



3. Dívida Pública e Crescimento Econômico

Relação entre dívida pública e crescimento econômico: uma análise com dados em painel para as Unidades Federativas do Brasil entre 2012 e 2023

<https://doi.org/10.22533/at.ed.9842410073>

Renan Scavone F. Pereira
Daiane Rodrigues dos Santos
Fernando Antônio Lucena Aiube

Resumo

O início século XXI foi marcado pela crise financeira mundial de 2008 e a pela crise do coronavírus iniciada em 2020. Ambas apresentaram grandes desafios no que tange ao equilíbrio fiscal das economias mundiais. De forma geral, os governos responderam com políticas orçamentárias expansionistas, muitas vezes associadas a um aumento da dívida pública. O Brasil, nos últimos anos, tem apresentado um padrão de aumento de gastos públicos, acompanhado de dificuldades para a expansão da receita pública e do crescimento econômico. Neste sentido, este trabalho busca contribuir e complementar as análises já realizadas no que diz respeito a relação entre o crescimento econômico e o nível de endividamento no país. Utiliza-se como proxy destas variáveis a renda média real e o nível de dívida líquida como percentual da receita corrente líquida das 27 Unidades Federativas do Brasil, respectivamente. Desta forma, o foco da análise são os entes subnacionais, excluindo-se a dívida da União. Através da análise de dados em Painel, os resultados evidenciam a presença de uma relação negativa entre as variáveis estudadas, no período analisado, para o conjunto das Unidades da Federação.

3.1 Introdução

A crise financeira mundial de 2008, considerada como a maior crise desde a Grande Depressão de 1929, teve como consequência a queda acentuada da demanda mundial, da liquidez, do comércio internacional e dos preços de produtos, além de aumento dos níveis de desemprego. Com objetivo de superar tal retração, diversos países, entre eles o Brasil, recorreram a políticas orçamentárias expansionistas como forma de estimular as respectivas demandas agregadas e a recuperação dos níveis de emprego.

Desta forma, um dos desdobramentos foi a expansão acelerada das dívidas soberanas e a dificuldade na retomada dos níveis de crescimento econômico, especialmente se comparados com o período pré-crise. Alguns países da Europa passaram a apresentar níveis, considerados elevados, de dívida pública sobre PIB, gerando incertezas e aumentando a percepção de risco de solvência, dando-se início a crise da Dívida Soberana Europeia. Neste contexto, começam a surgir estudos econômicos sobre a dinâmica entre o nível de dívida pública e o crescimento econômico. O estudo de Reinhart e Rogoff (2010)[107] ganhou notoriedade ao sugerir correlação negativa entre as respectivas variáveis nos casos em que os níveis de dívida pública sobre o PIB eram superiores a 90%. O tema ganhou ainda mais relevância com a recente crise do coronavírus que também teve, como uma de suas consequências, o aumento dos níveis de dívida pública, evidenciando a recorrência dos desafios fiscais e a necessidade de aprofundamento dos estudos sobre este tema.

Como decorrência desses recentes acontecimentos, a relação entre dívida pública e crescimento ganhou espaço no centro das discussões econômicas modernas, em um mundo em que os Estados dependem do financiamento público para manter seus programas e promoverem o crescimento e desenvolvimento econômico. Para criar políticas econômicas eficientes e garantir a estabilidade financeira, é fundamental ter uma compreensão das dinâmicas envolvidas na acumulação, na gestão e nos efeitos da dívida pública.

Assim sendo, a gestão da dívida pública apresenta-se como um tema significativamente importante no contexto do crescimento econômico e na formulação de políticas econômicas. Somado a isso, a crescente complexidade do ambiente econômico e das interações financeiras transnacionais fez da dívida pública um dos grandes pilares das finanças governamentais. Embora gastos deficitários possam estimular a economia por um breve período, por meio de investimentos em programas de estímulo e infraestrutura, o desafio reside na viabilidade desse modelo a longo prazo. Preocupações como pressões inflacionárias, taxas de juros mais elevadas e uma crescente dependência de financiamento externo podem surgir quando a dívida pública se torna insustentável (Correia e Meurer, 2008)[58].

Determinar a medida em que a dívida pública afeta o crescimento econômico é uma tarefa complexa, pois sua extensão e impacto variam de acordo com diversos fatores, como, a maneira como os recursos são distribuídos e a capacidade do governo de equilibrar suas obrigações de pagamento da dívida com a promoção de um ambiente econômico saudável. Desta forma, é necessária uma análise minuciosa das consequências dos gastos deficitários na economia para determinar se esses elementos podem, de fato, promover o crescimento econômico ou se representam um risco potencial para a estabilidade financeira e o progresso econômico a longo prazo.

Greiner (2008)[74] descreveu uma correlação negativa entre o nível de endividamento em relação ao PIB e o crescimento econômico. Por sua vez, Salomão Neto e da Silva (2023)[99] avaliaram a relação entre dívida pública e crescimento econômico no Brasil entre os quartos trimestres de 2002 e de 2020. Os resultados sugeriram a existência de um ponto de inflexão para uma relação dívida bruta/PIB, a partir dos quais o endividamento público passa a exercer pressão negativa sobre o crescimento econômico.

Como forma de contribuir com um tema tão relevante para a economia global e nacional, esta pesquisa tem como objetivo verificar se há relação entre a dívida pública tendo como período de análise de 2012 até o segundo trimestre de 2023. Conforme apontado em pesquisas anteriores sobre o mesmo tema no âmbito nacional, procura-se verificar se os ente subnacionais também apresentaram, conjuntamente, relação negativa nas respectivas variáveis. Cabe observar que não foi possível expandir o horizonte de pesquisa para períodos anteriores a 2012 por limitação de dados nas fontes consultadas. Como forma de identificar o sentido e a grandeza da relação conjunta entre as citadas variáveis, adotou-se a metodologia de regressão de dados em painel.

Este estudo divide-se em 5 seções: iniciando-se por esta introdução; seguida da seção 2, que contém uma análise bibliométrica sobre o assunto e a revisão da literatura, apresentando os diferentes trabalhos e resultados encontrados sobre o tema de pesquisa; na seção 3, descreve-se a metodologia utilizada, com a especificação do tipo de pesquisa, da coleta e tratamento dos dados e sobre os modelos econométricos aplicados e suas limitações; na seção 4, os resultados das regressões são detalhados; e, por fim, a seção 5 apresenta as conclusões da pesquisa.

3.2 Referencial Teórico

A literatura sobre as relações macroeconômicas entre dívida pública e crescimento econômico, em particular a empírica, apresentou avanço nos últimos anos, na sequência da crise financeira de 2008, que teve como reflexo a crise da Dívida Soberana Europeia (Santos, 2012). Esses eventos estabeleceram um ponto de inflexão na discussão sobre a dívida pública, enfatizando a necessidade de uma análise mais profunda e atual das dinâmicas entre o desempenho econômico e o endividamento

do Estado. Pesquisadores em todo o mundo começaram a examinar cuidadosamente os efeitos da dívida pública sobre o crescimento, tentando entender como vários elementos, incluindo níveis de endividamento, políticas fiscais, estrutura da dívida e capacidade de pagamento do governo, afetam a relação entre os dois fatores. Tal engajamento foi primordial para a compreensão dos principais mecanismos que conectam a gestão da dívida ao desempenho econômico, fornecendo informações úteis para a formulação de políticas e para a avaliação dos benefícios e riscos associados aos níveis de endividamento público.

No mesmo sentido, a crise do coronavírus mantém acesa a pertinência dos estudos sobre os possíveis efeitos do nível de dívida pública sobre o produto e sobre as demais variáveis macroeconômicas.

Greiner, A. (2008)[74], apresentou um modelo de crescimento endógeno com capital público e dívida pública, indicando uma correlação negativa entre o endividamento em relação ao PIB e o crescimento econômico. Foram estudados os efeitos da dívida no crescimento, assumindo um orçamento governamental equilibrado, tendo o resultado comparado com o cenário em que a dívida pública cresce a longo prazo, mas a uma taxa menor que o capital e o consumo e com o cenário em que a dívida pública cresce ao mesmo ritmo que o capital e o consumo.

Reinhart e Rogoff (2010)[107], através de um trabalho empírico, exploraram um novo conjunto de dados históricos relativos a 44 países para procurar relações entre elevados níveis de dívida pública, crescimento e a inflação. Os resultados obtidos apontaram no sentido de baixos níveis de correlação entre níveis “normais” de dívida pública e a taxa de crescimento. Em contrapartida, para níveis de dívida pública superiores a 90% do PIB, as taxas médias de crescimento dos países foram cerca de um por cento mais baixas que as demais situações. Os dados revelaram ainda uma relação entre a dívida pública e o crescimento surpreendentemente semelhante entre países emergentes e nas economias avançadas. Este não foi o caso da inflação, que se manteve em níveis superiores nos países emergentes para níveis elevados de dívida, .

Checherita e Rother (2010)[52] investigaram o impacto médio da dívida pública no PIB per capita de 12 países da área euro por 40 anos (a partir de 1970). Constataram evidências de um impacto não-linear da dívida pública no crescimento do PIB per capita, considerando efeitos negativos da dívida pública a partir da faixa de 90 por cento a 100 por cento do PIB. Adicionalmente, identificaram que os déficits orçamentários do governo estavam linear e negativamente associados ao crescimento do PIB per capita, com efeitos negativos resultantes de canais da poupança privada, de investimento público, de produtividade total dos fatores e das taxas de juros nominais e reais de longo prazo.

