 2010. Os resultados empíricos do trabalho apontam, no curto prazo, o impacto positivo da dívida no crescimento do PIB com significância estatística. Porém esse efeito decresce para zero e perde significância estatística quando a relação dívida pública/PIB atinge por volta de 67%. Para

níveis altos de endividamento público (acima de 95% em relação ao PIB), o acréscimo de endividamento tem um impacto negativo na atividade econômica.

Zouhaier e Fatma (2014) estudaram os efeitos da dívida no crescimento econômico de 19 países em desenvolvimento no período de 1990 a 2011, por meio do modelo de dados em painel dinâmico. Como resultado, obtiveram coeficientes negativos e estatisticamente significantes tanto para a relação dívida externa/PIB como para a razão da dívida externa como porcentagem da renda nacional bruta, indicando que a dívida externa (nas suas duas medidas) tem impacto negativo sobre o crescimento.

Teles e Mussolini (2014) propõem um modelo teórico de crescimento endógeno com o intuito de demonstrar que o nível da relação dívida pública/PIB deve impactar negativamente os efeitos da política fiscal sobre o crescimento. Segundo os autores, o efeito ocorre devido ao endividamento do governo que extrai uma parcela da poupança para pagar juros sobre dívidas. Desse modo, o pagamento de juros da dívida requer um sistema de troca entre gerações, resultando em mudanças na taxa de poupança da economia. Futuramente haverá efeitos negativos para acumulação de capital, pois essas mudanças levam à diminuição do retorno marginal líquido do capital ou da poupança extraída da economia para financiar gastos públicos. As principais conclusões do modelo teórico foram verificadas usando modelos econométricos MQO e estimações GMM. A abordagem dos autores aponta para a existência de efeitos previstos na literatura, como os efeitos não lineares das despesas produtivas no crescimento, dado pelo tamanho da carga tributária ou dada a taxa de endividamento. Tais efeitos são negativos para a acumulação direta de capital, já que levam à diminuição dos retornos marginais líquidos de capital ou dos retornos da poupança extraída da economia para financiar gastos públicos.

Panizza e Presbitero (2014) argumentam que, apesar de resultados consistentes com os da literatura existente — que indicam uma correlação negativa entre dívida e crescimento —, a correlação não necessariamente implica em causalidade. A relação entre dívida pública e crescimento econômico podem estar conectados ao baixo crescimento econômico. Dessa forma, os autores propõem um novo estudo sobre a dívida pública, ao utilizar uma nova variável instrumental para dívida pública e verificar os efeitos causais da dívida pública sobre o crescimento econômico, sendo que os autores lidaram com o possível problema de endogenia. Sobre o argumento que, na presença de dívida em moeda estrangeira e mudanças na taxa de câmbio de um país, haveria um impacto direto sobre a relação dívida/PIB, os autores coletaram dados detalhados a respeito da composição da moeda (externa ou doméstica) da dívida pública;

consequentemente, a partir desta composição, foi possível ter uma medida mais acurada do grau da dívida pública. Ao utilizar modelos com essa nova variável, os autores não encontraram relação causal dos efeitos da dívida pública no crescimento, porém, mesmo assim, eles não chegaram a um consenso.

Égert (2015), ao analisar o artigo de Reinhart e Rogoff (2010), utiliza uma variante do conjunto de dados — empregados por Reinhart e Rogoff (2010) — para um teste econométrico formal, com o intuito de verificar se a dívida pública tem um efeito não linear negativo no crescimento, caso a razão dívida pública exceder 90% do PIB.<sup>2</sup> O autor busca analisar a existência de *thresholds effects* (efeitos limite<sup>3</sup>), ou seja, qual o valor limite da razão dívida/PIB deve ultrapassar para gerar efeitos negativos. Para isso, vale-se de modelos com *thresholds* não lineares, cujos resultados divergem as evidências encontradas por Reinhart e Rogoff (2010). Encontraram poucas evidências a favor da relação não linear negativa entre dívida e crescimento, e quando encontrada a relação negativa acontece em níveis muito baixos da dívida pública (entre 20% e 60% do PIB). Os autores ainda argumentam que o valor limite e a não linearidade da relação pode variar ao longo do tempo, entre países e as condições econômicas.

Com o aumento sem precedentes da dívida pública em consequência da recessão de 2007-2009, Woo e Kumar (2015) buscam examinar empiricamente os efeitos da dívida pública *inicial* no crescimento real per capita do PIB, no período subsequente, utilizando um painel com 38 economias avançadas e mercados emergentes com mais de 5 milhões de habitantes nas últimas quatro décadas (1970 a 2008). Para análise, os autores se valem de duas abordagens teóricas, tendo por base regressões de crescimento convencional e a chamada contabilidade do crescimento<sup>4</sup>. A metodologia econômética empregada está na combinação de técnicas, como MQO agrupado, regressão robusta e a análise de estimadores de efeitos fixos e regressões de modelos dinâmicos GMM *system* (SGMM). As variáveis escolhidas como conjunto básico de determinantes do crescimento foram: nível inicial real do PIB per capita, capital humano, tamanho inicial do governo, abertura comercial inicial, profundidade inicial do mercado financeiro, inflação inicial, taxa de crescimento dos termos de troca, uma medida de incidência de crises bancárias e déficit fiscal.

Woo e Kumar (2015) também encontram fortes evidências de uma relação inversa entre dívida inicial e subsequente crescimento, controlando outros determinantes do crescimento: em

---

<sup>2</sup> Como proposto por Reinhart e Rogoff (2010).

<sup>3</sup> Quando ocorre um efeito súbito ou mudança repentina em um fenômeno, geralmente ocorre após ultrapassar um limite quantitativo.

<sup>4</sup> A estrutura contábil do crescimento permite entender os canais que a dívida pública pode afetar o crescimento subsequente.

média, um aumento de 10 pontos percentuais na relação dívida/PIB inicial está associado a uma desaceleração do crescimento real do PIB per capita de cerca de 0,2 pontos percentuais por ano, com um impacto um pouco menor nas economias avançadas. Do ponto de vista contábil, foram encontradas evidências de que o efeito adverso reflete uma desaceleração na produtividade do trabalho, devido a redução do investimento e o crescimento lento do estoque de capital por trabalhador.

Dentro da literatura encontramos os desenvolvimentos de Eichengreen *et. al.* (2019), que fazem uma retrospectiva dos motivos que levaram os governos a tomarem cada vez mais empréstimo ao longo do tempo; como guerras, depressões e crises financeiras. Dentro dessa retrospectiva apresentam episódios, em que houveram consolidações bem-sucedida da dívida pública. Analisam também as circunstâncias econômicas e políticas — gestão da dívida — que tornaram possíveis esses episódios de consolidações bem-sucedidos. Permeando o debate sobre efeitos distintos da dívida pública, com o argumento de que, em tempos de estabilidade econômica, o aumento da dívida pública levaria a estímulos econômicos; entretanto em períodos adversos (crises) seria responsável por colapsos bancários, crises inflacionárias e cambiais.

Uma vez sistematizada a revisão da literatura empírica, pode-se assimilar como lições gerais o fato de que a dívida pública tende a ter um efeito negativo sobre o crescimento (PIB) e, além disso, vários estudos destacam que existem os chamados efeitos não lineares, ou seja, para diferentes níveis e composição da dívida, o impacto sobre o crescimento (PIB) não pode ser considerado linear — no sentido de que mudanças em tais níveis e composição afetam, de forma não linear, o crescimento da economia.

### 3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Nesta seção, serão apresentados os procedimentos metodológicos adotados. Primeiramente, serão mostradas as variáveis utilizadas e a descrição dos dados (nomenclatura, unidade de medida, fontes e países utilizados). Em seguida, serão exibidas as abordagens empíricas: os modelos utilizados (PMG ARDL) e causalidade de Granger (no sentido convencional e de Dumitrescu-Hurlin). Por fim, expõem-se as equações dos modelos estimados.

#### 3.1 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Com objetivo de analisar os efeitos da dívida pública no PIB real per capita e no *GAP* do produto (PIB real per capita), por meio da abordagem de modelo Painel ARDL, utilizaremos uma base de dados anual, abrangendo um grupo de 56 países (Ver tabela 1), no período de 1994 a 2018.

