

DÍVIDA PÚBLICA, PIB E HIATO DO PRODUTO (1994-2018): MODELOS ARDL EM PAINEL

Vitor Henrique Okubo Sabatin

Mestre em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU).

E-mail: vitor.okubo@hotmail.com



<https://orcid.org/0000-0001-5159-4556>

Flávio Vilela Vieira

PhD em Economia pela University of New Hampshire e pós-doutorado em Economia pela University of Glasgow. Professor do Instituto de Economia e Relações Internacionais (Ieri) da Universidade Federal de Uberlândia (UFU). Pesquisador CNPq. E-mail: flaviovieira@ufu.br



<https://orcid.org/0000-0001-9316-7990>

Como citar este artigo: Sabatin, V. H. O., & Vieira, F. V. (2025). Dívida pública, PIB e hiato do produto (1994-2018): Modelos ARDL em painel. *Revista de Economia Mackenzie*, 22(1), 135-161. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v22n1p.135-161

Recebido em: 8/10/2024

Aprovado em: 24/3/2025



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Resumo

O artigo tem por objetivo investigar o papel da dívida pública no PIB e no hiato do produto, para 56 países de 1994 a 2018, utilizando os modelos ARDL para painel. Os resultados indicam que os coeficientes de longo prazo para os modelos do PIB foram todos negativos para a dívida pública. Analisando os modelos do hiato do produto, os resultados de longo prazo indicam que a maioria das estimações da dívida pública foram estatisticamente significativas com sinais negativos. Quanto às estimações do modelo de correção de erro, o ajustamento em direção ao equilíbrio é mais rápido (lento) para o hiato (PIB). Os coeficientes de curto prazo para os modelos do PIB indicam sinal negativo e significância da variação da dívida pública para todos os modelos. Os resultados indicam que ocorre causalidade da dívida pública para o hiato, e, na versão de Dumitrescu-Hurlin, a causalidade é da dívida pública para o PIB.

Palavras-chave: Dados em painel; dívida pública; *gap* do produto; modelos PMG ARDL; PIB.

Classificação JEL: C23, E32, H63.

INTRODUÇÃO

O objetivo geral deste artigo consiste em uma investigação empírica dos efeitos da dívida pública sobre PIB e também sobre o *gap* do produto, no 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 Autor-regressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) 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 a convergência do produto potencial. Cabe ainda acrescentar que os modelos gerados contribuem para a literatura empírica ao englobarem 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 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.

Quando se analisam as literaturas 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 prazos). 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 revelam Eberhardt e Presbitero (2015).

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, para os modelos do *gap* do produto, a análise de longo prazo indica que a maioria das estimações para a dívida pública foram estatisticamente significativas com sinais negativos, e, sendo assim, altos níveis (baixos) de dívida pública tendem a afetar negativamente (positivamente) o *gap* do produto. Quanto às estimações do modelo de correção de erro, cabe destacar que o ajustamento em direção ao equilíbrio é mais rápido (lento) para o *gap* (PIB), já que a diferença é de 10% para 23%, respectivamente. Os coeficientes de curto prazo para os modelos do PIB indicam sinal negativo, além da 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.

1

REVISÃO DA LITERATURA

Quando se consideram os diversos modelos de crescimento (de 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. Contudo, caso a dívida seja essencialmente interna, ocorreria o aumento das taxas de juros e a 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 melhoras à condição de Pareto.

Aghion e Marinescu (2008), por meio de dados anuais em painel dos países da OCDE, analisam a relação entre o crescimento e o caráter cíclico do déficit orçamentário. O trabalho tem como objetivos entender como o déficit 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 prociclicidade do déficit orçamentário. As principais conclusões dos autores são: o crescimento do déficit orçamentário tornou-se, nos últimos 20 anos, cada vez mais contracíclico na maioria dos países da OCDE, e um crescimento do déficit orçamentário contracíclico 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 a o nível de endividamento público e buscam uma relação sistêmica entre o alto nível da dívida pública, o crescimento e a 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 moderados¹, as taxas médias de crescimento para países com dívida pública acima de aproximadamente 90% do PIB são cerca de 1% mais baixas do que o contrário. Os autores não encontram relação sistemática entre a manutenção de altos níveis de endividamento e a inflação para economias avançadas como um grupo, e, em mercados emergentes, a manutenção de níveis altos de dívida estão associados à inflação mais alta.

