

Universidade de Évora - Escola de Ciências Sociais

Mestrado em Economia

Dissertação

**EFEITO DA DÍVIDA PÚBLICA NO CRESCIMENTO
ECONÓMICO: O CASO DA GUINÉ-BISSAU**

Filipe Uncanha

Orientador(es) | Carlos Manuel Vieira

Fernanda P. M. Peixe

Évora 2025



Universidade de Évora - Escola de Ciências Sociais

Mestrado em Economia

Dissertação

**EFEITO DA DÍVIDA PÚBLICA NO CRESCIMENTO
ECONÓMICO: O CASO DA GUINÉ-BISSAU**

Filipe Uncanha

Orientador(es) | Carlos Manuel Vieira
Fernanda P. M. Peixe

Évora 2025





A dissertação foi objeto de apreciação e discussão pública pelo seguinte júri nomeado pelo Diretor da Escola de Ciências Sociais:

Presidente | João Manuel Pereira (Universidade de Évora)

Vogais | Fernanda P. M. Peixe (Universidade de Évora) (Orientador)
Miguel Sousa (Universidade de Évora) (Arguente)

Efeito da dívida pública no crescimento económico: o caso da Guiné-Bissau

Resumo

Algumas investigações teóricas e empíricas mostram que a dívida pública pode ter impacto relevante no crescimento económico tanto a curto como a longo prazo. O presente estudo investiga a relação entre o rácio da dívida pública sobre o PIB e o crescimento económico da Guiné-Bissau, no período 1997-2022. Utiliza um modelo dinâmico de tipo corretor do erro (MCE), através da abordagem de Engle-Granger e Johansen, além do teste de causalidade à Granger. Os resultados da análise bivariada do teste de causalidade à Granger apontam para uma relação de causalidade unidirecional, da taxa de crescimento do PIB para o rácio de dívida pública. Os resultados da análise multivariada de cointegração de Engle-Granger mostram evidência de uma relação de cointegração entre as variáveis analisadas a curto e longo prazo. No teste de Johansen rejeita-se a hipótese nula de não cointegração das séries estudadas, mas não se rejeita a hipótese de haver um vetor de cointegração. Os resultados das duas abordagens são idênticos, mostrando evidências claras de existência da relação do equilíbrio de longo prazo entre as séries estudadas.

Palavras-chave: Rácio da dívida pública sobre PIB; crescimento económico; relação de cointegração; causalidade; Guiné-Bissau.

The effect of public debt on economic growth: the case of Guinea-Bissau

Abstract

Some theoretical and empirical research shows that public debt can have a significant impact on economic growth in both the short and long term. This study investigates the relationship between the ratio of public debt to GDP and economic growth in Guinea-Bissau over the period 1997-2022. It uses a dynamic error-correction model (ECM), using the Engle-Granger and Johansen approach, as well as the Granger causality test. The results of the bivariate analysis of the Granger causality test point to a unidirectional causal relationship between the GDP growth rate and the public debt ratio. The results of the Engle-Granger multivariate cointegration analysis show evidence of a cointegration relationship between the variables analysed in the short and long term. The Johansen test rejects the null hypothesis that the series studied are not cointegrated but does not reject the hypothesis that there is a cointegration vector. The results of the two approaches are identical, showing clear evidence of the existence of a long-term equilibrium relationship between the series studied.

Keywords: Public debt to GDP ratio; economic growth; cointegration relationship; causality; Guinea-Bissau.

In memory of my loved ones

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, quero agradecer a Deus, pela vida e saúde.

Agradeço aos meus pais (Francisco Uncanha e Angelica Mendes) pela dedicação, paciência e bom ensinamento que me deram. Agradeço ainda, aos meus tios, em particular, Tio François Mendy, irmãos, amigos e colegas pelas palavras de motivações de encorajamentos durante este percurso.

Este estudo não poderia ser concretizado sem orientação do Professor Doutor Carlos Vieira e da Professora Doutora Fernanda Peixe que manifestaram prontamente em trabalhar comigo. Grato por tudo.