Herndon, Ash e Pollin (2013)[82] replicaram o trabalho de Reinhart e Rogoff (2010)[107] e identificaram inconsistências no manuseio dos dados. Os mesmos apontaram que tais inconsistências teriam distorcido os resultados no sentido de subestimar o crescimento econômico para níveis mais altos de dívida pública e de superestimar os efeitos adversos da dívida pública sobre o crescimento. Após realizarem ajustes nos dados do trabalho de Reinhart e Rogoff (2010)[107], a taxa de crescimento média para países com níveis de dívida maiores que 90 por cento foi de 2,2 por cento e não de -0,1 por cento. Neste sentido, levantaram a necessidade de reavaliar a agenda de austeridade amparada no trabalho anterior.

Kumar e Woo (2015)[89] indicaram uma relação inversa entre nível de dívida inicial e crescimento subsequente. Os resultados apontam que, em média, um aumento de 10 pontos percentuais na relação inicial da dívida em relação ao PIB está associado a um abrandamento do crescimento anual real do PIB per capita de cerca de 0,2 pontos percentuais por ano, sendo o impacto reduzido para cerca de 0,15 nas economias avançadas. Por outro lado, apontaram alguma evidência de não-linearidade, com apenas níveis elevados de dívida (acima de 90 por cento do PIB) a terem um efeito negativo significativo no crescimento. Descreveram ainda que este efeito adverso reflete, em grande medida, no abrandamento do crescimento da produtividade do trabalho, essencialmente

devido à queda do investimento e ao crescimento mais lento do estoque de capital por trabalhador.

Tourinho e Sangoi (2017)[121], através de um painel dinâmico baseado em um modelo de crescimento neoclássico estendido para incluir o endividamento, com dados de 83 países entre 1983 a 2013, realizaram o teste da hipótese para verificar se a taxa de crescimento do produto no longo prazo seria negativamente afetada pelo aumento da razão dívida pública/PIB. Pelos resultados obtidos concluíram que na média dos países, nos últimos 30 anos, um endividamento público maior está associado a uma taxa de crescimento econômico menor, suportando a hipótese de Reinhart e Rogoff. Por outro lado, não encontraram evidências de que haveria um valor limite (*threshold*) para a razão dívida pública/PIB, a partir do qual, os seus efeitos teriam uma magnitude ampliada.

Burriel, *et al.* (2020)[48] analisam os riscos econômicos associados a regimes de elevada dívida pública. Apontam que a elevada acumulação de dívida pública em decorrência da crise financeira e econômica mundial de 2009 serviu de amortecedor para o PIB, da mesma forma veio a ocorrer com a crise da COVID-19. Porém, consideram que níveis elevados de dívida a longo prazo são fontes de vulnerabilidade. Através de simulações em três modelos DSGE de grande escala, os resultados sugerem que as economias com elevada dívida podem estar sujeitas a maiores perdas de produção numa crise, a maiores períodos de tempo em recessão, a menor margem para uma política orçamental anticíclica e a impacto negativo em termos de produto potencial, com um impacto significativo nos prêmios de risco soberano e na necessidade de utilização do tipo de tributação mais distorcido para financiar o peso adicional da dívida no futuro.

Silva, Afonso e Gadelha (2021)[114] trouxeram novas evidências sobre a relação entre a dívida pública e o crescimento econômico no Brasil por meio de testes de causalidade de Granger, em análises multivariadas e bivariadas usando Vetor de Correção de Erros (VEC) e modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL). Foram utilizados dados mensais entre janeiro de 1998 a novembro de 2019 considerando a interação entre outras variáveis como juros, inflação, câmbio, Índice de Emerging Market Bond Index Plus (Embi +) e superávit primário. Foram descritas as seguintes conclusões: a dívida pública e crescimento do PIB têm uma relação de causalidade de Granger bidirecional; a dívida pode melhorar o crescimento no curto prazo e se tornar prejudicial no longo prazo; a taxa de crescimento do PIB sempre reduz a dívida, tanto no curto quanto no longo prazo; a dinâmica entre dívida e crescimento no longo prazo é influenciada pela interação com a taxa de inflação, a taxa de câmbio e Embi+.

Salomão Neto e da Silva (2023)[99] avaliaram a relação entre dívida pública e crescimento econômico no Brasil entre os quartos trimestres de 2002 e de 2020. Para isso, foram estimados Modelos Limiares Autorregressivos, cujos resultados sugeriram a existência de um ponto de inflexão para uma relação dívida bruta/PIB de 84% do PIB e de 59% do PIB para a relação dívida líquida/PIB, a partir dos quais o endividamento público passa a exercer pressão negativa sobre o crescimento econômico. Também foram estimados os efeitos não lineares da relação dívida/PIB sobre o produto, por meio de Regressões de Mudanças de Regime Markoviano, para diferentes níveis da relação dívida/PIB. Os resultados indicaram que a transição de regimes de baixa relação dívida/PIB para alta relação dívida/PIB provoca redução na taxa de crescimento econômico no Brasil.

Conforme observado na literatura, apesar do avanço recente nas discussões, há diversas questões a serem exploradas e pontos controversos em torno do tema que exigem maiores estudos.

3.2.1 Bibliometria

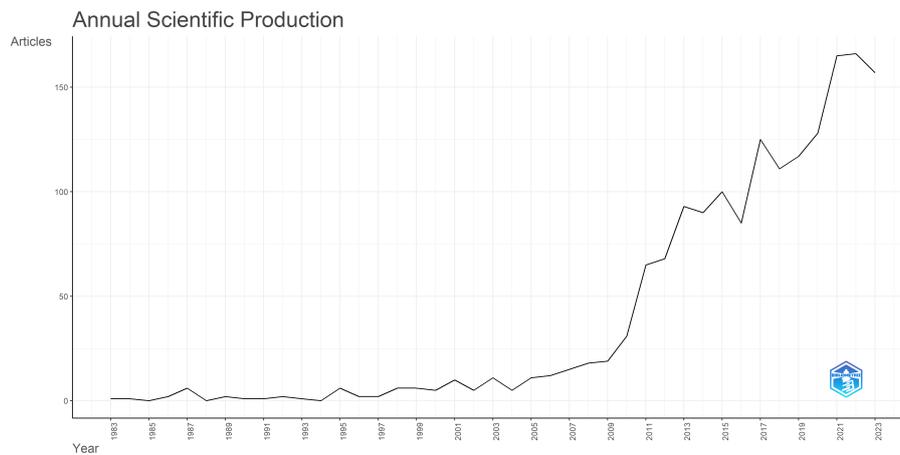
A bibliometria é uma ferramenta estatística básica para a gestão da informação e do conhecimento científico e tecnológico. As principais leis bibliométricas são: a Lei de Bradford, relacionada com a produtividade de periódicos; a Lei de Lotka, referente a produtividade científica de autores; e as Leis de Zipf, associada à frequência de palavras (GUEDES; BORSCHIVER, 2005)[76].

Nesta pesquisa, adotou-se a técnica bibliométrica como forma de pesquisa sistemática para

evidenciar a pertinência e a relevância do tema em pauta. Primeiramente, realizou-se a consulta de palavras-chave na base de dados da Scopus especificando-se: dívida pública e Unidades Federativas Brasileiras e/ou estados brasileiros. Porém, o resultado do filtro apontou um número bastante reduzido de publicações, sendo indício de poucas pesquisas com esta abrangência. Assim sendo, optou-se posteriormente pela consulta por termos mais abrangentes, nomeadamente, através das palavras-chave: "public debt"OR "sovereign debt"OR "dívida pública"AND "crescimento"OR "economic growth"OR "GDP".

Na sequência, com uso do software R-Studio e das ferramentas de tratamento de dados bibliométricos::biblioshiny(), foram obtidos os seguintes resultados:

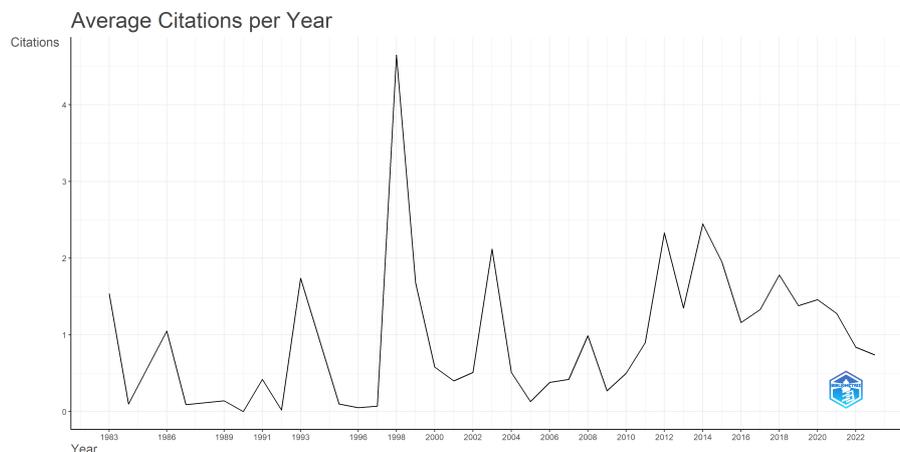
Figura 3.1: Produção científica anual



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

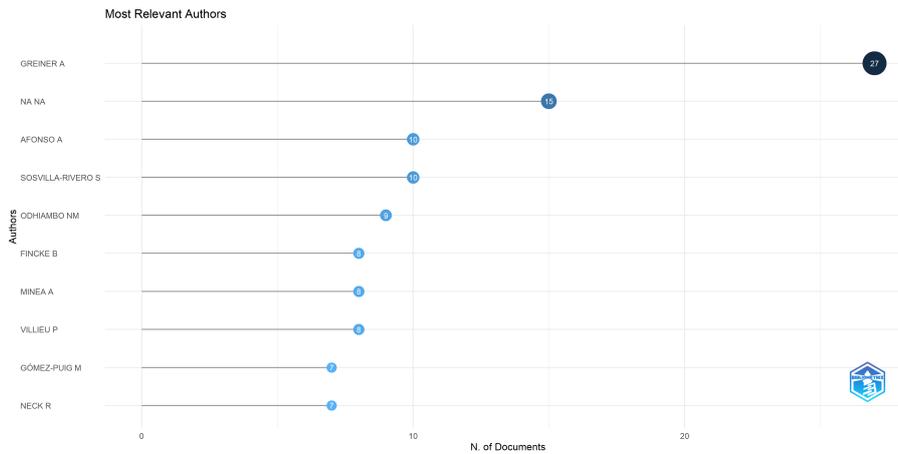
Observa-se pela Figura 1 que a produção científica anual apresentou crescimento substancial a partir de 2009, período pós crise financeira mundial de 2008, e atingiu o seu pico com mais de 150 publicações anuais no ano de 2022, período pós crise do coronavírus. Demonstra-se a dedicação cada vez maior dada pela comunidade científica ao tema. Ressalta-se há a possibilidade de 2023 apresentar o maior número de publicações da série uma vez que o ano ainda não se findou.