A contribuição de Reinhart e Rogoff (2010) distingue-se porque propôs a divisão do endividamento em níveis, para que se pudessem averiguar os efeitos não lineares, e levou diversos autores a também utilizar essa divisão na verificação dos efeitos do endividamento público.

Baum et al. (2013) 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 associa 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 ao crescimento populacional. Entre as variáveis de controle, incluem: 1. indicadores fiscais; 2. a taxa de juros real de longo prazo – a qual captura os efeitos do *mix* da política fiscal e monetária; 3. 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 em que a dívida pública é considerada não linear para o crescimento de longo prazo são poupança privada, investimento público e fator de produtividade total.

1 Reinhart e Rogoff (2010) agrupam as observações anuais em quatro categorias, de acordo com a relação dívida/PIB: anos com níveis abaixo de 30% (dívida baixa); de 30% a 60% (dívida média); de 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 apontam as seguintes evidências: a crise financeira foi prejudicial para o crescimento econômico, 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 à heterogeneidade nos efeitos da dívida pública no crescimento. Ao levarem em conta o trabalho de Reinhart e Rogoff (2010) sobre quais níveis de dívida ocasionariam resultados negativos ao crescimento, constataram 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 por meio 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 referem-se a um conjunto de dados em painel de 82 países, em períodos de dez anos, de 1980 a 1989, de 1990 a 1999 e de 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 entre dívida pública e crescimento pode ser mitigada 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, 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, em razão do tamanho da carga tributária ou da 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 causalidade. A relação entre dívida pública e crescimento econômico pode estar conectada ao baixo crescimento econômico. Dessa forma, Panizza e Presbitero (2014) propõem um novo estudo sobre a dívida pública, ao utilizarem uma nova variável instrumental para dívida pública e verificarem os efeitos causais da dívida pública sobre o crescimento econômico, já que os autores lidaram com o possível problema de endogenia. Sobre o argumento de 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; conseqüentemente, a partir dessa composição, foi possível ter uma medida mais acurada do grau da dívida pública. Ao utilizarem 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 esses autores – para um teste econométrico formal, com o intuito de verificar se a dívida pública tem um efeito não linear negativo no crescimento se a razão dívida pública exceder 90% do PIB. Égert (2015) busca analisar a existência de *thresholds effects* (efeitos-limite), ou seja, o valor-limite da razão dívida/PIB a ser ultrapassado para gerar efeitos negativos. Para isso, vale-se de modelos com *thresholds* não lineares, cujos resultados divergem das evidências encontradas por Reinhart e Rogoff (2010), que encontraram poucas evidências a favor da relação não linear negativa entre dívida e crescimento, e, quando encontradas, 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 podem 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 cinco milhões de habitantes nas últimas quatro décadas (de 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. A metodologia econométrica empregada está na combinação de técnicas, como MQO agrupado, regressão robusta e análise de estimadores de efeitos fixos e regressões de modelos dinâmicos *system GMM* (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 média, um aumento de 10 pontos percentuais na relação dívida/PIB inicial está associado a uma desaceleração do cres-

cimento real do PIB *per capita* de cerca de 0,2 ponto percentual 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 decorrente da redução do investimento e do 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 tomar cada vez mais empréstimo ao longo do tempo, como guerras, depressões e crises financeiras. Dentro dessa retrospectiva, apresentam episódios em que houve consolidações bem-sucedidas da dívida pública. Analisam também as circunstâncias econômicas e políticas – gestão da dívida – que tornaram possíveis esses episódios de consolidações bem-sucedidas. Permeou o debate sobre efeitos distintos da dívida pública 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 composições da dívida, o impacto sobre o crescimento (PIB) não pode ser considerado linear – no sentido de que mudanças em tais níveis e composições afetam, de forma não linear, o crescimento da economia.