Para estimação dos modelos, temos nossas principais variáveis dependentes, o PIB real per capita e o *GAP* do produto (medido pelo componente cíclico do filtro Hodrick-Prescott). Vale dizer que a variável explicativa de interesse é a dívida pública. Foram escolhidas, também, as seguintes variáveis de controle: gasto do governo, taxa de investimento, capital humano, inflação, taxa de câmbio real efetiva, desenvolvimento financeiro e abertura comercial. As variáveis de controle foram escolhidas com base nas variáveis comumente utilizadas na literatura, com o objetivo de garantir uma boa especificação do modelo e robustez nas estimativas. Seguem, abaixo, as variáveis utilizadas:

- PIB real per capita (*pib*) — PIB real per capita, em US\$ constantes. Uma das variáveis dependentes. (Fonte: WDI).
- *GAP* do Produto (*gap*) — *Gap* do produto que será obtido através do componente cíclico (desvio em relação à tendência) do PIB real per capita (em US\$ constante) utilizando o filtro de Hodrick-Prescott. A segunda variável dependente. (Fonte: WDI Banco Mundial e estimação própria).
- Dívida pública (*divpib*) — % do PIB (Fonte: FMI).

- Gasto do Governo (*gpib*) — Despesas de consumo final do governo geral (incluem-se todos os gastos correntes do governo com compras de bens e serviços). % do PIB. Variável será utilizada para captar efeitos de disciplina fiscal (Fonte: WDI).
- Taxa de investimento (*txinvest*) — Formação bruta de capital fixo, como porcentagem do PIB (Fonte: WDI).
- Capital Humano (*escolaridade*) — Número médio de anos de educação recebidos por pessoas com 25 anos ou mais. O maior grau de escolaridade tende a afetar positivamente as variáveis dependentes; na literatura, é conhecida pelos seus efeitos no desempenho econômico (Modelos de Crescimento com Capital Humano). (Fonte: *Human Development Report Office*).
- Inflação (*infl*) — Inflação medida pelo índice de preço ao consumidor em %. A variável tem por objetivo captar a chamada estabilidade macroeconômica (Fonte: WDI e IMF).
- Taxa de câmbio real e efetiva (*tcref*) — Índice 2010 = 100, sendo que o aumento (diminuição) está associado a apreciações (depreciações) cambiais. (Fonte: BIS).
- Abertura Comercial (*aberturacom*) — É o volume de exportações mais importações, como porcentagem do PIB. Quanto o maior grau de abertura ao comércio internacional tende a afetar positivamente as variáveis dependentes (Fonte: WDI).
- Desenvolvimento Financeiro (*fd*) — Índice para desenvolvimento financeiro que leva em conta uma combinação de profundidade (tamanho e liquidez dos mercados), acesso (capacidade de indivíduos e empresas de acessar recursos financeiros) e eficiência (capacidade das instituições de fornecer serviços financeiros a baixo custo e com receitas sustentáveis e o nível de atividade dos mercados de capitais). Maiores/menores os valores indicam uma maior/menor integração e desenvolvimento do sistema financeiro. (Fonte: Svirydzenka, K (2016)).<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup> Ver Tabela 1A para as estatísticas descritivas.

**Quadro 1. Países Selecionados**

África do Sul	Coreia do Sul	Irlanda	Polônia
Alemanha	Croácia	Islândia	Portugal
Argélia	Dinamarca	Israel	Reino Unido
Arábia Saudita	Eslováquia	Itália	República Tcheca
Argentina	Eslovênia	Japão	România
Austrália	Espanha	Letônia	Rússia
Áustria	Estônia	Lituânia	Singapura
Bélgica	Filipinas	Luxemburgo	Suécia
Brasil	Finlândia	Malásia	Suíça
Bulgária	França	Malta	Tailândia
Canadá	Grécia	México	Turquia
Chile	Hong Kong	Noruega	
China	Hungria	Nova Zelândia	
Chipre	Índia	Países Baixos	
Colômbia	Indonésia	Peru	

### 3.2 MODELO AUTOREGRESSIVO DE DEFASAGENS DISTRIBUÍDAS (ARDL) PARA DADOS EM PAINEL – *Pooled Mean Group* (PMG)

A análise empírica a ser desenvolvida será baseada nos Modelos Autoregressivos de Defasagem Distribuídas (ARDL) aplicados a cointegração, como proposto por Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al. (2001). A escolha deve-se a sua vantagem sobre os testes de cointegração em variáveis não estacionárias, dado que o modelo ARDL permite o diagnóstico de cointegração com um mix de variáveis estacionárias e não estacionárias, não podendo ser estimado caso todas as variáveis sejam estacionárias.

Pesaran, Shin e Smith (1999) desenvolveram um modelo PMG (*Pooled Mean Group*) baseado em uma estrutura ARDL com análise de cointegração e aplicada a um conjunto de dados em painel. Os modelos PMG estimam os coeficientes de longo prazo, capturando o comportamento do agrupamento de restrições de homogeneidade, e os coeficientes de curto-prazo, pela média entre os grupos usados, para obter médias dos coeficientes de correção de erro estimados e outros parâmetros de curto prazo (Pesaran, Shin e Smith, 1999).

Um modelo ARDL básico pode ser definido:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}^* y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}^* x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que a quantidade de períodos sendo identificados por  $t = 1, 2, \dots, T$ , e grupos identificados por  $i = 1, 2, \dots, N$ ;  $x_{it}$  = vetores  $k \times 1$  de variáveis explicativas para o grupo  $i$ ;  $\mu_i$  = termo fixo de efeitos;  $\lambda_{ij}^*$  = escalar dos coeficientes relacionados a todas variáveis explicadas defasadas; e  $\delta_{ij}^*$  = vetores coeficientes  $k \times 1$ .

A metodologia econométrica do modelo é capaz de manter informações importantes relacionadas às propriedades de curto e longo prazo do modelo. O modelo também permite que qualquer desequilíbrio de curto prazo seja um ajuste do processo para o equilíbrio a longo prazo. Os ajustes são feitos através do modelo de correção de erros (ECM). Isso ocorre ao fazer a reparametrização da Equação (1), permitindo encontrar a equação ECM:

$$\Delta(y)_{it} = \phi_{it}(y)_{i,t-1} + \beta_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta(y)_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}^* \Delta(x)_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it1} \quad (2)$$

Em que:  $\phi_{it} = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}^*)$  é o termo de correção de erro para o  $i^{th}$  grupo;  $\beta_i = \sum_i^q \delta_{ij}$  são o parâmetro de longo prazo para o  $i^{th}$  grupo;  $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$ ,  $j = 1, 2, \dots, p-1$  e  $\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$ ,  $j = 1, 2, \dots, q-1$ .

### 3.3 CAUSALIDADE DE GRANGER

Por fim, serão empregados testes de causalidade para dados em painel. A análise de causalidade Granger para dados em painel para duas variáveis (y e x) pode ser assim representada pelas equações abaixo:

$$y_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} y_{i,t-1} + \dots + \alpha_{k,i} y_{i,t-k} + \beta_{1,i} x_{i,t-1} + \dots + \beta_{k,i} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$x_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} x_{i,t-1} + \dots + \alpha_{k,i} x_{i,t-k} + \beta_{1,i} y_{i,t-1} + \dots + \beta_{k,i} y_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Em que  $t$  indica o período de tempo na dimensão do painel, enquanto  $i$  está associado à dimensão de *cross-section* (corte transversal).