Figura 3.2: Média de citações de artigo por ano



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

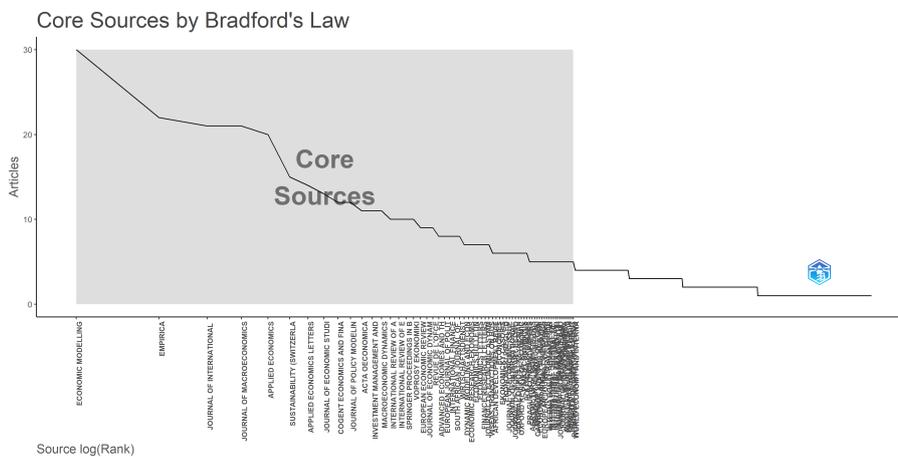
Figura 3.3: Fontes mais relevantes



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

Identifica-se pela Figura 2 um crescimento moderado da média de citações de artigos por ano, porém sem um padrão estável. Por sua vez, a Figura 3 apresenta os autores mais relevantes por número de publicações, com destaque para Alfred Greiner com 27 publicações.

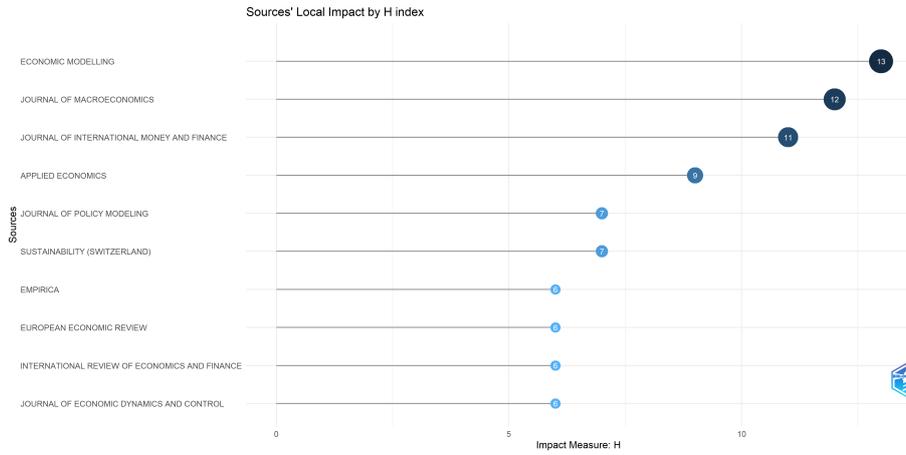
Figura 3.4: Lei de Bradford



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

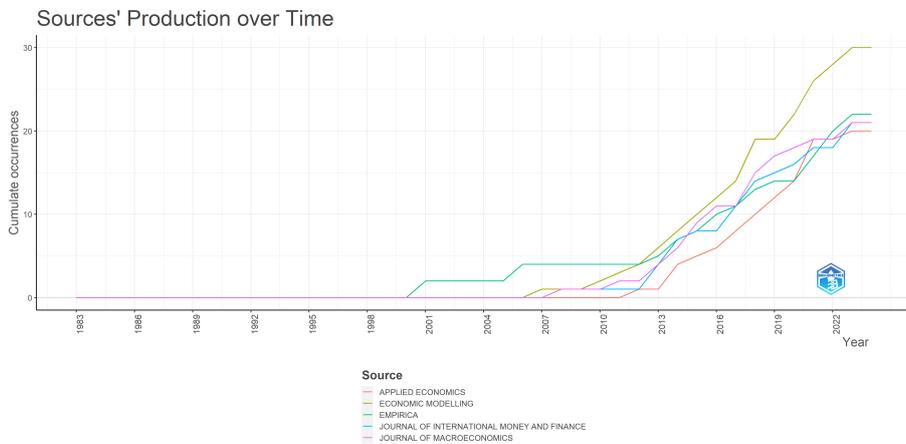
A Lei de Bradford, apresentada na Figura 4, permite estimar o grau de relevância de periódicos em dada área do conhecimento. Identifica-se que os periódicos que produzem o maior número de artigos sobre dado assunto formam um núcleo de periódicos, supostamente de maior qualidade ou relevância para aquela área (GUEDES; BORSCHIVER, 2005).[76] Neste caso, destacaram-se os artigos relacionados a modelagem econômica e jornais internacionais e de macroeconomia. O mesmo comportamento se observa nas Figuras 5, 6 e 7.

Figura 3.5: Impacto local das fontes pelo índice H



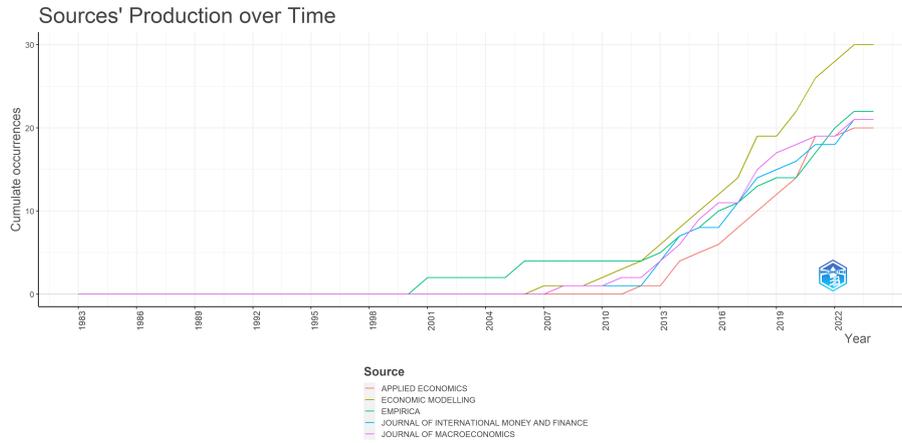
Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

Figura 3.6: Impacto local das fontes pelo índice H



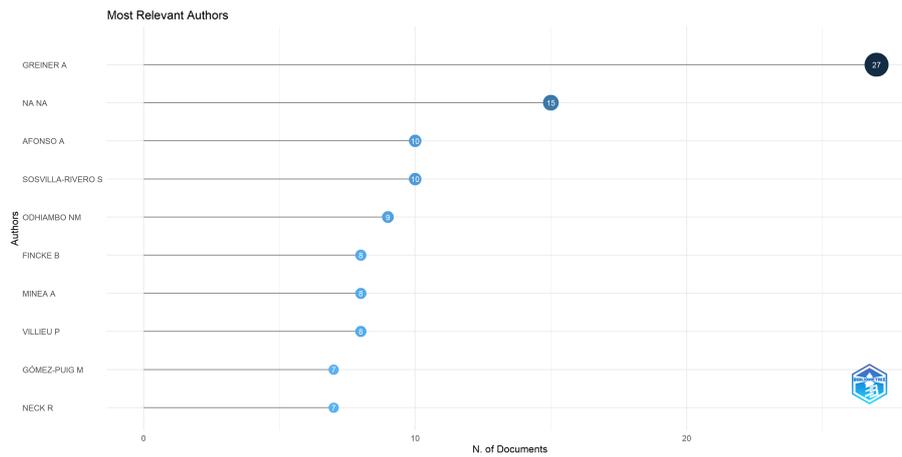
Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

Figura 3.7: Produção das fontes ao longo do tempo



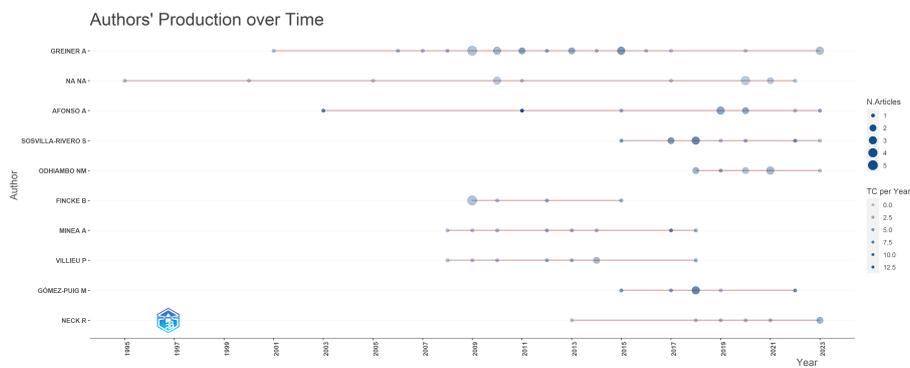
Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