Os meus sinceros agradecimentos à Universidade de Évora pela oferta da vaga de estudos para o curso de Mestrado em Economia

Também agradeço aos meus professores e colegas do curso do Mestrado em Economia e Mestrado em Políticas Públicas e Projetos, em especial, aos senhores (Silver da Silva e Elizangela A. Mendes) pelo apoio e partilha de ideias durante este período. Ainda os meus agradecimentos para os técnicos do Ministério das Finanças da Guiné-Bissau, em particular, a Direção-Geral de Previsão e Estudos Económicos e Direção-Geral da Dívida Pública, e igualmente aos do Instituto Nacional de Estatísticas pelo fornecimento dos dados e esclarecimento de dúvidas.

Os meus agradecimentos ao meu mentor Dr. Nivaldo Mendes Coreia, ao Dr. Degol Mendes, Dra. Paulina Mendes, Sra. Inácia Mendes, Dr. Mussa Sambí, Dr. Danso Yala e Dr. Óscar Cunha pelo constante estímulo e interesse em que concluisse o Mestrado. Por fim, agradeço a Dra. Edmaura Cassavela pela revisão do trabalho.

Siglas e Abreviaturas

BCEDAO – Banco Central dos Estados da África Ocidental

CEDEAO – Comunidade Económica dos Estados da África Ocidental

DGPEE – Direcção-Geral de Previsão e Estudos Económicos

DGDP – Direcção-Geral da Dívida pública

FCFA – Franco da Comunidade da África Ocidental

FAO – Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura

PNUD – Programa das Nações Unidas para Desenvolvimento

UEMOA – União Económica Monetária da África Ocidental

Tabela 1	variação da dívida pública da Guiné-Bissau (em mil milhões de Fcfa)	23
Tabela 2	Variação da taxa de crescimento do PIB da Guiné-Bissau	26
Tabela 3	Variação de produção, venda e exportação do caju (mil milhões de Fcfa)	27
Tabela 4	Descrição de dados e suas fontes	34
Tabela 5	Resultados de testes de raiz unitária	39
Tabela 6	Resultados do teste de causalidade de taxa do PIB real para o rácio da dívida	41
Tabela 7	Os resultados de teste de causalidade do rácio da dívida para taxa do PIB real	41
Tabela 8	Resultados de teste cointegração Engle-Granger.....	42
Tabela 9	modelo de corretor de erro inicial	44
Tabela 10	Resultado de teste F de causalidade do PIB per capita para dívida	45
Tabela 11	Seleção da ordem do VAR	45
Tabela 12	Resultados de Teste de Cointegração de Johansen	46
Tabela 13	Resultados de Relação de longo prazo de Johansen	47
Tabela 14	Modelo dinâmico final	49

Gráfico 1 Exportações de caju, taxa de crescimento real	28
Gráfico 2 Evolução do PIB per capita da Guiné-Bissau (em Fcfa).....	35
Gráfico 3 Evolução do Rácio da dívida sobre PIB (em % do PIB nominal).....	36
Gráfico 4 Evolução da abertura ao comércio (em % do PIB)	36
Gráfico 5 Evolução de investimento (em mil milhões de Fcfa).....	37
Gráfico 6 Variação da população (em milhão de habitante).....	38
Gráfico 7 Evolução do consumo final (em mil milhões de Fcfa).....	38
Gráfico 8 Valores Previstos vs. Observados	50

ÍNDICE

1. INTRODUÇÃO.....	12
2. REVISÃO DA LITERATURA.....	15
3. EVOLUÇÃO DA DÍVIDA PÚBLICA E O CRESCIMENTO ECONÓMICO DA GUINÉ-BISSAU	21
3.1. Conceito da dívida pública	21
3.2. Classificação da dívida pública	22
3.3. Evolução da dívida pública da Guiné-Bissau	23
3.4. Evolução da Economia da Guiné-Bissau	26
3.5. Produção, venda e exportação da castanha de caju	27
4. METODOLOGIA.....	29
4.1. Testes de ADF e PP	29
4.2. Teste de cointegração.....	31
4.3. Modelos VAR	33
4.4. Causalidade à Granger.....	33
5. DADOS	34
5.1.1. PIB per capita	35
5.1.2. Rácio da dívida sobre PIB	35
5.1.3. Abertura ao comércio	36
5.1.4. Investimento	37
5.1.5. População	38
5.1.6. Consumo final	38
6. RESULTADOS.....	39
6.1. Testes de raiz unitária	39
6.2. Análise Bivariada: causalidade à Granger.....	40
6.3. Análise Multivariada	42
6.4. Teste de cointegração de Engle e Granger.....	42
6.5. Modelo corretor do erro.....	43
6.6. Teste cointegração de Johansen.....	45
6.7. Teste dos resíduos do modelo VECM para a ausência de autocorrelação e normalidade	48
6.8. Modelo dinâmico final	48
6.9. Teste de diagnóstico.....	50
7. CONCLUSÃO.....	51