As diferentes formas de testes de causalidade em painel diferenciam-se no suposto feito sobre a homogeneidade dos coeficientes entre as dimensões *cross-section* (países). Uma primeira abordagem é tratar os dados do painel como um grande conjunto de dados agrupados e, a partir de então, estimar o teste de Causalidade de Granger de uma forma convencional, com a exceção de não deixar que dados de uma dimensão *cross-section* possam fazer parte dos valores defasados dos dados da próxima dimensão *cross-section* (país). Com isso, este método assume que todos os coeficientes são os mesmos entre todas as dimensões *cross-section* (países), ou seja:

$$\alpha_{0,i} = \alpha_{0,j}, \alpha_{1,i} = \alpha_{1,j}, \dots, \alpha_{l,i} = \alpha_{l,j}, \forall i, j \quad (5)$$

$$\beta_{1,i} = \beta_{1,j}, \dots, \beta_{l,i} = \beta_{l,j} \forall i, j \quad (6)$$

Uma segunda abordagem adotada por Dumitrescu e Hurlin (2012) adota o suposto diferente, isto é, permite que todos os coeficientes sejam diferentes entre as seções *cross-section* (países), o que pode ser representado pelas equações (7) e (8) abaixo:

$$\alpha_{0,i} \neq \alpha_{0,j}, \alpha_{1,i} \neq \alpha_{1,j}, \dots, \alpha_{l,i} \neq \alpha_{l,j}, \forall i, j \quad (7)$$

$$\beta_{1,i} \neq \beta_{1,j}, \dots, \beta_{l,i} \neq \beta_{l,j} \forall i, j \quad (8)$$

Então são estimados individualmente o Teste de Causalidade Granger para cada *cross-section* e, ademais, calculamos a média individual dos testes, considerando uma significância estatística denominada  $\overline{W}$  — Statistic. Nesse caso, a hipótese nula é:  $y$  não causa homogeneamente  $x$ , e vice e versa.

### 3.4 ESPECIFICAÇÕES

Como descrito anteriormente, os modelos fazem uso de duas variáveis dependentes: PIB real per capita (*pib*) e o *GAP* do produto (*gap*); e tem como principal variável explicativa a dívida pública em relação ao PIB (*divpib*). As variáveis de controle a princípio são: gasto público em relação PIB (*gpi*), taxa de investimento (*txinvest*), taxa de câmbio real efetiva

( $tcref$ ), capital humano (*escolaridade*) e inflação (*infl*). Assim temos dois modelos especificados *baseline* para PIB e *GAP*:

**Modelo 1** – PIB real per capita (*pib*) – *infl* – (*Baseline*)

$$\begin{aligned}
 (pib)_{it} = & \mu + \alpha_1 T + \beta_1 (pib)_{it-1} + \beta_2 (divpib)_{it-1} + \beta_3 (gpib)_{it-1} + \\
 & \beta_4 (txinvest)_{it-1} + \beta_5 (escolaridade)_{it-1} + \beta_6 (infl)_{it-1} + \sum_{j=0}^m \beta_7 \Delta(pib)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^n \beta_8 \Delta(divpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^o \beta_9 \Delta(gpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^p \beta_{10} \Delta(txinvest)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^q \beta_{11} \Delta(escolaridade)_{it-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{12} \Delta(infl)_{it-j} + \nu_{1,it}
 \end{aligned} \tag{9}$$

Foram especificados mais três modelos a partir de cada modelo *baseline*, a partir da seguinte modificação: a variável inflação (*infl*) foi retirada do modelo e, alternadamente, foram incluídas as variáveis taxa de câmbio real efetiva (*tcref*), uma *proxy* para abertura financeira (*fd*) (captando o grau de desenvolvimento financeiro) e uma variável para abertura comercial (*aberturacom*). Assim foram gerados os modelos 2 (para PIB e *GAP*) com a substituição da variável *infl* pela variável *tcref*; os modelos 3, a partir da substituição da variável *infl* pela variável *fd*; e os modelos 4, através da substituição da variável *infl* pela variável *aberturacom*. Os tais modelos descritos são:

**Modelo 2** – PIB real per capita *pib* – *tcref*

$$\begin{aligned}
 (pib)_{it} = & \mu + \alpha_1 T + \beta_1 (pib)_{it-1} + \beta_2 (divpib)_{it-1} + \beta_3 (gpib)_{it-1} + \\
 & \beta_4 (txinvest)_{it-1} + \beta_5 (escolaridade)_{it-1} + \beta_6 (tcref)_{it-1} + \sum_{j=0}^m \beta_7 \Delta(pib)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^n \beta_8 \Delta(divpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^o \beta_9 \Delta(gpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^p \beta_{10} \Delta(txinvest)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^q \beta_{11} \Delta(escolaridade)_{it-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{12} \Delta(tcref)_{it-j} + \nu_{2,it}
 \end{aligned} \tag{10}$$

**Modelo 3 – PIB real per capita  $pib - fd$**

$$\begin{aligned}
 (pib)_{it} = & \mu + \alpha_1 T + \beta_1 (pib)_{it-1} + \beta_2 (divpib)_{it-1} + \beta_3 (gpib)_{it-1} + \\
 & \beta_4 (txinvest)_{it-1} + \beta_5 (escolaridade)_{it-1} + \beta_6 (fd)_{it-1} + \sum_{j=0}^m \beta_7 \Delta(pib)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^n \beta_8 \Delta(divpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^o \beta_9 \Delta(gpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^p \beta_{10} \Delta(txinvest)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^q \beta_{11} \Delta(escolaridade)_{it-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{12} \Delta(fd)_{it-j} + \nu_{3,it}
 \end{aligned} \tag{11}$$

**Modelo 4 – PIB real per capita  $pib - abertura com$**

$$\begin{aligned}
 (pib)_{it} = & \mu + \alpha_1 T + \beta_1 (pib)_{it-1} + \beta_2 (divpib)_{it-1} + \beta_3 (gpib)_{it-1} + \\
 & \beta_4 (txinvest)_{it-1} + \beta_5 (escolaridade)_{it-1} + \beta_6 (abertura com)_{it-1} + \\
 & \sum_{j=0}^m \beta_7 \Delta(pib)_{it-j} + \sum_{j=0}^n \beta_8 \Delta(divpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^o \beta_9 \Delta(gpib)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^p \beta_{10} \Delta(txinvest)_{it-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{11} \Delta(escolaridade)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^r \beta_{12} \Delta(abertura com)_{it-j} + \nu_{4,it}
 \end{aligned} \tag{12}$$

**Modelo 1 – GAP do Produto ( $gap$ ) –  $infl$  - (Baseline)**

$$\begin{aligned}
 (gap)_{it} = & \mu + \alpha_1 T + \beta_1 (gap)_{it-1} + \beta_2 (divpib)_{it-1} + \beta_3 (gpib)_{it-1} + \\
 & \beta_4 (txinvest)_{it-1} + \beta_5 (escolaridade)_{it-1} + \beta_6 (infl)_{it-1} + \sum_{j=0}^m \beta_7 \Delta(gap)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^n \beta_8 \Delta(divpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^o \beta_9 \Delta(gpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^p \beta_{10} \Delta(txinvest)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^q \beta_{11} \Delta(escolaridade)_{it-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{12} \Delta(infl)_{it-j} + \nu_{5,it}
 \end{aligned} \tag{13}$$

**Modelo 2 – GAP do Produto  $gap - tcref$**

$$\begin{aligned}
 (gap)_{it} = & \mu + \alpha_1 T + \beta_1 (gap)_{it-1} + \beta_2 (divpib)_{it-1} + \beta_3 (gpib)_{it-1} + \\
 & \beta_4 (txinvest)_{it-1} + \beta_5 (escolaridade)_{it-1} + \beta_6 (tcref)_{it-1} + \\
 & \sum_{j=0}^m \beta_7 \Delta(gap)_{it-j} + \sum_{j=0}^n \beta_8 \Delta(divpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^o \beta_9 \Delta(gpib)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^p \beta_{10} \Delta(txinvest)_{it-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{11} \Delta(escolaridade)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^r \beta_{12} \Delta(tcref)_{it-j} + \nu_{6,it}
 \end{aligned} \tag{14}$$

**Modelo 3 – GAP do Produto *gap - fd***

$$\begin{aligned}
 (gap)_{it} = & \mu + \alpha_1 T + \beta_1 (gap)_{it-1} + \beta_2 (divpib)_{it-1} + \beta_3 (gpib)_{it-1} + \\
 & \beta_4 (txinvest)_{it-1} + \beta_5 (escolaridade)_{it-1} + \beta_6 (fd)_{it-1} + \sum_{j=0}^m \beta_7 \Delta(gap)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^n \beta_8 \Delta(divpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^o \beta_9 \Delta(gpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^p \beta_{10} \Delta(txinvest)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^q \beta_{11} \Delta(escolaridade)_{it-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{12} \Delta(fd)_{it-j} + \nu_{7,it}
 \end{aligned} \tag{15}$$