2

DESCRIÇÃO DOS DADOS E PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Nesta seção, apreseem-se os procedimentos metodológicos adotados. Primeiramente, indicam-se as variáveis utilizadas e faz-se a descrição dos dados (nomenclatura, unidade de medida, fontes e países utilizados). Em seguida, exibem-se as abordagens empíricas: os modelos utilizados (PMG ARDL) e a causalidade de Granger (no sentido convencional e de Dumitrescu-Hurlin).

■ 2.1 Descrição dos dados

Com o objetivo de analisar os efeitos da dívida pública no PIB real *per capita* e no *cap* 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 a robustez nas estimações. A seguir, apresentam-se as variáveis utilizadas:

- PIB real *per capita* (*pib*): Em US\$ constante. Uma das variáveis dependentes (Fonte: World Bank).
- *Gap* do produto (*gap*): Será obtido por meio 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: World Bank e estimação própria).
- Dívida pública (*divpib*): Porcentagem do PIB (Fonte: International Monetary Fund).
- 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). A variável porcentagem do PIB será utilizada para captar efeitos de disciplina fiscal (Fonte: World Bank).
- Taxa de investimento (*txinvest*): Formação bruta de capital fixo, como porcentagem do PIB (Fonte: World Bank).
- 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, essa variável é conhecida por seus efeitos no desempenho econômico (Modelos de Crescimento com Capital Humano) (Fonte: Human Development Report Office).

- Inflação (*infl*): Medida pelo índice de preço ao consumidor em porcentagem. A variável tem por objetivo captar a chamada estabilidade macroeconômica (Fonte: World Bank e International Monetary Fund).
- Taxa de câmbio real e efetiva (*tceref*): Índice 2010 = 100, e o aumento (diminuição) está associado a apreciações (depreciações) cambiais (Fonte: Bank For International Settlements).
- Abertura comercial (*aberturacom*): É o volume de exportações mais importações, como porcentagem do PIB. O maior grau de abertura ao comércio internacional tende a afetar positivamente as variáveis dependentes (Fonte: World Bank).
- 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). Valores maiores/menores indicam uma maior/menor integração e desenvolvimento do sistema financeiro (Sviryzdenka, 2016)².

Tabela 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	

2 No “Apêndice”, ver Tabela 1A para as estatísticas descritivas.

2.2 Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) para dados em painel – *Pooled Mean Group* (PMG)

A análise empírica a ser desenvolvida será baseada nos Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) aplicados à cointegração, como proposto por Pesaran e Shin (1999) e Pesaran, Shin e Smith (2001). A escolha deve-se à 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 et al. (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 et al., 1999).

Um modelo ARDL básico pode ser definido assim:

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

em que os períodos (em termos de quantidade) são identificados por $t = 1, 2, \dots, T$, e os grupos são identificados por $i = 1, 2, \dots, N$; x_{it} = vetores $k \times 1$ de variáveis explicativas para o grupo i ; μ_i = termo fixo de efeitos; λ_{ij}^* = escalar dos coeficientes relacionados a todas variáveis explicadas defasadas; e δ_{ij}^* = vetores coeficientes $k \times 1$.

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

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

em que: $\phi_{it} = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}^*)$ é o termo de correção de erro para o i^{th} grupo;

$\beta_i = \sum_{j=1}^q \delta_{ij}$ é 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 $\delta_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$, $j = 1, 2, \dots, q-1$.

■ 2.3 Causalidade de Granger

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

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

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

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, esse 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 utilizada 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):

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

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

Então é estimado individualmente o teste de causalidade de 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: γ não causa homogeneamente x , e vice e versa.

■ 2.4 Especificações dos modelos

Como descrito anteriormente, os modelos fazem uso de duas variáveis dependentes – PIB real *per capita* (*pib*) e *gap* do produto (*gap*) – e têm como principal variável explicativa a dívida pública em relação ao PIB (*divpib*). As variáveis de controle a princípio são: gasto público em relação PIB (*gpib*), taxa de investimento (*txinvest*), taxa de câmbio real efetiva (*tceref*), capital humano (*escolaridade*) e inflação (*infl*). Assim, temos dois modelos especificados, chamados aqui de *baseline*, para o PIB e o *gap*:

- *Modelo 1: Gap* do produto (*gap*) – *infl* – (*baseline*).