Figura 3.8: Autores mais relevantes



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

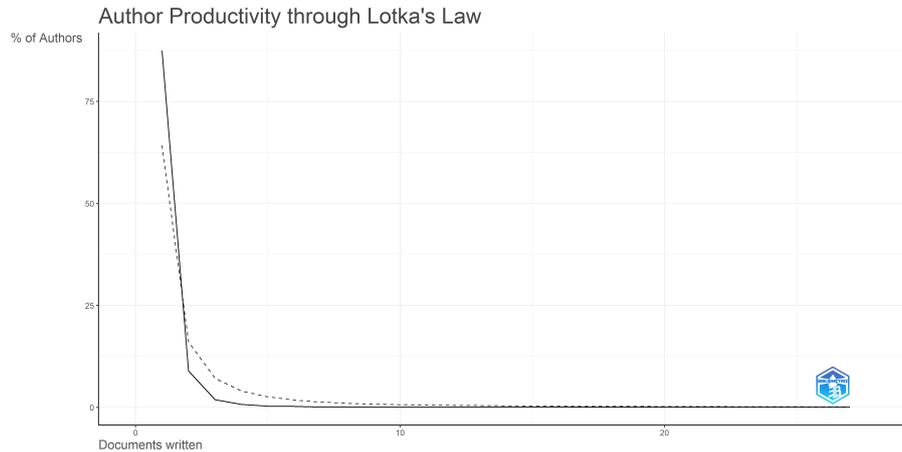
Figura 3.9: Produção dos autores ao longo do tempo



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

As Figuras 8 e 9 apresentam os autores mais relevantes em termos de número de documentos e de produção ao longo do tempo, respectivamente. Os autores Greiner e Afonso são os que mais se destacaram tanto em número de documentos como em produções ao longo do tempo.

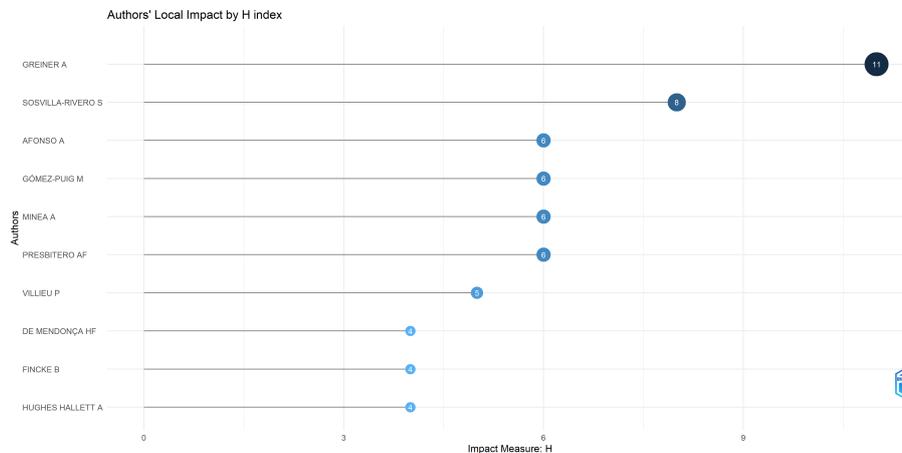
Figura 3.10: Produtividade dos autores pela Lei de Lotka



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

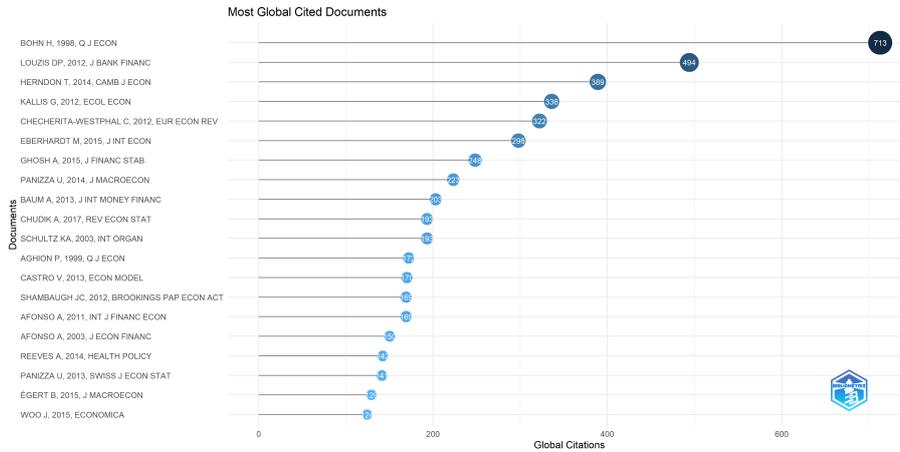
A Figura 10 considera a Lei de Lotka em que alguns pesquisadores, supostamente de maior prestígio em uma determinada área do conhecimento, produzem muito e muitos pesquisadores, supostamente de menor prestígio, produzem pouco (GUEDES; BORSCHIVER, 2005)[76]. Neste caso, o gráfico coincide com o comportamento previsto na referida Lei.

Figura 3.11: Impacto local do autor pelo índice H



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

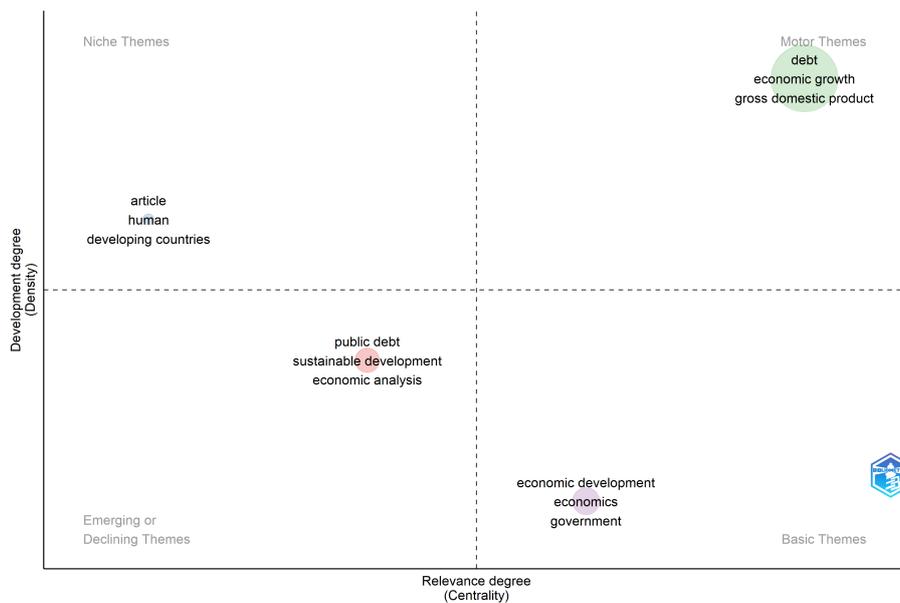
Figura 3.12: Documentos mais citados globalmente



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

A informação de autores com maior impacto e mais citados das Figuras 11 e 12, respectivamente, contribuíram para orientar a pesquisa bibliográfica sobre o tema da pesquisa. Por sua vez, a Figura 13 demonstra que o tema desta pesquisa apresenta alto nível de relevância e grau de desenvolvimento.

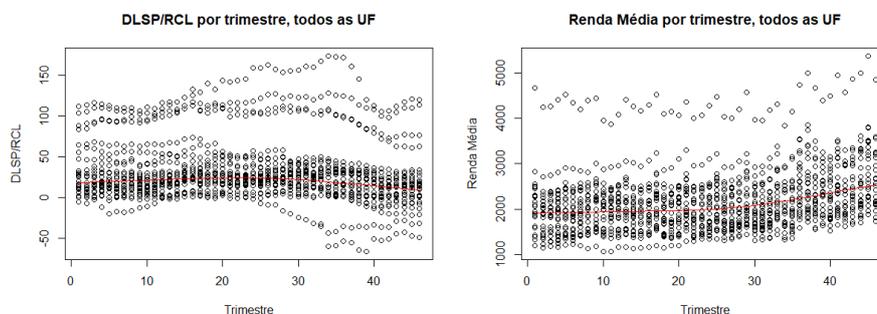
Figura 3.13: Mapa temático



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores.

o suavizador LOWESS, que usa regressão polinomial ponderada localmente. Desta forma, pela análise gráfica das referidas trajetórias, observa-se indícios de relação negativa entre as duas variáveis ao longo do tempo.

Figura 3.15: Trajetória dos dados

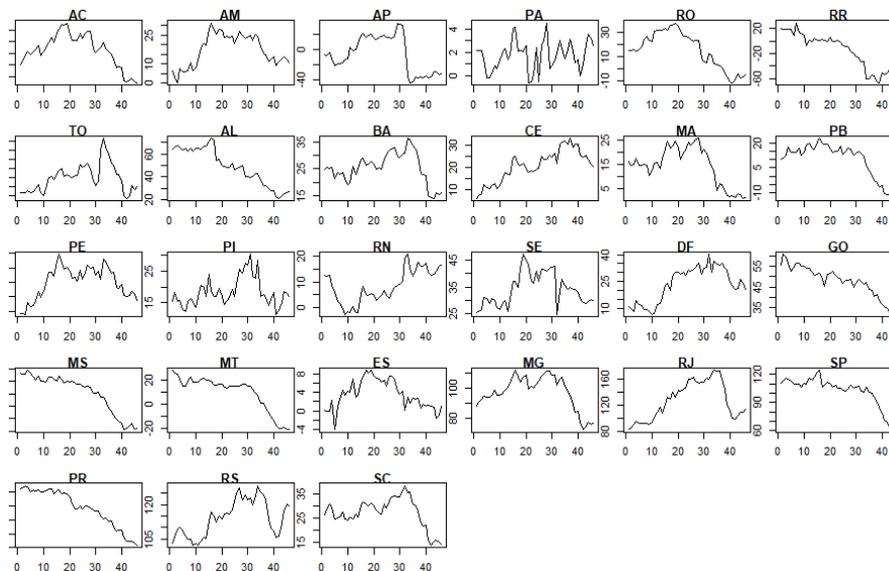


Elaboração própria dos autores no R-Studio.