**Modelo 4 – GAP do Produto *gap – aberturacom***

$$\begin{aligned}
 (gap)_{it} = & \mu + \alpha_1 T + \beta_1 (gap)_{it-1} + \beta_2 (divpib)_{it-1} + \beta_3 (gpib)_{it-1} + \\
 & \beta_4 (txinvest)_{it-1} + \beta_5 (escolaridade)_{it-1} + \beta_6 (aberturacom)_{it-1} + \\
 & \sum_{j=0}^m \beta_7 \Delta(gap)_{it-j} + \sum_{j=0}^n \beta_8 \Delta(divpib)_{it-j} + \sum_{j=0}^o \beta_9 \Delta(gpib)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^p \beta_{10} \Delta(txinvest)_{it-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{11} \Delta(escolaridade)_{it-j} + \\
 & \sum_{j=0}^r \beta_{12} \Delta(aberturacom)_{it-j} + \nu_{8,it}
 \end{aligned} \tag{16}$$

Totalizando quatro modelos para cada variável dependente, ou seja, modelos 1 a 4 para o PIB e o *GAP*. Cabe ressaltar que, em longo prazo, o foco de análise é o coeficiente  $\beta_2$  enquanto, em curto prazo, o foco está associado ao coeficiente  $\beta_8$  — dado que a dissertação pretende avaliar a relevância ou não do endividamento público para o PIB e o *GAP* do produto.

Os testes e estimativas econométricas (testes de raiz unitária, testes de cointegração e painel ARDL), neste trabalho, foram feitas através do *software* Eviews10. Para a seleção do modelo (defasagens) foi utilizado o critério de Akaike (AIC).

## 4 RESULTADOS

### 4.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

**Tabela 1. Testes de Raiz Unitária das Variáveis do Painel**

	Levin-Lin-Chu	Breitung	ADF-Fisher	PP-Fisher	Im-Pesaran-Shin	Raiz Unit.
<i>pib</i>	-1.619 [0.052]	-0.161 [0.436]	105.801 [0.647]	51.434 [1.000]	1.015 [0.845]	Não Estacionário
<i>gap</i>	-2.512 [0.006]	-7.180 [0.000]	228.835 [0.000]	129.481 [0.123]	-6.958 [0.000]	Estacionário
<i>divpib</i>	-0.744 [0.228]	0.4755 [0.682]	151.437 [0.007]	73.675 [0.998]	-0.942 [0.172]	Não Estacionário
<i>gpib</i>	-12.818 [0.000]	-2.375 [0.008]	649.251 [0.000]	641.447 [0.000]	-11.630 [0.000]	Estacionário
<i>txinvest</i>	-2.742 [0.003]	-2.377 [0.008]	204.718 [0.000]	99.271 [0.799]	-4.524 [0.000]	Estacionário
<i>escolaridade</i>	-0.471 [0.318]	6.898 [1.000]	112.150 [0.478]	75.542 [0.996]	1.985 [0.976]	Não Estacionário
<i>infl</i>	-515.741 [0.000]	-1.729 [0.041]	967.347 [0.000]	1360.12 [0.000]	-121.273 [0.000]	Estacionário
<i>tcref</i>	-2.423 [0.007]	-0.766 [0.221]	158.649 [0.002]	94.3721 [0.885]	-1.871 [0.030]	Estacionário
<i>fd</i>	-1.430 [0.076]	3.124 [0.991]	121.063 [0.263]	88.799 [0.948]	0.0885 [0.535]	Não Estacionário
<i>aberturacom</i>	-3.431 [0.000]	-3.372 [0.000]	169.786 [0.000]	147.307 [0.014]	-3.435 [0.000]	Estacionário

Notas: Levin-Lin-Chu; Breitung (Hipótese Nula: Raiz Unitária - *commom process*).

Im-Pesaran-Shin; ADF-Fisher; PP-Fisher (Hipótese Nula: Raiz Unitária – *individual - process*).

Foi utilizado critério de SIC (*Schwarz Info Criterion*) para a quantidade de defasagens.

Os testes foram feitos em nível, incluindo Intercepto e Tendência.

Antes de serem feitas às estimativas, foi verificada a presença de raiz unitária conforme tabela 2. O diagnóstico da estacionariedade foi feito através dos testes de Levin *et al.* (2002) e Breitung (2001), em processo comum, e os testes ADF (Dickey e Fuller, 1979), PP (Phillips e Perron, 1988), e IPS (Im, Pesaran e Shin, 2003) o processo é individual. Todos os testes têm como hipótese nula a presença de raiz unitária. Devemos encontrar, entre os regressores, se ao menos um não é estacionário, I(1). Nesse caso, tanto a variável *pib* quanto *divpib* são não-estacionárias, então pode-se utilizar a metodologia PGM ARDL para os modelos do PIB e *GAP*, dado que pelo menos uma variável é não estacionária.

## 4.2 TESTES DE COINTEGRAÇÃO

Para verificar se há relação de cointegração (longo prazo) entre as variáveis especificadas, foi utilizado os Teste de Cointegração em Painel de Pedroni (Pedroni, 1999). O teste é descrito pela equação:

$$y_{i,t} = \alpha_{it} + \delta_i t + \beta_{1,i} x_{1i,t} + \beta_{2,i} x_{2i,t} + \cdots + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

Em que,  $y$  e  $x$  são variáveis I(1) por definição;  $T$  é o número de observações ao longo do tempo ( $t = 1, 2, \dots, T$ );  $N$  é o número de indivíduos que participam do painel ( $i = 1, 2, \dots, N$ );  $M$  representa o número de variáveis ( $m = 1, 2, \dots, M$ );  $\alpha_i$  refere-se aos efeitos individuais, que devem ser zero; os parâmetros  $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}$  podem variar individualmente entre os membros do painel, o que permite interceptos heterogêneos ( $\alpha$ ) e coeficientes de tendência ( $\delta$ ) através dos *cross-sections*.

Uma vez que a equação (17) é estimada, os resíduos obtidos são testados para não estacionariedade, através da estimação da seguinte regressão auxiliar para cada unidade *cross-section* (país):

$$\varepsilon_{i,t} = p_i \varepsilon_{it-1} + u_{it} \quad (18)$$

ou

$$\varepsilon_{i,t} = p_i \varepsilon_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta \varepsilon_{it-j} + v_{it} \quad (19)$$

Com base nos resultados dos testes de cointegração de Pedroni, sistematizados na tabela 2 (modelo do PIB), existe evidência de cointegração especialmente quando se consideram os testes *Panel PP* e *Panel ADF* para a estimação *within*, e o *Group PP* e *Group ADF* para as estimações *between*. O mesmo vale para os resultados da tabela 3 abaixo quanto ao modelo do *GAP*.

**Tabela 2. Teste Pedroni de Cointegração - Variáveis Dependentes *pib***

	<b>Modelo 1</b> ( <i>infl</i> )	<b>Modelo 2</b> ( <i>tcref</i> )	<b>Modelo 3</b> ( <i>fd</i> )	<b>Modelo 4</b> ( <i>aberturacom</i> )
<i>Within-Dimension</i>				
<i>Panel v-Statistic</i>	-1.128 [0.870]	-1.171 [0.879]	0.548 [0.291]	-1.261 [0.896]
<i>Panel rho-Statistic</i>	4.156 [1.000]	4.009 [1.000]	3.018 [0.998]	3.772 [0.999]
<i>Panel PP-Statistic</i>	0.286 [0.612]	<b>-1.335</b> <b>[0.090]</b>	<b>-2.985</b> <b>[0.001]</b>	-0.384 [0.350]
<i>Panel ADF-Statistic</i>	<b>-1.664</b> <b>[0.048]</b>	<b>-2.842</b> <b>[0.002]</b>	<b>-4.559</b> <b>[0.000]</b>	<b>-1.866</b> <b>[0.031]</b>
<i>Between-Dimension</i>				
<i>Group rho-Statistic</i>	6.430 [1.000]	6.587 [1.000]	5.541 [1.000]	6.341 [1.000]
<i>Group PP-Statistic</i>	-1.166 [0.121]	<b>-3.288</b> <b>[0.000]</b>	<b>-4.023</b> <b>[0.000]</b>	-0.417 [0.338]
<i>Group ADF-Statistic</i>	<b>-3.060</b> <b>[0.001]</b>	<b>-2.785</b> <b>[0.002]</b>	<b>-5.676</b> <b>[0.000]</b>	-2.074 [0.019]

Notas: p-valores entre colchetes. *Within-dimensions* com Estatística Ponderada (*Weighted Statistic*).