Especificaram-se mais três modelos a partir de cada modelo *baseline*, com base na seguinte modificação: a variável inflação (*infl*) foi retirada do modelo, e, alternadamente, incluíram-se as variáveis taxa de câmbio real efetiva (*tceref*), 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 o PIB e o *gap*) com a substituição da variável *infl* pela variável *tceref*; os modelos 3, a partir da substituição da variável *infl* pela variável *fd*; e os modelos 4, por meio da substituição da variável *infl* pela variável *aberturacom*. Os modelos descritos são:

- Modelo 2: PIB real *per capita* *pib* – *tceref*.
- Modelo 3: PIB real *per capita* *pib* – *fd*.
- Modelo 4: PIB real *per capita* *pib* – *aberturacom*.
- Modelo 2: *Gap* do produto *gap* – *tceref*.
- Modelo 3: *Gap* do produto *gap* – *fd*.
- Modelo 4: *Gap* do produto *gap* – *aberturacom*.

Foram desenvolvidos testes de raiz unitária e de cointegração para cada modelo PMG ARDL estimado. A seleção das defasagens de cada modelo ARDL foi feita com base no critério de Akaike (AIC).

3

ESTIMAÇÕES E RESULTADOS

Inicialmente, realizaram-se os testes de raiz unitária para dados em painel conforme mostra a Tabela 2.

Tabela 2

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>aberturaom</i>	-3.431 [0.000]	-3.372 [0.000]	169.786 [0.000]	147.307 [0.014]	-3.435 [0.000]	Estacionário

Nota. Levin-Lin-Chu; Breitung (hipótese nula: raiz unitária – *commom process*). Im-Pesaran-Shin; ADF-Fisher; PP-Fisher (hipótese nula: raiz unitária – *individual process*). Utilizou-se o critério de SIC (*Schwarz Info Criterion*) para a quantidade de defasagens. Os testes foram feitos em nível, incluindo intercepto e tendência.

O diagnóstico da estacionariedade foi feito por meio dos testes de Levin et al. (2002) e Breitung (2001), em processo comum, e pelos testes ADF (Dickey & Fuller, 1979), PP (Phillips & Perron, 1988) e IPS (Im et al., 2003), em que o processo é individual. Todos os testes têm como hipótese nula a presença de raiz unitária. A estimação do modelo PMG exige que pelo menos uma das variáveis seja não estacionária. Nesse caso, tanto a variável *pib* quanto a variável *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.

Para verificar se há relação de cointegração (longo prazo) entre as variáveis especificadas, utilizaram-se os testes de cointegração em painel de Pedroni (1999). Com base nos resultados dos testes de cointegração de Pedroni, sistematizados na Tabela 3 (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 4 quanto ao modelo do *gap*.

Tabela 3

Teste Pedroni de Cointegração – variável dependente: *pib*

	Modelo 1 (<i>infl</i>)	Modelo 2 (<i>tceref</i>)	Modelo 3 (<i>fd</i>)	Modelo 4 (<i>abertura</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]	-1.335 [0.090]	-2.985 [0.001]	-0.384 [0.350]
<i>Panel ADF-Statistic</i>	-1.664 [0.048]	-2.842 [0.002]	-4.559 [0.000]	-1.866 [0.031]
<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]	-3.288 [0.000]	-4.023 [0.000]	-0.417 [0.338]
<i>Group ADF-Statistic</i>	-3.060 [0.001]	-2.785 [0.002]	-5.676 [0.000]	-2.074 [0.019]

Nota. p-valores entre colchetes. *Within-dimensions* com Estatística Ponderada (*Weighted Statistic*). Hipótese nula: não há cointegração. Testes feitos somente com intercepto.