Na Figura 16, observa-se o detalhamento para cada uma das Unidades Federativas (UF) das séries da dívida líquida do setor público sobre a receita corrente líquida (DLSP/RCL) nos 46 trimestres de análise; desde o primeiro trimestre de 2012 até o segundo trimestre de 2023.

Com exceção das UF Pará, Ceará, Rio Grande do Norte, Piauí e Rio Grande do Sul, as UF apresentaram redução nos níveis de DLSP/RCL, especialmente se comparados os períodos centrais de cada série com os períodos finais.

Figura 3.16: Série da DLSP/RCL por UF



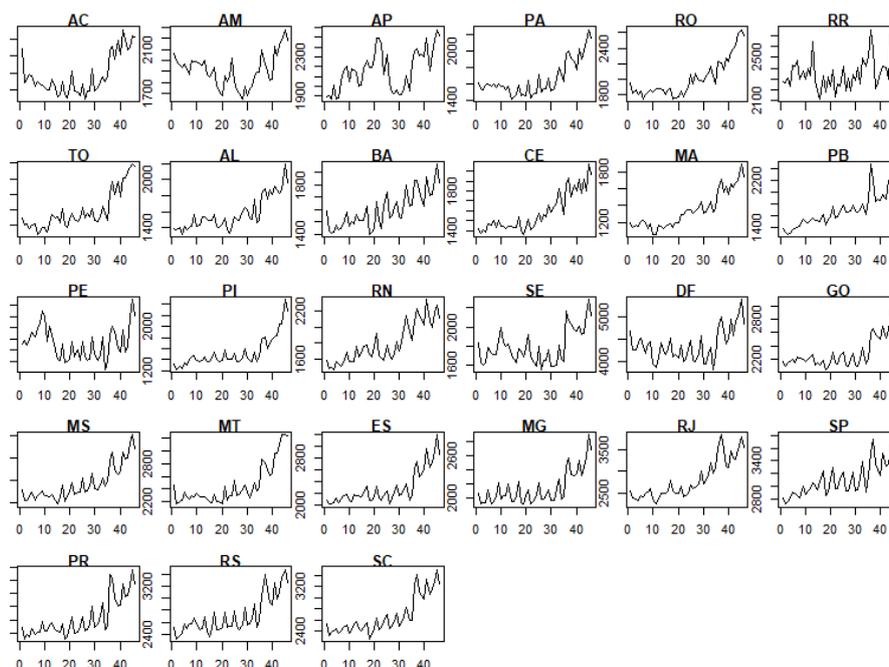
Elaboração própria dos autores no R-Studio.

Na Figura 17, apresenta-se o detalhamento para cada uma das Unidades Federativas (UF) das séries da renda média nos 46 trimestres de análise; desde o primeiro trimestre de 2012 até o segundo trimestre de 2023.

De forma geral, as UF apresentaram aumento nos níveis de Renda média, especialmente se comparados os períodos centrais de cada série com os períodos finais.

Comparando as evoluções das séries de DLSP/RCL e de renda média, representadas respectivamente, pelas Figuras 16 e 17, em geral, observam-se indícios de relação negativas entre as citadas variáveis na maioria das UF.

Figura 3.17: Série da Renda Média por UF



Elaboração própria dos autores no R-Studio.

Relação entre Dívida Líquida (DL) e Receita Corrente Líquida (RCL)

Um indicador importante que é frequentemente usado por analistas econômicos e estudiosos da gestão fiscal é a relação entre a Dívida Líquida (DL) e a Receita Corrente Líquida (RCL) para avaliar a saúde financeira de governos em vários níveis de administração, sejam eles federais, estaduais ou municipais. Este índice é essencial para avaliar a extensão do endividamento de uma entidade governamental em relação à sua capacidade de gerar receita. Isso é um componente essencial para cumprir suas obrigações financeiras.

A dívida líquida descreve o total de dívidas financeiras de um governo, incluindo dívidas de longo prazo e de curto prazo, descontadas dos ativos financeiros disponíveis. Portanto, a dívida líquida, que exclui os ativos financeiros detidos da equação, fornece uma representação mais precisa da dívida efetiva da entidade governamental. Isso ajuda a avaliar melhor o passivo da entidade governamental. A receita corrente líquida pode ser entendida como a receita disponível para o governo após a subtração das transferências legais a outras entidades e fundos. Em termos gerais, essa medida mostra os recursos financeiros à disposição do governo para o cumprimento de suas obrigações fiscais e operacionais.

Em análise econômica a relação DL/RCL assume um papel crucial na determinação da proporção da dívida governamental em relação à sua capacidade intrínseca de gerar receita disponível. Ressalta-se que um índice DL/RCL de baixo valor indica que a dívida representa uma parte relativamente pequena da receita disponível, o que geralmente é interpretado como um sinal positivo, indicando que o governo possui uma maior capacidade de cumprir suas obrigações financeiras. Por

outro lado, um índice DL/RCL mais alto indica que a dívida representa uma parte significativa da receita disponível. Isso pode ser interpretado como um sinal de risco mais alto em relação à inadimplência ou possíveis problemas financeiros.

No Brasil, a relação entre a Dívida Líquida (DL) e a Receita Corrente Líquida (RCL) é regulamentada por meio da chamada "Lei de Responsabilidade Fiscal - LRF" (Lei Complementar nº 101/2000, que entrou em vigor no Brasil no dia 4 de maio de 2000), que estabelece diretrizes e limites para a gestão fiscal dos entes federativos. A LRF estabelece regras e limites para as finanças públicas não apenas em nível federal, mas também em nível estadual e municipal.

Art. 1º da Lei Complementar n.º 101/2000 estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal, com amparo no Capítulo II do Título VI da Constituição. § 1º A responsabilidade na gestão fiscal pressupõe a ação planejada e transparente, em que se previnem riscos e corrigem desvios capazes de afetar o equilíbrio das contas públicas, mediante o cumprimento de metas de resultados entre receitas e despesas e a obediência a limites e condições no que tange a renúncia de receita, geração de despesas com pessoal, da seguridade social e outras, dívidas consolidadas e mobiliária, operações de crédito, inclusive por antecipação de receita, concessão de garantia e inscrição em Restos a Pagar.

A LRF estabelece limites para a Dívida Consolidada Líquida em relação à Receita Corrente Líquida (RCL), mas os detalhes desses limites variam para os diferentes níveis de governo (União, Estados e Municípios). Os limites específicos estão definidos nos artigos 30, 31 e 32 (SEÇÃO II – Dos Limites da Dívida Pública e das Operações de Crédito, SEÇÃO III – Da Recondução da Dívida aos Limites e SEÇÃO IV – Das Operações de Crédito, SUBSEÇÃO I – Da Contratação) da Lei e nos artigos 34, 38 e 39 (SUBSEÇÃO II – Das Vedações, SUBSEÇÃO III – Das Operações de Crédito por Antecipação de Receita Orçamentária e SUBSEÇÃO IV – Das Operações com o Banco Central do Brasil) e eles estipulam os percentuais máximos da Dívida Consolidada Líquida em relação à Receita Corrente Líquida.

Em maio de 2023 a Câmara dos Deputados aprovou o texto-base do novo regime fiscal para as contas da União a fim de substituir o atual teto de gastos. A proposta foi aprovada por 372 votos a 108, na forma do parecer do relator, deputado Cláudio Cajado (PP-BA), (Agência Câmara de Notícias). O Projeto de Lei Complementar (PLP) 93/23 fixa regras para manter as despesas abaixo das receitas a cada ano e, se houver sobras, usá-las apenas em investimentos, buscando trajetória de sustentabilidade da dívida pública.

Crescimento Econômico - Renda Real Média dos Estados Brasileiros

O crescimento econômico, representado pela Renda Real Média dos Estados Brasileiros, ocupa um lugar destacado no modelo em questão. Essa métrica representa o aumento médio de renda das pessoas que vivem nessas jurisdições. O crescimento econômico é um parâmetro crucial para avaliar o progresso da economia de uma área geográfica específica. No contexto deste estudo, o crescimento é definido como uma medida que reflete o desenvolvimento econômico dos estados brasileiros.

Uma medida importante para avaliar o bem-estar econômico das populações em diferentes regiões do Brasil é a Renda Real Média dos Estados Brasileiros. Essa variável é uma representação da renda média disponível para os cidadãos após a correção dos efeitos inflacionários. A variável em questão tem como objetivo prover uma visão mais precisa da capacidade de compra e da qualidade de vida em cada estado.

Como supracitado, uma medida sensível às mudanças na economia é a Renda Real Média dos Estados Brasileiros. Essa medida pode ser significativamente afetada por mudanças nas políticas fiscais, inflação, emprego e crescimento econômico. Os formuladores de políticas, economistas e pesquisadores precisam fazer uma análise da Renda Real Média dos Estados Unidos Brasileiros porque fornece informações sobre como as políticas governamentais (políticas fiscais, em especial), os investimentos públicos e as flutuações econômicas impactam a vida das pessoas em várias partes

do país.

No que se refere aos dados do país, o rendimento médio real do trabalhador brasileiro fechou o ano de 2022 em R\$ 2.715, valor 1% inferior ao registrado no ano anterior. O dado é da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (Pnad), divulgada nesta terça-feira (28) pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). De 2020 para 2021, a renda média do trabalhador já havia caído 7% ao passar de R\$ 2.949 para R\$ 2.743, uma perda de 7,9% em seu poder de compra em dois anos. Mesmo assim, analisando-se apenas o último trimestre de 2022, quando o rendimento médio ficou em R\$ 2.808, houve ganhos para o trabalhador. A renda real cresceu 1,9% em relação ao terceiro trimestre do ano e 8,3% na comparação com o quarto trimestre de 2021.