Hipótese nula: Não há Cointegração.

Testes feitos somente com intercepto.

**Tabela 3. Teste Pedroni de Cointegração - Variáveis Dependentes *gap***

	<b>Modelo 1</b> ( <i>infl</i> )	<b>Modelo 2</b> ( <i>tcref</i> )	<b>Modelo 3</b> ( <i>fd</i> )	<b>Modelo 4</b> ( <i>aberturacom</i> )
<i>Within-Dimension</i>				
<i>Panel v-Statistic</i>	-0.572 [0.716]	-2.594 [0.995]	-2.015 [0.978]	-1.610 [0.946]
<i>Panel rho-Statistic</i>	3.522 [0.999]	2.486 [0.993]	2.821 [0.997]	3.154 [0.999]
<i>Panel PP-Statistic</i>	<b>-2.005</b> <b>[0.022]</b>	<b>-5.419</b> <b>[0.000]</b>	<b>-5.884</b> <b>[0.000]</b>	<b>-3.025</b> <b>[0.001]</b>
<i>Panel ADF-Statistic</i>	<b>-3.778</b> <b>[0.000]</b>	<b>-6.881</b> <b>[0.000]</b>	<b>-7.080</b> <b>[0.000]</b>	<b>-4.874</b> <b>[0.000]</b>
<i>Between-Dimension</i>				
<i>Group rho-Statistic</i>	6.683 [1.000]	6.227 [1.000]	6.033 [1.000]	6.402 [1.000]
<i>Group PP-Statistic</i>	-0.691 [0.244]	<b>-2.991</b> <b>[0.001]</b>	<b>-6.466</b> <b>[0.000]</b>	-1.000 [0.158]
<i>Group ADF-Statistic</i>	<b>-3.166</b> <b>[0.000]</b>	<b>-4.179</b> <b>[0.000]</b>	<b>-7.071</b> <b>[0.000]</b>	<b>-3.449</b> <b>[0.000]</b>

Nota: p-valores entre colchetes. *Within-dimensions* com Estatística Ponderada (*Weighted Statistic*).

Hipótese nula: Não há Cointegração.

Testes feitos somente com intercepto.

### 4.3 RESULTADOS DOS MODELOS ESTIMADOS

A partir dos modelos encontrados e suas relações de longo prazo, faremos a análise dos coeficientes estimados.

**Tabela 4. Painel ARDL Estimação de Longo e Curto (ECM) Prazo: Variável Dependente *pib***

	Modelo 1 ( <i>infl</i> )	Modelo 2 ( <i>tcref</i> )	Modelo 3 ( <i>fd</i> )	Modelo 4 ( <i>aberturacom</i> )
<i>divpib</i>	<b>-83.418</b> [0.000]	<b>-62.256</b> [0.000]	<b>-164.158</b> [0.000]	<b>-60.118</b> [0.000]
<i>gpib</i>	<b>-170.886</b> [0.000]	<b>-172.847</b> [0.000]	-38.155 [0.307]	<b>-171.551</b> [0.000]
<i>txinvest</i>	<b>-104.279</b> [0.000]	<b>146.432</b> [0.000]	<b>-430.070</b> [0.000]	<b>-198.560</b> [0.000]
<i>escolaridade</i>	<b>-416.076</b> [0.000]	69.457 [0.557]	<b>2481.901</b> [0.000]	<b>1819.902</b> [0.000]
<i>infl</i>	<b>-36.854</b> [0.000]			
<i>tcref</i>		<b>-160.284</b> [0.000]		
<i>fd</i>			<b>-4925.313</b> [0.005]	
<i>aberturacom</i>				<b>18.792</b> [0.000]
ARDL Lags	(1,2,2,2,2,2)	(2,1,1,1,1,1)	(2,2,2,2,2,2)	(2,1,1,1,1,1)
Especificação da Tendência e Intercepto na Equação de Curto Prazo	Tendência e Intercepto	Tendência e Intercepto	Intercepto	Tendência e Intercepto
Máximo de Lags da Variável Dependente	1	2	2	2
ECM (-1)	<b>-0.168</b> [0.000]	<b>-0.108</b> [0.000]	<b>-0.040</b> [0.004]	<b>-0.109</b> [0.000]

Notas: As estimativas dos diversos coeficientes de curto prazo, para todas as variáveis do modelo em primeira diferença, encontram-se sistematizadas no apêndice Tabelas 2A a 5A para o *pib*. Média ECM (-1) = -0,106.

Na tabela 4, apresentam-se os coeficientes estimados de longo-prazo para a variável dependente *pib*. Em geral, todos os modelos apresentam significância estatística para o coeficiente *divpib*; enquanto os modelos 1 e 4 apresentam significância estatística para todos os coeficientes de longo-prazo e ECM; já os modelos 2 e 3 não apresentam significância estatística apenas para os coeficientes de *escolaridade* e *gpib*, respectivamente. Como esperado, em todos os modelos, encontram-se efeitos negativos para a *divpib*, ou seja, altos (baixos) níveis de dívida pública tendem a comprometer (estimular) o PIB. Os mesmos efeitos negativos são encontrados

para variável *gpib*. Em contrapartida, fora do esperado (Modelo do Solow e Nova Teoria do Crescimento), foram os efeitos negativos encontrados nas variáveis *txinvest* para os modelos 1, 3 e 4. A variável de controle *escolaridade*, comumente, apresentou sinais positivos como indica a literatura. A variável de controle inflação no modelo 1, mostrou efeitos negativos sobre o *pib*.

Ainda na tabela 4, o modelo 2 — o qual leva em consideração o câmbio real efetivo — demonstra que, quanto maior a valorização (desvalorização) real do câmbio, pior (melhor) será o efeito sobre o *pib*. Já a variável de controle, desenvolvimento financeiro (*fd*), exibe efeitos negativos; enquanto a abertura comercial, efeitos positivos para o PIB. Quando verificados os coeficientes de curto prazo (tabelas 2A a 5A do apêndice), foram encontradas significâncias estatísticas da variação de *divpib* para todos os modelos do PIB; percebe-se, então, que os coeficientes estimados são todos negativos.

Ao analisar os efeitos do ajustamento via ECM, nota-se que todos os coeficientes são estatisticamente significantes e com sinal negativo, confirmando uma estável relação de longo prazo entre as variáveis. Possuindo uma média de -0,106, ou seja, em média, 10,6% de uma perturbação de curto prazo seria corrigido em um mês.

A tabela 5 apresenta os coeficientes estimados de longo-prazo para a variável dependente *gap*. Em geral, todos os modelos possuem significância estatística para o coeficiente *divpib* — exceto o modelo 3 —; enquanto que os modelos 2 e 4 apresentam significância estatística para todos os coeficientes de longo-prazo e ECM. Já os modelos 1 e 3 não apresentam significância estatística apenas para os coeficientes de *infl* e *escolaridade*, respectivamente.

Todas as estimações para a *divpib* foram estatisticamente significativas e com sinais negativos; sendo assim, conclui-se que altos níveis (baixos) de dívida pública tendem a afetar negativamente (positivamente) o *GAP* do produto. Os mesmos efeitos negativos são encontrados nos coeficientes de *gpib* para os modelos 1, 3 e 4. Estes três coeficientes são estatisticamente significativos.