Tabela 4

Teste Pedroni de Cointegração – variável dependente: *gap*

	Modelo 1 (<i>infl</i>)	Modelo 2 (<i>tcresf</i>)	Modelo 3 (<i>fd</i>)	Modelo 4 (<i>abertura</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>	-2.005 [0.022]	-5.419 [0.000]	-5.884 [0.000]	-3.025 [0.001]
<i>Panel ADF-Statistic</i>	-3.778 [0.000]	-6.881 [0.000]	-7.080 [0.000]	-4.874 [0.000]
<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]	-2.991 [0.001]	-6.466 [0.000]	-1.000 [0.158]
<i>Group ADF-Statistic</i>	-3.166 [0.000]	-4.179 [0.000]	-7.071 [0.000]	-3.449 [0.000]

Nota. p-valores entre colchetes. *Within-dimensions* com Estatística Ponderada (*Weighted Statistic*). Hipótese nula: não há cointegração. Testes feitos somente com intercepto.

A estimação dos modelos PMG ARDL presentes na Tabela 5 apresenta 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 de 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*.

Tabela 5

Painel ARDL Estimação de Longo e Curto (ECM) Prazo – variável dependente: *pib*

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<i>divpib</i>	-83.418 [0.000]	-62.256 [0.000]	-164.158 [0.000]	-60.118 [0.000]
<i>gpib</i>	-170.886 [0.000]	-172.847 [0.000]	-38.155 [0.307]	-171.551 [0.000]
<i>txinvest</i>	-104.279 [0.000]	146.432 [0.000]	-430.070 [0.000]	-198.560 [0.000]
<i>escolaridade</i>	-416.076 [0.000]	69.457 [0.557]	2481.901 [0.000]	1819.902 [0.000]
<i>infl</i>	-36.854 [0.000]			
<i>tcref</i>		-160.284 [0.000]		
<i>fd</i>			-4925.313 [0.005]	
<i>aberturacom</i>				18.792 [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 do 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)	-0.168 [0.000]	-0.108 [0.000]	-0.040 [0.004]	-0.109 [0.000]

Ainda na Tabela 5, o modelo 2 – o qual leva em consideração o câmbio real efetivo – demonstra que quanto maior for 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, foram encontradas significâncias estatísticas da variação de *divpib* para todos os modelos do PIB; percebe-se, então, que os coeficientes estimados são todos negativos.

Quando se analisam 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, o ajustamento seria corrigido em torno de dez anos.

A Tabela 6 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 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. Esses 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, 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 cambial real efetiva, maior (menor) o *gap* do produto. Quando se verificaram os coeficientes de curto prazo, foram encontradas significâncias estatísticas da variação da *divpib* para os modelos 1, 2 e 4 do *gap* do produto, destacando ainda que todos os coeficientes da mudança na dívida pública são negativos.

Tabela 6

Painel ARDL Estimação de Longo e Curto (ECM) Prazo – variável dependente: gap

	Modelo 1 (<i>infl</i>)	Modelo 2 (<i>tceref</i>)	Modelo 3 (<i>fd</i>)	Modelo 4 (<i>aberturaom</i>)
<i>divpib</i>	-11.266 [0.000]	-9.035 [0.000]	2.839 [0.075]	-8.183 [0.000]
<i>gpib</i>	-38.332 [0.000]	57.239 [0.000]	-208.881 [0.000]	-19.315 [0.000]
<i>txinvest</i>	33.147 [0.000]	1.852 [0.388]	69.602 [0.000]	15.334 [0.000]
<i>escolaridade</i>	210.269 [0.000]	-115.115 [0.000]	-3.362 [0.884]	18.929 [0.000]
<i>infl</i>	0.303 [0.905]			
<i>tceref</i>		18.002 [0.000]		
<i>fd</i>			-1360.606 [0.000]	
<i>aberturaom</i>				4.398 [0.000]
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 do intercepto na equação de curto prazo	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Nenhum
Máximo de lags da variável dependente	3	2	2	3
ECM (-1)	-0.342 [0.000]	-0.174 [0.000]	-0.214 [0.000]	-0.197 [0.002]

Nota. As estimações dos diversos coeficientes de curto prazo, para todas as variáveis do modelo em primeira diferença, encontram-se sistematizadas no “Apêndice” 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 estimações 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.