	Acre		Amazonas		Amapá		Pará		Rondônia		Roraima		Tocantins	
	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)
Valor inicial	30,22	2286,00	6,57	2064,0	-5,30	1891,00	2,15	1618,0	14,45	1951,00	19,50	2275,0	6,35	1892,00
Valor Final	14,62	2418,00	10,56	2179,0	-31,58	2519,00	2,60	2157,0	-5,43	2565,00	-48,89	2672,0	10,02	2561,00
Mínimo	14,62	1693,00	0,20	1648,0	-43,22	1869,00	-0,64	1419,0	-11,59	1742,00	-66,36	2115,0	3,24	1690,00
Máximo	66,14	2512,00	31,33	2281,0	35,83	2581,00	4,56	2262,0	37,57	2644,00	28,88	2760,0	36,68	2587,00
Média	42,53	1975,85	17,18	1910,7	-5,33	2164,13	1,74	1667,7	15,45	2008,09	-15,30	2362,5	14,71	1993,89
Desvio Padrão	14,06	232,30	8,18	145,8	24,18	205,09	1,28	212,8	14,98	239,45	27,80	157,5	7,70	249,94
Correlação (Div. Líq. % RCL, Renda Média)	-0,86		-0,6		-0,32		0,1		-0,83		-0,4		-0,06	

Figura 3.18: Estatísticas dos dados obtidos para os Estados da Região Norte

	Alagoas		Bahia		Ceará		Maranhão		Paraíba		Pernambuco	
	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)
Valor inicial	64,20	1395,00	24,93	1584,00	6,29	1425,00	16,09	1198,00	10,01	1395,00	14,10	1861,00
Valor Final	26,69	1970,00	16,15	1814,00	20,49	1966,00	1,37	1738,00	-13,40	2090,00	18,59	2105,00
Mínimo	21,19	1323,00	13,85	1398,00	6,29	1365,00	1,21	1063,00	-13,40	1295,00	14,01	1633,00
Máximo	73,49	2192,00	36,40	1965,00	32,87	2069,00	25,56	1887,00	22,60	2482,00	34,74	2249,00
Média	49,02	1579,70	25,46	1595,52	20,72	1590,67	14,51	1341,52	9,54	1687,02	25,07	1866,67
Desvio Padrão	15,90	203,06	5,74	145,71	7,05	192,12	7,74	207,22	10,72	264,44	5,52	142,28
Correlação (Div. Líq. % RCL, Renda Média)	-0,79		-0,18		0,63		-0,69		-0,76		-0,51	

Figura 3.19: Estatísticas dos dados obtidos para os Estados da Região Nordeste - Parte I

	Piauí		Rio Grande do Norte		Sergipe	
	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)	Divida Líquida (%RCL)	Renda Média Real (RS)
Valor inicial	15,48	1328,00	12,73	1580,00	25,61	1832,00
Valor Final	17,02	2277,00	16,55	2124,00	29,81	2119,00
Mínimo	11,35	1230,00	-2,74	1469,00	24,93	1559,00
Máximo	30,41	2489,00	20,92	2353,00	47,09	2289,00
Média	18,37	1527,85	8,30	1793,50	34,08	1796,91
Desvio Padrão	4,49	266,38	6,55	246,62	5,92	179,40
Correlação (Div. Líq. % RCL, Renda Média)	-0,17		0,70		-0,32	

Figura 3.20: Estatísticas dos dados obtidos para os Estados da Região Nordeste - Parte II

3.2.3 A relação entre a dívida e o crescimento da economia

A relação complexa entre a dívida pública e o crescimento econômico tem sido extensivamente estudada na literatura acadêmica. Diversos estudos empíricos e teóricos têm contribuído para a compreensão dessas dinâmicas. Reinhart e Rogoff (2010) conduziram um estudo que examinou a relação entre crescimento econômico e níveis elevados de dívida pública em uma variedade de nações. Os autores investigam a relação entre dívida pública elevada, crescimento e inflação por meio de um novo conjunto de dados históricos sobre dívida pública de vários países. Seu principal

resultado é que, embora a relação entre crescimento e dívida pareça relativamente fraca em níveis de dívida "normais", as taxas médias de crescimento para países com dívida pública superior a 90% do PIB são cerca de 1% menor do que de outra forma; as taxas de crescimento médias são muito mais baixas. A relação entre o crescimento e a dívida pública é surpreendentemente semelhante em mercados emergentes e economias avançadas. Adicionalmente, os autores mostraram que, após a crise financeira mundial de 2007-2009, o aumento da dívida pública foi uma tendência significativa, especialmente nos países que foram atingidos pela crise. Eles se perguntam quais serão os efeitos macroeconômicos de longo prazo de uma dívida pública muito alta, especialmente à medida que os custos de seguridade social aumentam e as populações envelhecem.

No entanto, é importante notar que esse estudo foi posteriormente questionado por Herndon, Ash e Pollin (2013)[82], que identificaram inconsistências nos dados e argumentaram que os efeitos adversos da dívida pública sobre o crescimento foram superestimados. Os autores replicaram o artigo de Reinhart e Rogoff (2010)[107] e concluímos que ocorreram erros de cálculo significativos, erros de codificação e ponderação inadequada das estatísticas resumidas resultantes da exclusão selectiva dos dados disponíveis. Esses erros de cálculo distorcem a representação da relação entre a dívida pública e o crescimento do PIB em vinte economias avançadas. Entre 1946 e 2009, os países com rácios dívida pública/PIB superiores a 90% cresceram o PIB real em média de 2,2%, em vez de -0,1% divulgado. De acordo com os autores, os resultados publicados para (i) taxas medianas de crescimento do PIB para o período 1946-2009 e (ii) números médios e medianos de crescimento do PIB entre 1790-2009 estão todos distorcidos por erros metodológicos semelhantes, embora as magnitudes das distorções sejam um pouco menores do que com os números médios para 1946-2009. Contrariamente às alegações mais amplas de Reinhart e Rogoff, tanto o crescimento médio como o mediano do PIB quando os níveis da dívida pública excedem 90% do PIB não são dramaticamente diferentes de quando os rácios dívida pública/PIB são mais baixos. A relação entre a dívida pública e o crescimento do PIB varia significativamente consoante o período e o país. A nossa evidência geral refuta a afirmação de RR de que os rácios dívida pública/PIB superiores a 90% reduzem consistentemente o crescimento do PIB de um país.

Desde o início do século XIX, as economias avançadas têm experimentado uma sobrecarga da dívida pública, o que é o foco do estudo em análise. Os resultados de Reinhart, et. al (2012)[107] mostraram que esses períodos de dívida excessiva têm uma duração média de aproximadamente 23 anos, mesmo depois de terem começado. O estudo descobre uma correlação significativa entre um crescimento econômico mais lento e o excesso de dívida pública; esse fenômeno ultrapassa os efeitos das taxas de juros reais. Dentre os 26 episódios encontrados, a maioria durou mais de dez anos, o que dificulta a conclusão de que essa correlação é principalmente resultado de acumulações de dívida durante recessões econômicas. De acordo com os autores, a longa duração desses episódios suscita preocupações substanciais, uma vez que os efeitos prejudiciais do excesso de dívida pública sobre o crescimento econômico podem ser de magnitude considerável. O estudo em questão enfatizou o problema da sobrecarga da dívida pública nas economias desenvolvidas, especialmente considerando os altos níveis de endividamento público observados. Além disso, a análise histórica indicou que o tratamento contínuo e duradouro da sobrecarga da dívida é necessário para mitigar os efeitos negativos que a sobrecarga da dívida pode ter. A reestruturação e a conversão da dívida são opções que devem ser consideradas. Como resultado, o estudo instigou a reflexão sobre a necessidade de abordagens cuidadosamente planejadas para mitigar os desafios econômicos subjacentes ao excesso de dívida pública. Isso se deve à sua projeção de crescimento mais lento e aos efeitos cumulativos significativos que podem produzir.

Salomão Neto e da Silva (2023)[99] avaliaram a relação entre dívida pública e crescimento econômico no Brasil entre os quartos trimestres de 2002 e de 2020. Os resultados sugeriram a existência de um ponto de inflexão para uma relação dívida bruta/PIB de 84% do PIB e de 59% do PIB para a relação dívida líquida/PIB, a partir dos quais o endividamento público passa a exercer

pressão negativa sobre o crescimento econômico. Adicionalmente, foram estimados os efeitos não lineares da relação dívida/PIB sobre o produto, por meio de Regressões de Mudanças de Regime Markoviano, para diferentes níveis da relação dívida/PIB, cujos resultados indicaram que a transição de regimes de baixa relação dívida/PIB para alta relação dívida/PIB provoca redução na taxa de crescimento econômico no Brasil.

3.3 Metodologia

No que diz respeito aos objetivos desta pesquisa, esta classifica-se como descritiva, pois procura-se identificar o relacionamento existente entre o endividamento público das 27 UF do Brasil com o respectivo crescimento econômico. Segundo Prodanov e Freitas (2013)[20], este tipo de pesquisa visa descrever as características de determinado fenômeno ou o estabelecimento de relações entre as variáveis.

Utiliza-se neste estudo uma forma de abordagem do problema predominantemente quantitativa, empregada para analisar a interação de certas variáveis (PRODANOV; FREITAS, 2013, p.70)[20]. Por outro lado, a pesquisa tem natureza aplicada, uma vez que “[...] objetiva gerar conhecimentos para aplicação prática dirigidos à solução de problemas específicos. Envolve verdades e interesses locais.” (PRODANOV; FREITAS, 2013, p.51)[20].