Além disso, foram encontrados coeficientes positivos para *txinvest* em três dos quatro modelos (1, 3 e 4), demonstrando que a taxa de investimento tem efeitos positivos sobre o *GAP* do produto (desvio da tendência). A variável de controle *escolaridade* apresentou sinais positivos para dois dos quatro modelos estimados (1 e 4), enquanto que em três dos quatro modelos, os coeficientes são estatisticamente significativos (1, 2 e 4). Para o modelo 2, o resultado (coeficiente negativo) não está de acordo com os supostos (nova teoria do crescimento/modelos de capital humano). Quanto à variável taxa de câmbio real efetiva, o coeficiente estimado é positivo e estatisticamente significativo, indicando que quanto mais

valorizada (desvalorizada) a taxa de cambial real efetiva, maior (menor) o *GAP* do produto. Ao verificar os coeficientes de curto prazo (tabelas 6A a 9A do apêndice), foram encontradas significâncias estatísticas da variação *divpib* para os modelos 1, 2 e 4 do *GAP*. Fica notório, inclusive, que todos os coeficientes da mudança na dívida pública são negativos.

**Tabela 5. Painel ARDL Estimação de Longo e Curto (ECM) Prazo: Variável Dependente *gap***

	<b>Modelo 1 (<i>infl</i>)</b>	<b>Modelo 2 (<i>tcref</i>)</b>	<b>Modelo 3 (<i>fd</i>)</b>	<b>Modelo 4 (<i>aberturacom</i>)</b>
<i>divpib</i>	<b>-11.266</b> <b>[0.000]</b>	<b>-9.035</b> <b>[0.000]</b>	<b>2.839</b> <b>[0.075]</b>	<b>-8.183</b> <b>[0.000]</b>
<i>gpib</i>	<b>-38.332</b> <b>[0.000]</b>	<b>57.239</b> <b>[0.000]</b>	<b>-208.881</b> <b>[0.000]</b>	<b>-19.315</b> <b>[0.000]</b>
<i>txinvest</i>	<b>33.147</b> <b>[0.000]</b>	1.852 [0.388]	<b>69.602</b> <b>[0.000]</b>	<b>15.334</b> <b>[0.000]</b>
<i>escolaridade</i>	<b>210.269</b> <b>[0.000]</b>	<b>-115.115</b> <b>[0.000]</b>	-3.362 [0.884]	<b>18.929</b> <b>[0.000]</b>
<i>infl</i>	0.303 [0.905]			
<i>tcref</i>		<b>18.002</b> <b>[0.000]</b>		
<i>fd</i>			<b>-1360.606</b> <b>[0.000]</b>	
<i>aberturacom</i>				<b>4.398</b> <b>[0.000]</b>
ARDL Lags	(3,2,2,2,2,2)	(2,2,2,2,2,2)	(2,2,2,2,2,2)	(3,2,2,2,2,2)
Especificação da Tendência e Intercepto na Equação de Curto Prazo	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Nenhum
Máximo de Lags da Variável Dependente	3	2	2	3
ECM (-1)	<b>-0.342</b> <b>[0.000]</b>	<b>-0.174</b> <b>[0.000]</b>	<b>-0.214</b> <b>[0.000]</b>	<b>-0.197</b> <b>[0.002]</b>

Notas: As estimativas dos diversos coeficientes de curto prazo, para todas as variáveis do modelo em primeira diferença, encontram-se sistematizadas no apêndice Tabelas 6A a 9A para o *pib*. Média ECM (-1) = -0,231.

Para os efeitos do ajustamento via ECM, todos os coeficientes são estatisticamente significantes e com sinal negativo, confirmando uma relação estável de longo prazo entre as variáveis. Dessa vez, porém, possuindo um fator de correção de desvio de longo-prazo mais rápido, equivalendo a 23,1% por mês. Comparando com a média dos modelos estimados para o PIB (ECM = 0,106), as evidências fornecidas pela correção de erro nas estimativas de curto

prazo dos modelos PMG ARDL indicam que o ajustamento em direção ao equilíbrio é mais rápido (lento) para o *gap* (*pib*), cuja diferença é de 23% para 10%, respectivamente.

#### 4.4 TESTES DE CAUSALIDADE

**Tabela 6. Teste de Causalidade Granger com 1, 2 e 3 defasagens**

Hipóteses	Defasagens	Causalidade Granger		Causalidade Dumitrescu-Hurlin
		F-Statistic	W-Stat.	Z-Stat.
<i>divpib</i> → <i>pib</i>	1	1.434 [0.231]	2.739	7.155 [0.000]
	2	1.683 [0.186]	4.958	7.829 [0.000]
	3	1.791 [0.146]	6.592	6.641 [0.000]
<i>divpib</i> → <i>gap</i>	1	0.255 [0.613]	0.871	-1.039 [0.298]
	2	10.917 [0.000]	2.771	1.483 [0.137]
	3	10.458 [0.000]	4.248	1.628 [0.103]

Notas: P-valores entre colchetes. Hipótese nula: não há causalidade.

Os dados da tabela 6, para a causalidade de Granger no sentido convencional e na versão de Dumitrescu-Hurlin (DH), indicam causalidade Granger no sentido convencional da dívida pública para o *gap*, em duas e três defasagens; enquanto que, na versão de DH, há causalidade da dívida pública para o *pib*, em todas as três defasagens.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo tem por objetivo investigar o papel da dívida pública no PIB e no *GAP* do produto, para uma amostra de 56 países, no período de 1994 a 2018, valendo-se de modelos PMG ARDL para dados em painel.

Uma vez sistematizada a revisão da literatura empírica, pode-se assimilar, como lições gerais, o fato de que a dívida pública tende a ter um efeito negativo sobre o crescimento (PIB); e, além disso, vários estudos destacam que existem os chamados efeitos não lineares, ou seja, para diferentes níveis e composição da dívida, o impacto sobre o crescimento (PIB) não pode ser considerado linear — no sentido de que mudanças em tais níveis e composição afetam de forma não linear o crescimento da economia.

Os resultados, encontrados no trabalho, a respeito da dívida pública, indicam que os coeficientes de longo prazo, para os modelos do PIB, foram todos negativos, em outras palavras, altos (baixos) níveis de dívida pública tendem a comprometer (estimular) o PIB. Já para os modelos do *GAP* do produto, a análise de longo prazo demonstra que todas as estimativas para a dívida pública foram estatisticamente significativas, com sinais negativos; sendo assim, observa-se que altos níveis (baixos) de dívida pública tendem a afetar negativamente (positivamente) o *GAP* do produto.

Os coeficientes de curto prazo para os modelos do PIB possuem tanto sinal negativo quanto a ocorrência de significância estatística da variação da dívida pública para todos os modelos. Por outro lado, para os coeficientes de curto prazo dos modelos do *GAP* do produto, a variação da dívida pública tem sinal negativo e com significância estatística para a maioria dos modelos.

Quanto às estimativas do modelo de correção de erro, cabe destacar que o ajustamento em direção ao equilíbrio é mais rápido (lento) para o *GAP* (PIB), cuja diferença é de 23% para 10%, respectivamente.

Uma das lições — a serem assimiladas em termos de política com este trabalho — é que as diversas economias (avançadas ou em desenvolvimento/emergentes) precisam saber gerenciar a evolução da dívida pública ao longo do tempo, pois ela (a dívida) tem efeitos negativos sobre o PIB e o *GAP* do produto. O endividamento público pode ser utilizado em dados momentos como instrumento de captação de recursos e de estímulo aos investimentos públicos na economia; entretanto, cabe ainda salientar que uma trajetória muito elevada e recorrente tende a ter efeitos negativos sobre o PIB e o *GAP* do produto.

## REFERÊNCIAS

AFONSO, A.; JALLES, J. T. Growth and productivity: The role of government debt. **International Review of Economics and Finance**, v. 25, p. 384-407, 2013.  
<https://doi.org/10.1016/j.iref.2012.07.004>

AGHION, P.; MARINESCU, I. Cyclical Budgetary Policy and Economic Growth: What Do We Learn from OECD Panel Data? In: ACEMOGLU, D.; ROGOFF, K.; WOODFORD, M. **NBER Macroeconomics Annual 2007**. [S.l.]: University of Chicago Press, v. 22, 2008. p. 251 - 278.

<https://doi.org/10.1086/ma.22.25554967>

BARRO, R. J. Economic Growth in a Cross Section of Countries. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 2, p. 407-443, 1991.