Os dados da Tabela 7, para a causalidade de Granger no sentido convencional e na versão de Dumitrescu-Hurlin (DH), indicam causalidade de Granger no sentido convencional da dívida pública para o *gap*, em duas e três defasagens; enquanto, na versão de DH, há causalidade da dívida pública para o *pib* em todas as três defasagens.

Tabela 7

Teste de causalidade de 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]

Nota. p-valores entre colchetes. Hipótese nula: não há causalidade.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo teve como 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 composições 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 estimações 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. 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 estimações 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.

PUBLIC DEBT, GDP, AND GDP GAP (1994-2018): PANEL ARDL MODELS

Abstract

The present work main goal is to investigate the role of public debt for the GDP and output gap for 56 countries from 1994 to 2018, using ARDL panel models. The empirical results indicate that the long run coefficients for the GDP models are all negative for the public debt, in other words. For the output gap models, the long run analysis indicates that all estimation for the public debt are statistically significant with negative coefficients. For the estimation of the error correction models, the adjustment towards the equilibrium is faster (slower) for the output gap (GDP). The short run estimated coefficients for the GDP models are all negative and significant for the change in public debt. The results indicate the existence of Granger causality from the public debt to output gap with two and three lags, and in the Dumitrescu-Hurlin version, the causality runs from the public debt to GDP.

Keywords: Panel data; PMG ARDL models; PIB; product gap; public debt.

Referências

- Afonso, A., & Jalles, J. T. (2013). Growth and productivity: The role of government debt. *International Review of Economics and Finance*, 25, 384-407.
- Aghion, P., & Marinescu, I. (2008). Cyclical budgetary policy and economic growth: What do we learn from OECD Panel Data? In D. Acemoglu, K. Rogoff, & M. Woodford, *NBER Macroeconomics Annual 2007* (Vol. 22, pp. 251-278). University of Chicago Press.
- Bank For International Settlements. (2025). *BIS Data Portal*. <https://data.bis.org>
- Baum, A., Checherita-Westpahl, C., & Rother, P. (2013). Debt and growth: New evidence for the euro area. *Journal International Money and Finance*, 32, 809-821.
- Breitung, J. (2001). The local power of some unit root tests for panel data. *Advances in Econometrics*, 15.
- Diamond, P. A. (1965). National debt in a neoclassical growth model. *American Economic Review*, 55(5), 1126-1150.

- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 47, 427-431.
- Dumitrescu E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Eberhardt, M., & 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.
- Eichengreen, B., El-Ganainy, A., Esteves, R., & Mitchener, K. J. (2019). Public debt through the ages. *NBER Working Paper*, 25494.
- Im, K. S., Pesaran M., & Shin Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- International Monetary Fund. (2025). *IMF Data*. <https://data.imf.org/>
- Kourtellos, A., Stengos, T., & Tan, C. M. (2013). The effect of public debt on growth in multiple regimes. *Journal of Macroeconomics*, 38, 35-43.
- Levin, A., Lin, C., & Chu, C. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Panizza, U., & Presbitero, A. F. (2014). Public debt and economic growth: Is there a casual effect? *Journal of Macroeconomics*, 41, 21-41.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th century* (pp. 371-413). Cambridge University Press.
- Pesaran H. M., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621-634.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001) Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics* 16(3), 289-326. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.616>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, 78, 335-346.
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review*, 100, 573-578.

Saint-Paul, G. (1992). Fiscal policy in an endogenous growth model. *Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1243-1259.

Sviryzdenka, K. (2016). Introducing a new broad-based index of financial development. *IMF Working Papers*, (005).

Teles, V. K., & Mussolini, C. C. (2014). Public debt and the limits of fiscal policy to increase economic growth. *European Economic Review*, 66, 1-15.

United Nations Development Programme. (2025). *Human Development Report*. <https://hdr.undp.org>

Woo, J., & Kumar, M. S. (2015). Public debt and growth. *Economica*, 82, 705-739.

World Bank. (2025). *World Development Indicators*. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

Zouhaier, H., & Fatma, M. (2014). Debt and economic growth. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(2), 440-448.

APÊNDICE

Tabela 1A

Estatística Descritiva

Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio padrão
<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>tceref</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: Elaborada pelos autores por meio do software Eviews 10.