Quanto aos procedimentos técnicos adotados, esta pesquisa é classificada como um estudo de caso. Gil (2010, p. 37)[5] aponta que o estudo de caso “consiste no estudo profundo e exaustivo de um ou mais objetos, de maneira que permita seu amplo e detalhado conhecimento” e que trata-se de “[...] uma estratégia de pesquisa que busca examinar um fenômeno contemporâneo dentro de seu contexto.”

Prodanov e Freitas (2013, p.62)[20] descrevem como limitações a metodologia do estudo de caso a dificuldade de generalização:

"a análise de um único ou mesmo de múltiplos casos fornece uma base muito frágil para a generalização científica. Todavia, os propósitos do estudo de caso não são os de proporcionar o conhecimento preciso das características de uma população a partir de procedimentos estatísticos, mas, sim, o de expandir ou generalizar proposições teóricas. O maior risco do estudo de caso único é que a explicação científica mostre-se frágil, devido a possíveis incidências de fenômenos encontrados apenas no universo pesquisado, o que pode comprometer a confiabilidade dos achados da pesquisa. Em qualquer das alternativas, o pesquisador deverá compor um cenário que corresponda à teoria que fundamenta a pesquisa e que se revele num nível de profundidade capaz de revelar as relações entre os elementos estudados.”

Em relação a coleta de dados, primeiramente, foram obtidos junto às Estatísticas Fiscais Regionalizadas do BACEN (<https://www.bcb.gov.br/estatisticas/tabelasespeciais>) os dados trimestrais referentes à Dívida Líquida em percentual da Receita Corrente Líquida (%RCL), como proxy do endividamento, para cada uma das 27 Unidade Federativas (UF) do Brasil. Cabe ressaltar que cada UF inclui respectivos governo estadual, capital e municípios, excluindo-se a dívida da União. A própria fonte dos dados descreveu que a Receita Corrente Líquida acumulada em 12 meses teve dados estimados para cada localidade da amostra com base nos Relatórios de Gestão Fiscal. Por outro lado, salienta-se que, após pesquisa em diferentes fontes, constatou-se dificuldade em se obter dados sobre a dívida pública para as Unidades Federativas do Brasil anteriores a 2012, limitando-se o horizonte desta pesquisa. Assim, a série coletada tem 46 observações para cada UF e tem início a partir do primeiro trimestre de 2012 até o segundo trimestre de 2023.

Ainda sobre a coleta de dados, foram levantados dados trimestrais referentes aos rendimentos médios reais efetivos (em R\$), como proxy para o crescimento econômico das 27 UF, junto ao banco

de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>), que apontou como fonte o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PNAD Contínua), desde o 1º trimestre de 2012 até o 2º trimestre de 2023, período coincidente com os dados de dívida descritos anteriormente.

Na sequência, procedeu-se ao tratamento dos dados. Em primeiro lugar, aplicou-se no Excel o logaritmo na variável rendimentos médios reais efetivo (em R\$), proxy para o crescimento econômico, de forma a obter-se a taxa de crescimento econômico após a regressão do modelo Log-linear, especificado na sequência. Os dados trimestrais do logaritmo da dívida líquida como percentual da receita e da renda média real efetiva de cada UF foram empilhados em painel, gerando 1242 observações (46 observações para cada uma das 27 UF).

3.3.1 Modelos de Regressão aplicados

- Modelo de regressão pelo Método dos Mínimos Quadrados (MQO) para dados empilhados ou modelo de coeficientes constantes:

Segundo Gujarati (2011, p.585)[9], o "Modelo MQO para dados empilhados (pooled data). Simplesmente empilhamos todas as [...] observações e estimamos uma regressão "grande", desprezando a natureza de corte transversal e de séries temporais de nossos dados". Desta forma, iniciou-se a modelagem da regressão pelo método dos mínimos quadrados (MQO) para os dados em painel Pooled de acordo com a seguinte expressão de modelo log-linear:

$$\ln(RM_{it}) = \alpha_i + \beta_1(DL/RCL_{it}) + u_{it} \quad (3.1)$$

Em que $\ln(RM_{it})$ representa o logaritmo da renda média real por UF (i) no período (t), $(DL/RCL)_{it}$ representa a dívida líquida sobre a receita corrente líquida e u_{it} corresponde ao termo de erro; assim, i representa a i-ésima UF e t é o período de tempo para as variáveis que definimos anteriormente.

Gujarati (2011, p.587) aponta que o principal problema desse modelo é que ele não distingue entre as diversas unidades analisadas nem diz se a resposta relação entre a variável dependente e as explanatórias ao longo do tempo é a mesma para todas as unidades analisadas. Assim, ao juntarmos diferentes unidades em períodos diferentes, camuflamos a heterogeneidade (individualidade) que possa existir entre as unidades. A individualidade de cada sujeito está incluída no termo de erro (u_{it}). Em consequência, é bem possível que o termo de erro possa estar correlacionado com alguns dos regressores incluídos no modelo. Se for esse o caso, os coeficientes estimados na Equação podem ser tendenciosos e inconsistentes.

- Modelo de Regressão de dados em painel de efeitos fixos:

Gujarati (2011, p.591) Uma forma alternativa de estimarmos uma regressão para dados empilhados é eliminar o efeito fixo, β_{1i} , expressando os valores das variáveis dependente e explanatória para cada empresa como desvios de seus respectivos valores médios.

Assim, para a UF i obteremos os valores médios amostrais de $\ln(RM_{it})$, de $(DL/RCL)_{it}$ e de u_{it} e subtraímos dos valores individuais dessas variáveis. Os valores resultantes são chamados corrigidos para a média. Esse procedimento será executado para cada UF e combinamos todos os valores corrigidos para a média e efetuamos uma regressão de MQO. A descrição do modelo padrão a ser adotado o referido procedimento tem a seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_{it} + \mu_i + \vartheta_{it} \quad (3.2)$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + \vartheta_{it} \quad (3.3)$$

Sendo (ε_{it}) o erro composto, isto é, efeito fixo ou heterogeneidade não observado (μ_i) mais erro variável ou idiossincrático (ϑ_{it}).

Cabe ressaltar que, de acordo com Gujarati (2011, p.593)[9], pode-se mostrar que o estimador de efeito fixo dentro do grupo produz estimativas consistentes dos coeficientes angulares, enquanto a

regressão para dados empilhados ordinária pode não produzir. Por outro lado, apesar dos respectivos estimadores serem consistentes, os mesmos são ineficientes, isto é, têm variâncias maiores, se comparadas aos resultados de regressão com dados empilhados ordinários.

Após a especificação da modelagem, através de testes estatísticos, identificou-se a adequação dos modelos de regressão de dados em painel, neste caso: o modelo MQO para dados empilhados (pooled data); o modelo de regressão de dados em painel de efeitos fixos; e, ainda, o modelo de regressão de dados em painel de efeitos variáveis. Neste sentido, Gujarati (2011, p.596)[9] aponta que a hipótese nula subjacente ao teste de Hausman é que os estimadores do modelo de efeito fixo e do modelo de componentes dos erros (efeitos variáveis) não diferem substancialmente. Se a hipótese nula for rejeitada, a conclusão é que o modelo de efeitos aleatórios não é adequado, porque os efeitos aleatórios provavelmente estão correlacionados com um ou mais regressores. Nesse caso, o modelo de efeitos fixos é preferível aos de efeitos aleatórios (componentes) dos erros.

Além do teste de Hausman, Gujarati (2011, p.597)[9] sugere a possibilidade de usar o teste de Breusch-Pagan (BP) para verificar a hipótese de que não há efeitos aleatórios sob a hipótese nula, o BP segue uma distribuição de qui-quadrado com 1 grau de liberdade.

3.4 Resultado

Com o intuito de oferecer contribuições para o tema em pauta, este estudo buscou investigar a existência de relação entre a dívida pública e o crescimento econômico no período compreendido entre 2012 e o segundo trimestre de 2023. Como delineado na metodologia adotada, inicialmente conduziu-se uma análise de regressão utilizando o modelo MQO para dados agrupados (pooled data). Desta forma, foram extraídos do software Gretl os seguintes resultados para a respectiva regressão intitulada como Modelo 1:

Modelo 1: MQO agrupado, usando 1242 observações
 Incluídas 27 unidades de corte transversal
 Comprimento da série temporal = 46
 Variável dependente: LNYN
 Erros padrão robustos (HAC)

	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
const	7,58467	0,0598396	126,7	0,0000 ***
DLSRCL	0,00184474	0,000835571	2,208	0,0363 **
Média var. dependente	7,644570	D.P. var. dependente		0,278797
Soma resíd. quadrados	90,38194	E.P. da regressão		0,269979
R^2	0,063012	R^2 ajustado		0,062256
$F(1, 26)$	4,874202	P-valor(F)		0,036286
Log da verossimilhança	-135,0323	Critério de Akaike		274,0646
Critério de Schwarz	284,3135	Hannan-Quinn		277,9187
$\hat{\rho}$	0,973659	Durbin-Watson		0,062328

Teste de White para a heteroscedasticidade –
 Hipótese nula: sem heteroscedasticidade
 Estatística de teste: LM = 18,0426
 com p-valor = $P(\chi^2(2) > 18,0426) = 0,000120809$

Teste da normalidade dos resíduos –
 Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal
 Estatística de teste: $\chi^2(2) = 70,9853$
 com p-valor = 3,85255e-16

Teste de Wooldridge para autocorrelação em dados em painel –
 Hipótese nula: Sem autocorrelação de primeira-ordem ($\rho = 0$)
 Estatística de teste: $t(26) = 179,024$
 com p-valor = $P(|t| > 179,024) = 1,0112e-41$

Os resultados da análise de regressão revelam que, considerando os p-valores correspondentes, os coeficientes da regressão são positivos e estatisticamente significativos a um nível de 5% de significância. No entanto, o Coeficiente de Determinação (R^2) demonstrou um valor relativamente reduzido, sugerindo uma porcentagem limitada da variação na resposta explicada pelo modelo utilizado.