<https://doi.org/10.2307/2937943>

BAUM, A.; CHECHERITA-WESTPAHL, C.; ROTHER, P. Debt and growth: new evidence for the euro area. **Journal International Money and Finance**, v.32, p. 809-821, 2013.

<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.07.004>

BREITUNG, J. The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. **Advances in Econometrics**, v. 15, 2001

CHECHERITA-WESTPHAL, C; ROTHER, P. The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area. **European Economic Review**, v.56, p. 1392-1405, 2012.

<https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2012.06.007>

CHINN, M. D.; ITO, H. What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions. **Journal of Development Economics**, v.81, n.1, p.163-192, 2006.

<https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2005.05.010>

DIAMOND, P.A. National debt in a neoclassical growth model. **American Economic Review**. v.55, n. 5, p.1126-1150, 1965.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 47, p.427-431, 1979.

<https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>

DUMITRESCU E, I.; HURLIN, C. Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. **Economic Modelling**, v. 29, n. 4, p. 1450-1460, 2012.

<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>

EBERHARDT, M.; PRESBITERO, A. F. Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity. **Journal of International Economics**, v. 97, n. 1, p. 45-58, 2015.  
<https://doi.org/10.1016/j.inteco.2015.04.005>

ÉGERT, B. Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality? **Journal of Macroeconomics**, v. 43, p.226-238, 2015.  
<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.11.006>

EICHENGREEN, B.; EL-GANAINY A.; ESTEVES R.; MITCHENER K. J. Public debt through the ages. **NBER Working Paper, 25494**.  
<https://doi.org/10.3386/w25494>

ELMENDORF, D.W.; MANKIW, G.N. Government debt. In: Taylor, J.B., Woodford M. (Eds.), **Handbook of Macroeconomics**, v. 1, p. 1615-1669, 1999.  
[https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)10038-7](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10038-7)

GÓMEZ-PUIG, M.; SOSVILLA-RIVERO, (2018). Public debt and economic growth: Further evidence for the euro area. **Acta Oeconomica**, v. 68, n. 2, p. 209-229, 2018  
<https://doi.org/10.1556/032.2018.68.2.2>

GREINER, A. Public Debt in a Basic Endogenous Growth Model. **Economic Modelling**, v.29, p. 1344-1348, 2012.  
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.03.005>

IM, K. S.; PESARAN M.; SHIN Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.  
[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)

KOURTELLOS, A; STENGOS, T; TAN, C. M. The effect of public debt on growth in multiple regimes. **Journal of Macroeconomics**, v.38, p.35-43, 2013.  
<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.08.023>

LEVIN, A.; LIN, C.; CHU, C.J. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. **Journal of Econometrics**, v.108, n.1, p. 1-24, 2002  
[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)

GUPTA, S.; CLEMENTS, B.; BALDACCI, E.; MULAS-GRANADOS, C. Expenditure Composition, Fiscal Adjustment, and Growth in Low-Income Countries. **IMF Working Papers**, n. 39, 2017. Disponível em <<http://dx.doi.org/10.5089/9781475581133.001>>

PANIZZA, U, PRESBITERO, A. F. Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies: A Survey. **Swiss Journal Economics Statistics**, v. 149, p. 175-204, 2013.  
<https://doi.org/10.1007/BF03399388>

PANIZZA, U, PRESBITERO, A. F. Public debt and economic growth: Is there a causal effect? **Journal of Macroeconomics**, v.41, p.21-41, 2014.

<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.03.009>

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, p. 653-670, 1999.

<https://doi.org/10.1111/1468-0084.61.s1.14>

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In: Strom, S. (ed.). **Econometrics and Economic Theory in the 20th Century**, p. 371-413, 1999.

<https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>

PESARAN H, M.; SHIN, Y.; SMITH, R. P. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. **Journal of the American Statistical Association**, v. 94, p. 621-634, 1999.

<https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156>

PHILLIPS, P. C. B. e PERRON, P. Testing for Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, v. 78, p.335-46, 1988.

<https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. Growth in a time of debt. **American Economic Review**, v.100, p. 573-578, 2010.

<https://doi.org/10.1257/aer.100.2.573>

REINHART, C. M.; REINHART V. C; ROGOFF K. S. 2012. Public Debt Overhangs: Advanced-Economy Episodes since 1800. **Journal of Economic Perspectives**, v.26, n.3, p. 69-86, 2012.

<https://doi.org/10.1257/jep.26.3.69>

ROMER, P. M. Increasing Returns and Long-Run Growth. **Journal of Political Economy**, v.94, n.4, p.1002-1037, 1986.

<https://doi.org/10.1086/261420>

SAINT-PAUL, G. Fiscal policy in an endogenous growth model. **Quarterly Journal of Economics**. v.107, n.4, p.1243-1259, 1992.

<https://doi.org/10.2307/2118387>

SALA-I-MARTIN, X; DOPPELHOFER, G.; MILLER R. I. Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach. **American Economic Review**, v. 94, p. 813-835, 2004.

<https://doi.org/10.1257/0002828042002570>

SEMMLER, W; GREINER, A.; DIALLO, B.; REZAI, A.; RAJARAM, A. Fiscal Policy, Public Expenditure Composition, and Growth: Theory and Empirics. **Policy Research**

**Working Paper, No. 4405.** World Bank, Washington, DC, 2007.  
<https://doi.org/10.1596/1813-9450-4405>

SNOWDON, B.; VANE, H. R. Modern macroeconomics: its origins, development and current state. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2005.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, p. 65-94, 1956.  
<https://doi.org/10.2307/1884513>

TELES, V. K.; MUSSOLINI, C. C. Public debt and the limits of fiscal policy to increase economic growth. **European Economic Review**, v.66, p.1-15, 2014.  
<https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2013.11.003>

WOO, J; KUMAR, M. S. Public Debt and Growth. **Economica**, v.82, p. 705-739, 2015.  
<https://doi.org/10.1111/ecca.12138>

ZOUHAIER, H.; FATMA, M. Debt and Economic Growth. **International Journal of Economics and Financial Issues**, n. 2. v.4, p. 440-448, 2014.

## APÊNDICE

**Tabela 1A. Estatística Descritiva**

<b>Variáveis</b>	<b>Média</b>	<b>Mediana</b>	<b>Máximo</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Desvio Padrão</b>
<i>pib</i>	28411.45	26512.06	97864.2	2096.06	16543.23
<i>gap</i>	-1.924	-31.874	6827.562	-6855.841	926.241
<i>divpib</i>	48.098	41	198.437	0.827	33.44
<i>gpib</i>	36.581	37.959	65.11	9.015	11.508
<i>txinvest</i>	23.109	22.349	45.689	4.493	5.134
<i>escolaridade</i>	10.074	10.4	14.1	3.4	2.142
<i>infl</i>	7.655	2.557	2075.888	-4.478	64.237
<i>tcref</i>	97.302	98.138	275.801	45.372	17.934
<i>fd</i>	0.536	0.53	1	0.09	0.204
<i>aberturacom</i>	95.658	71.436	442.62	15.635	72.686

Fonte: Elaboração Própria através do *software* Eviews 10.

**Tabela 2A. Equação de Curto Prazo - Modelo 1 (*pib - infl*)**

<b>ECM(-1)</b>	<b>-0.168</b> [0.000]
<b>D(<i>divpib</i>)</b>	<b>-53.911</b> [0.000]
D( <i>divpib</i> (-1))	-9.739 [0.292]
<b>D(<i>gpib</i>)</b>	<b>-71.523</b> [0.000]
D( <i>gpib</i> (-1))	9.371 [0.423]
<b>D(<i>txinvest</i>)</b>	<b>161.083</b> [0.000]
<b>D(<i>txinvest</i>(-1))</b>	<b>37.691</b> [0.035]
D( <i>escolaridade</i> )	-17.573 [0.938]
D( <i>escolaridadel</i> (-1))	357.432 [0.163]
<b>D(<i>infl</i>)</b>	<b>68.185</b> [0.000]
D( <i>infl</i> (-1))	-22.732 [0.188]
<b>C</b>	<b>8272.379</b> [0.000]
<b>Tendência</b>	<b>95.63</b> [0.000]

Notas: D indica a primeira diferença.