8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	54
ANEXO	59

1. INTRODUÇÃO

Algumas investigações teóricas e empíricas sugerem que a dívida pública estimula o crescimento económico no curto prazo. Ao financiar a despesa pública através de empréstimos em vez de impostos, conduz a um aumento da procura agregada e à expansão das atividades económicas. No entanto, a longo prazo, o processo de amortização da dívida e o peso dos juros terão efeitos negativos sobre o volume da poupança e afetarão negativamente o crescimento económico. Por outro lado, alguns autores (por exemplo, Saungweme e Odhiambo, 2019) afirmam que existe um efeito da despesa pública influenciada pelo défice orçamental, narrando que a dívida pública pode aumentar a produção interna, causando uma melhoria nas expectativas dos investidores, o que provoca um crescimento do investimento e, conseqüentemente, impulsiona o crescimento económico. Outros autores (Panizza & Presbitero, 2014, por exemplo) defendem que a dívida pública não influencia o crescimento económico, sustentando que a dívida pública compromete impostos futuros com um valor presente igual ao valor de dívida.

Tradicionalmente consideramos a dívida pública um instrumento que pode afetar o crescimento económico através do financiamento do défice orçamental. De acordo com a teoria keynesiana, segundo Correia (2012), o uso da despesa pública para investimento exerce uma influência sobre as variáveis económicas, através de um efeito multiplicador da despesa pública, que impacta positivamente o crescimento económico.

Existem vários estudos que abordam a relação entre o rácio da dívida pública sobre o PIB e o crescimento económico. Hilton (2021) e Gündüz e Çelikay (2019), afirmam que os empréstimos públicos devem ser utilizados para financiar projetos altamente prioritários, de preferência despesas de investimentos que sejam bem avaliados e autossustentáveis, de forma a ter um efeito positivo no crescimento económico. Além disso, Gomez-Puig et al. (2022) apontam que a probabilidade de um forte impacto negativo da dívida pública no crescimento económico é principalmente abrandada pela característica das instituições de um país, e a natureza das despesas financiadas pelos empréstimos públicos é detetada como uma influência importante na relação heterogénea entre o rácio da dívida pública sobre PIB e o crescimento económico, sobretudo através de despesas produtivas.

A crise financeira de 2007 e a pandemia de Covid-19 em 2019 provocaram um aumento substancial da dívida soberana em diversos países no mundo. Essas situações suscitaram uma considerável literatura sobre a relação entre o rácio da dívida pública sobre o PIB e o crescimento económico, com destaque nos estudos teóricos e empíricos. Essas discussões têm contribuído para uma revisão prudente sobre o uso de empréstimos públicos na despesa pública. É nesta base que se enquadra o presente trabalho, com o objetivo de analisar o impacto da dívida pública no crescimento económico da Guiné-Bissau.

A Guiné-Bissau apresenta uma situação económica difícil. A sua economia é frágil, suportada principalmente pela produção, comercialização e exportação de castanha de caju. A fragilidade da economia é explicada pela monocultura do caju, falta de diversificação da produção e pela instabilidade política e governativa. Desde a sua independência em 1973, o país sofreu quatro golpes de Estado e uma guerra civil em 1998/99, além de sucessivas mudanças de governo. Essa situação tem impactado negativamente as atividades económicas e a implementação de políticas públicas sólidas, capazes de fomentar a diversificação das atividades económicas e impulsionar o crescimento económico sustentável (Banco Mundial, 2020).