Por sua vez, o p-valor próximo a zero identificado no Teste de White indica a presença de heterocedasticidade, o que levou à utilização de erros robustos na estimativa do modelo. De acordo com Gujarati (2011, p. 602)[9], supondo que os coeficientes angulares sejam constantes entre os indivíduos, se o termo de erro não estiver correlacionado com os regressores, os estimadores para dados empilhados serão consistentes. Porém, os termos de erro provavelmente estão correlacionados ao longo do tempo para um dado indivíduo. Dessa forma, é recomendado o uso de erros padrão corrigidos para painel para testar a hipótese em questão.

Identificou-se que o modelo também não atendeu a outras hipóteses básicas dos modelos de regressão por MQO, nomeadamente, quanto à normalidade dos resíduos e a ausência de autocorrelação. Assim, de acordo com Gujarati (2011, p.591)[9], os coeficientes estimados na equação podem ser tendenciosos e inconsistentes. Dito isto, o modelo regressão pelo modelo MQO para dados empilhados (pooled data) não se releva o mais adequado.

Em seguida, por meio dos testes estatísticos descritos na metodologia, foi conduzido no software Gretl um diagnóstico para avaliar a adequação de três modelos: o modelo MQO para dados empilhados (pooled data), o modelo de regressão de dados em painel de efeitos fixos e o modelo de regressão de dados em painel de efeitos variáveis. Os resultados obtidos foram os seguintes:

Diagnósticos: utilizando $n = 27$ unidades de corte transversal

Estimador de efeitos fixos permite diferenciar os interceptos por unidade de corte transversal

	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
const	7,74264	0,00820166	944,00	0,0000 ***
DLSPRCL	-0,00302040	0,000234558	-12,88	1,17e-035 ***

Variância dos resíduos: $13,9657/(1242 - 28) = 0,0115039$

Significância conjunta da diferenciação das médias de grupo: $F(26, 1214) = 255,486$ com p-valor 0 (Neste caso, o p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

Estimadores de variância: entre = 0,0613245 dentro = 0,0115039 teta utilizado para quasi-desmediação = 0,93627

Estimador de efeitos aleatórios permite um componente unitário-específico no termo de erro

	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
const	7,73732	0,0486400	159,1	0,0000 ***
DLSPRCL	-0,00285663	0,000232476	-12,29	7,85e-033 ***

Estatística de teste Breusch-Pagan: $LM = 17267,4$ com $p\text{-valor} = \text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 17267,4) = 0$ (Neste caso, o p -valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Estatística de teste de Hausman: $H = 16,4418$ com $p\text{-valor} = \text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 16,4418) = 5,0167e-005$ (Neste caso, o p -valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

De acordo com o diagnóstico efetuado, o teste F inicial, que avalia a significância conjunta da diferenciação das médias de grupo, demonstrou um p -valor próximo de zero, rejeitando a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é apropriado. Isso aponta para a superioridade do modelo de efeitos fixos na explicação da relação entre as variáveis. Em seguida, o teste de Breusch-Pagan foi aplicado para comparar o modelo MQO agrupado (pooled) com o modelo de efeitos aleatórios, indicando a preferência pelo último. Posteriormente, o teste de Hausman, comparando os modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios, mostrou um baixo p -valor, favorecendo a hipótese alternativa de existência do modelo de efeitos fixos.

Assim, procedeu-se à regressão correspondente de dados em Painel de efeitos fixos no software Gretl, denominado Modelo 2, resultando nos seguintes dados:

Modelo 2: Efeitos-fixos, usando 1242 observações
Incluídas 27 unidades de corte transversal
Comprimento da série temporal = 46
Variável dependente: LNYN

	Coefficiente	Erro Padrão	razão- t	p -valor
const	7,74264	0,00820166	944,0	0,0000
DLSRCL	-0,00302040	0,000234558	-12,88	0,0000
Média var. dependente	7,644570	D.P. var. dependente		0,278797
Soma resíd. quadrados	13,96574	E.P. da regressão		0,107256
R^2 LSDV	0,855217	Dentro R^2		0,120173
$F(27, 1214)$	265,5920	P -valor(F)		0,000000
Log da verossimilhança	1024,646	Critério de Akaike		-1993,293
Critério de Schwarz	-1849,807	Hannan-Quinn		-1939,335
$\hat{\rho}$	0,816583	Durbin-Watson		0,394273

Teste conjunto nos regressores designados –
Estatística de teste: $F(1, 1214) = 165,817$
com $p\text{-valor} = P(F(1, 1214) > 165,817) = 1,16531e-35$

Teste para diferenciar interceptos de grupos –
Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum
Estatística de teste: $F(26, 1214) = 255,486$
com $p\text{-valor} = P(F(26, 1214) > 255,486) = 0$

$$t(26, 0, 025) = 2,056$$

	coeficiente	Intervalo de confiança de 95%	
const	7,74264	7,66968	7,81560
DLSRCL	-0,00302040	-0,00526738	-0,000773416

Com base no modelo de regressão aplicado aos dados em Painel de efeitos fixos, verifica-se que os p-valores dos testes individuais de significância dos coeficientes, bem como do teste F para a significância global da regressão, aproximam-se de zero. Isso indica que, a um nível de significância de 5%, os coeficientes da regressão são estatisticamente significativos e que, de fato, a regressão como um todo é capaz de explicar a relação entre as variáveis analisadas.

Como se trata de um modelo log-linear, a interpretação do coeficiente linear é a seguinte: um acréscimo de uma unidade na dívida líquida (DLSP) em relação à receita corrente líquida (RCL) — equivalente, neste caso, a um aumento de um ponto percentual na relação entre DLSP e RCL — está associado a uma diminuição de 0,302040% (ou $100 \times -0,00302040$) na taxa de crescimento da renda média real das UF, quando analisadas em conjunto.

Por outro lado, nota-se um R^2 relativamente elevado. O R^2 LSDV, dentro do escopo do Método dos Mínimos Quadrados em Diferenças em Variáveis Instrumentais (LSDV), representa o quão eficazmente as variáveis utilizadas no modelo conseguem explicar as variações na variável prevista. Em resumo, o R^2 indica o quão bem as previsões do modelo se aproximam dos valores reais observados.

Cabe destacar que, conforme Gujarati (2011, 602)[9], em relação a propriedade dos estimadores de efeitos fixos, mesmo que se pressuponha que o modelo subjacente seja com dados empilhados ou de efeito aleatório, os estimadores de efeitos fixos são sempre consistentes. Por outro lado, também segundo Gujarati (2011, 603)[9], se considerarmos que E_i (termo de erro) e os X_i não estão correlacionados, o modelo de componente dos erros (efeitos aleatórios) pode ser adequado; porém, se E_i e os X_i estiverem correlacionados, descreve-se que o modelo de efeitos fixos pode ser adequado.

Por fim, é relevante observar que os coeficientes estimados pela regressão de efeitos fixos mostraram-se bastante próximos aos obtidos pela regressão de efeitos aleatórios mencionada no diagnóstico de comparação entre os modelos. Especificamente, foram descritos valores de 7,74264 para a constante e -0,00302040 para o coeficiente angular no modelo de efeitos fixos, enquanto para o modelo de efeitos aleatórios os valores foram de 7,73732 e -0,00285663, respectivamente. Essa proximidade de valores indica coerência de resultados, especialmente no que diz respeito a relação negativa entre DLSP/RCL e renda média encontrada nos dois modelos.

3.5 Conclusão

As crises mundiais recentes têm trazido desafios adicionais no controle da dívida pública dos diversos países. Neste contexto, o Brasil vem aumentando seus gastos públicos e apresentando dificuldades em expandir a receita pública e o crescimento econômico. Estudos como os de Salomão Neto e da Silva (2023), apontam que, pelo menos a partir de certos níveis, há uma relação negativa entre nível de dívida pública e crescimento econômico no âmbito nacional.

Este trabalho teve como objetivo verificar a existência e o tipo de relação entre a dívida pública e o crescimento econômico, no período de 2012 até o segundo trimestre de 2023, especificamente, para dívida do conjunto das Unidades Federativas do Brasil (UF), excluindo-se a dívida da União. A partir de uma regressão com dados em painel de efeitos fixos, foi possível identificar, através de um modelo log-linear, o sentido e a grandeza da relação entre as variáveis estudadas. Para o período analisado, constatou-se a existência de uma relação estatisticamente significativa e negativa entre as respectivas variáveis. Tal resultado aponta que as duas variáveis caminham em direções opostas, como indicam diversas pesquisas sobre o tema, porém com relação a dívida consolidada nacional, ou seja, incluindo a dívida da União.

Prodanov e Freitas (2013, p.62)[20] citam a dificuldade de generalização como uma das limitações da metodologia de estudo de caso e, portanto, é importante ressaltar que as conclusões apontadas são para o período e variáveis analisados. Assim, dependendo do contexto e da influência de outras variáveis, as relações entre a dívida pública e o crescimento econômico podem ser

diferentes ao longo do tempo. Por outro lado, a análise dos dados em painel contemplou uma avaliação conjunta para todas as UF, de forma que os resultados e conclusões podem não apresentar o mesmo resultado caso a UF seja observada isoladamente.

De todo o modo, os resultados desta pesquisa complementam estudos anteriores sobre o tema e contribuem para identificar em que medida a dívida pública se relacionou com crescimento econômico no período recente para o conjunto das UF brasileiras. E, neste sentido, reforça a necessidade cada vez maior de controle e eficiência dos gastos públicos na execução das diversas políticas econômicas. O aumento da dívida pública pode provocar menores níveis de crescimento econômico e afetar o progresso econômico a longo prazo.