P-valores entre colchetes.

Destaque em negrito indica significância estatística.

**Tabela 3A. Equação de Curto Prazo - Modelo 2 ( $pib - tcref$ )**

<b>ECM(-1)</b>	<b>-0.108</b> <b>[0.000]</b>
D( $pib(-1)$ )	0.006 [0.837]
<b>D(<math>divpib</math>)</b>	<b>-62.368</b> <b>[0.000]</b>
<b>D(<math>gplib</math>)</b>	<b>-88.272</b> <b>[0.000]</b>
<b>D(<math>txinvest</math>)</b>	<b>150.614</b> <b>[0.000]</b>
D( $escolaridade$ )	250.579 [0.275]
D( $tcref$ )	11.355 [0.018]
<b>C</b>	<b>6056.505</b> <b>[0.000]</b>
<b>Tendência</b>	<b>77.854</b> <b>[0.002]</b>

Notas: D indica a primeira diferença.

P-valores entre colchetes.

Destaque em negrito indica significância estatística.

**Tabela 4A. Equação de Curto Prazo - Modelo 3 (*pib - fd*)**

<b>ECM (-1)</b>	<b>-0.040</b> <b>[0.004]</b>
D( <i>pib</i> (-1))	0.010 [0.844]
<b>D(<i>divpib</i>)</b>	<b>-50.185</b> <b>[0.031]</b>
D( <i>divpib</i> (-1))	-2.113 [0.835]
D( <i>gpib</i> )	-124.008 [0.333]
D( <i>gpib</i> (-1))	-16.654 [0.333]
<b>D(<i>txinvest</i>)</b>	<b>184.072</b> <b>[0.000]</b>
D( <i>txinvest</i> (-1))	20.805 [0.337]
D( <i>escolaridade</i> )	-105.573 [0.602]
D( <i>escolaridade</i> (-1))	326.410 [0.230]
D( <i>fd</i> )	1090.621 [0.122]
D( <i>fd</i> (-1))	-1278.565 [0.221]
<b>C</b>	<b>1881.000</b> <b>[0.000]</b>

Notas: D indica a primeira diferença.

P-valores entre colchetes.

Destaque em negrito indica significância estatística.

**Tabela 5A. Equação de Curto Prazo - Modelo 4 (*pib - aberturacom*)**

<b>ECM (-1)</b>	<b>-0.109</b> [0.000]
<b>D(<i>pib</i>(-1))</b>	<b>0.104</b> [0.002]
<b>D(<i>divpib</i>)</b>	<b>-55.079</b> [0.000]
<b>D(<i>gpi</i><i>b</i>)</b>	<b>-76.188</b> [0.000]
<b>D(<i>txinvest</i>)</b>	<b>159.626</b> [0.000]
<b>D(<i>escolaridade</i>)</b>	<b>-11.862</b> [0.959]
<b>D(<i>aberturacom</i>)</b>	<b>16.181</b> [0.000]
<b>C</b>	<b>2962.401</b> [0.000]
<b>Tendência</b>	<b>43.709</b> [0.015]

Notas: D indica a primeira diferença.

P-valores entre colchetes.

Destaque em negrito indica significância estatística.

**Tabela 6A. Equação de Curto Prazo - Modelo 1 (*gap - infl*)**

<b>ECM (-1)</b>	<b>-0.342</b> [0.000]
<b>D(<i>gap</i>(-1))</b>	<b>0.164</b> [0.005]
<b>D(<i>gap</i>(-2))</b>	<b>0.097</b> [0.006]
<b>D(<i>divpib</i>)</b>	<b>-60.387</b> [0.002]
D( <i>divpib</i> (-1))	-8.092 [0.460]
<b>D(<i>gpi</i><i>b</i>)</b>	<b>-96.134</b> [0.000]
D( <i>gpi</i> <i>b</i> (-1))	17.735 [0.226]
<b>D(<i>txinvest</i>)</b>	<b>132.662</b> [0.000]
D( <i>txinvest</i> (-1))	17.222 [0.348]
<b>D(<i>escolaridade</i>)</b>	<b>-586.643</b> [0.021]
D( <i>escolaridade</i> (-1))	267.026 [0.245]
<b>D(<i>infl</i>)</b>	<b>77.412</b> [0.000]
D( <i>infl</i> (-1))	-24.387 [0.391]
<b>C</b>	<b>-312.941</b> [0.002]

Nota: D indica a primeira diferença.

P-valores entre colchetes.

Destaque em negrito indica significância estatística.

**Tabela 7A. Equação de Curto Prazo - Modelo 2 (*gap tcref*)**

<b>ECM (-1)</b>	<b>-0.174</b> [0.000]
D( <i>gap</i> (-1))	0.0571 [0.370]
<b>D(<i>divpib</i>)</b>	<b>-42.123</b> [0.004]
D( <i>divpib</i> (-1))	-7.178 [0.413]
<b>D(<i>gplib</i>)</b>	<b>-101.841</b> [0.000]
D( <i>gplib</i> (-1))	12.283 [0.475}
<b>D(<i>txinvest</i>)</b>	<b>165.505</b> [0.000]
D( <i>txinvest</i> (-1))	1.637 [0.926]
<b>D(<i>escolaridade</i>)</b>	<b>-440.557</b> [0.021]
<b>D(<i>escolaridade</i>(-1))</b>	<b>384.201</b> [0.079]
D( <i>tcref</i> )	-0.709 [0.898]
D( <i>tcref</i> (-1))	-6.727 [0.189]
<b>C</b>	<b>-311.769</b> [0.010]

Nota: D indica a primeira diferença.

P-valores entre colchetes.

Destaque em negrito indica significância estatística.

**Tabela 8A. Equação de Curto Prazo - Modelo 3 (*gap-fd*)**

<b>ECM (-1)</b>	<b>-0.214</b> <b>[0.000]</b>
D( <i>gap</i> (-1))	0.0726 [0.166]
D( <i>divpib</i> )	-18.978 [0.602]
D( <i>divpib</i> (-1))	13.018 [0.390]
<b>D(<i>gpib</i>)</b>	<b>-74.772</b> <b>[0.000]</b>
D( <i>gpib</i> (-1))	5.645 [0.771]
<b>D(<i>txinvest</i>)</b>	<b>141.637</b> <b>[0.000]</b>
D( <i>txinvest</i> (-1))	16.308 [0.311]
D( <i>escolaridade</i> )	-287.197 [0.134]
D( <i>escolaridade</i> (-1))	300.718 [0.112]
D( <i>fd</i> )	-943.435 [0.236]
D( <i>fd</i> (-1))	<b>-2013.480</b> <b>[0.052]</b>
<b>C</b>	1642.971 [0.000]

Nota: D indica a primeira diferença.

P-valores entre colchetes.

Destaque em negrito indica significância estatística.

**Tabela 9A. Equação de Curto Prazo - Modelo 4 (*gap-aberturacom*)**

<b>ECM (-1)</b>	<b>-0.197</b> <b>[0.002]</b>
D( <i>gap</i> (-1))	0.125 [0.126]
D( <i>gap</i> (-2))	0.023 [0.565]
<b>D(<i>divpib</i>)</b>	<b>-36.560</b> <b>[0.000]</b>
D( <i>divpib</i> (-1))	-11.053 [0.248]
<b>D(<i>gpi</i>b)</b>	<b>-84.779</b> <b>[0.000]</b>
D( <i>gpi</i> b(-1))	12.875 [0.453]
<b>D(<i>txinvest</i>)</b>	<b>118.520</b> <b>[0.000]</b>
D( <i>txinvest</i> (-1))	9.967 [0.612]
D( <i>escolaridade</i> )	-245.367 [0.206]
D( <i>escolaridade</i> (-1))	<b>462.626</b> <b>[0.047]</b>
<b>D(<i>aberturacom</i>)</b>	<b>24.323</b> <b>[0.000]</b>
D( <i>aberturacom</i> (-1))	-6.760 [0.090]

Nota: D indica a primeira diferença.

P-valores entre colchetes.

Destaque em negrito indica significância estatística.