Depois a adesão da Guiné-Bissau à UEMOA¹ em 1997, o controlo e a gestão das Finanças Públicas alteraram-se através da implementação do Pacto de Convergência e Estabilidade Económica da União, que visa a melhormente da gestão das finanças públicas dos Estados-membros, com o objetivo de reforçar os alicerces da moeda comum e a consolidação orçamental (Nubukpo, 2007). No entanto, apesar disto, a política económica e financeira guineense foi fortemente afetada pelas sucessivas crises políticas e governativa, devido à ausência de implementação de reformas necessárias para modernizar o sistema de controlo e gestão das finanças públicas, adequando-o aos desafios contemporâneos (Correia, 2012).

¹ União Económica Oeste Africano (UEMOA), criada em agosto de 1994 por 7 Estados-Membros: Benin Burkina-Faso, Costa de Marfim, Mali, Níger, Senegal e Togo. A Guiné-Bissau aderiu em 1997.

Nesse sentido, diante da preocupação com o aumento da dívida pública nos últimos anos e da vulnerabilidade das atividades económicas, sobretudo pela falta de diversificação da produção, associada ao fraco investimento público e à fragilidade do crescimento económico, o presente trabalho pretende analisar e identificar a relação entre o rácio da dívida pública sobre PIB e o crescimento económico da Guiné-Bissau, utilizando um modelo dinâmico de tipo corretor do erro, baseada na análise multivariada da abordagem Engle-Granger e Johansen. Os resultados de dois testes indicam uma evidência de relação do equilíbrio de longo prazo entre as séries estudadas.

Perguntas da investigação:

Esta investigação pretende responder às seguintes perguntas:

- como evoluíram a dívida pública e o crescimento económico guineense desde 1997 até 2022?
- qual é impacto da dívida pública no crescimento económico da Guiné-Bissau durante o período analisado?
- qual é o impacto do crescimento económico na dívida pública da Guiné-Bissau durante o período analisado?

Objetivo da investigação:

O principal objetivo desta investigação é analisar e identificar a relação de cointegração entre a dívida pública e o crescimento económico da Guiné-Bissau no período compreendido entre 1997-2022.

Objetivos específicos da investigação:

- identificar causalidade à Granger entre a dívida pública e o crescimento económico da Guiné-Bissau durante o período analisado;
- descobrir a relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries estudadas durante o período analisado.

Hipóteses da investigação:

Este estudo pretende testar as seguintes hipóteses:

H1- A dívida pública e o crescimento económico apresentam uma relação do equilíbrio de longo prazo durante o período analisado (1997-2022).

H2- A dívida pública apresenta um impacto negativo sobre o crescimento económico da Guiné-Bissau durante o período em análise (1997-2022).

O capítulo 2 aborda uma revisão da literatura sobre a relação entre o rácio da dívida pública sobre o PIB e o crescimento económico, destacando-se estudos de carácter teórico e empírico, considerando trabalhos realizados em economias desenvolvidas e em desenvolvimento, especialmente para a África subsariana. O objetivo é descrever e situar algumas das principais discussões sobre a relação entre a dívida pública e o crescimento, permitindo assim a seleção de um modelo de análise empírica adequado. O capítulo 3 aborda a evolução da dívida pública e o crescimento económico da Guiné-Bissau durante o período em análise. O capítulo 4 apresenta metodologias e testes aplicados no estudo. O capítulo 5 apresenta os dados usados e as respetivas fontes. O capítulo 6 apresenta os resultados obtidos, conclusões do trabalho e sugestões para investigação futura.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Nesta seção, serão apresentados e discutidos alguns dos estudos disponíveis na literatura económica com a análise do impacto da dívida pública no crescimento económico. Diversas investigações teóricas e empíricas que tratam a relação entre a dívida e o crescimento foram publicados sob diferentes perspetivas e metodologias. Este trabalho focar-se-á na análise da relação entre o rácio da dívida pública sobre PIB e o crescimento económico da Guiné-Bissau no período de 1997 a 2022.

A Teoria Neoclássica defende que a dívida pública impulsiona a procura agregada e à expansão das atividades económicas a curto prazo. Esta abordagem atende às necessidades de financiamento do setor público por meio de empréstimos, em vez de impostos a curto prazo. No entanto, a longo prazo, o aumento da dívida pública pode desacelerar o crescimento do produto potencial e do consumo, devido aos custos do serviço da dívida, às ineficiências decorrentes da tributação para o pagamento de serviços da dívida e à redução da acumulação de capital, resultante da substituição de capital

(Samuelson e Nordhaus, 1992). O teorema da Equivalência Ricardiana argumenta mesmo que a dívida pública e os impostos são formas equivalentes de financiar um determinado nível de despesas públicas. Os défices apenas adiam a imposição futura de impostos, ou seja, a dívida pública é neutra ao crescimento económico (Pereira et al., 2022). Ao contrário da teoria keynesiana que defende que a dívida pública pode ter efeitos positivos desde que seja utilizada de forma estratégica para estimular a economia em momentos de queda da procura. Para ele, a dívida pública não representa um custo para as gerações presentes e futuras, ela possui a capacidade de estimular o crescimento, desde que seja utilizada para financiar investimentos. Esta lógica baseia-se na teoria da procura agregada e no multiplicador keynesiano (Badr, 2015).

A investigação empírica sobre a relação entre a dívida pública e o crescimento económico foi enriquecida por uma série de estudos, especialmente em países desenvolvidos, impulsionados pela recente crise financeira, que despertou o interesse dos investigadores neste fenómeno.

Muitos estudos confirmaram uma relação em formato de “U invertido” entre o rácio da dívida pública e o crescimento económico. Reinhart e Rogoff (2010) foram um dos pioneiros nessa área, ao coletar dados anuais da dívida pública e do crescimento económico de 44 Estados, tanto desenvolvidos quanto em desenvolvimento, ao longo de dois séculos. Utilizaram uma análise de comparação média para testar essa relação e encontraram evidência de uma relação não linear. Os resultados indicaram que, tanto nos países desenvolvidos e em desenvolvimento, os rácios da dívida pública sobre o PIB de 90% ou mais estão associados ao crescimento económico notavelmente inferior.

Essa tese foi contestada por Minea e Parent (2012), que utilizaram técnicas econométricas mais avançadas e testaram os resultados de Reinhart e Rogoff (2010). Concluíram que a dívida pública reduz o crescimento económico para os países com rácio da dívida sobre o PIB inferior a um limiar estimado em cerca de 115%. Por outro lado, revelaram que o crescimento económico e a dívida pública estão associados para rácios de dívida superiores a 115%. Minea & Parent (2012) sustentam que um país com um rácio de dívida pública sobre o PIB superior a 115% tem, em média, uma taxa de crescimento superior à dos países com um rácio da dívida entre 90% a 115%. Além disso, essa taxa de

crescimento é apenas ligeiramente inferior à dos países com um rácio de dívida pública sobre PIB situado entre 60 e 90%.

Esta relação tem vindo a ser muito estudada na literatura empírica, com diferentes grupos de países e distintas metodologias. Badr (2015) analisou a relação não linear entre a dívida pública e o crescimento económico de 48 países em desenvolvimento, utilizando modelagem não linear, abordagem quadrática e Spline. Os resultados indicaram uma relação em formato de “U invertido” entre as duas variáveis, com um nível ótimo de 46% do rácio da dívida pública sobre PIB e o crescimento económico. Bilan e Ihnatov (2015), também analisaram essa relação em 33 países europeus, incluindo 5 países candidatos à União Europeia, através dos modelos de crescimento económico, principalmente o da causalidade inversa durante 1990 a 2011. Os seus resultados confirmaram a presença de uma relação em formato de “U invertido”, com um limiar máximo de 94% do PIB.

Entretanto, Law et al. (2021) indicaram um limiar de 51,65% do rácio da dívida sobre o PIB. Eles utilizaram a técnica limiar de modelo dinâmico e regressão quadrática de painel de 71 países em desenvolvimento, no período de 1984 a 2015. Salientando que, a dívida pública tem um impacto negativo e estatisticamente significativo no crescimento económico. Ainda revelaram que melhores instituições tendem a mitigar este efeito prejudicial. Esta observação enquadra-se no trabalho de Jalles, (2011), indica que a falta de qualidade das instituições e níveis elevados de corrupção impedem que o país tire proveito das oportunidades de contratação de empréstimos. Assim quanto mais solidas forem as instituições de um país, menor será impacto negativo da dívida pública no crescimento do PIB. Por sua vez, o estudo de Gomez-Puig, et al, (2022) examinou um modelo de regressão logit multinomial em painel, abrangendo 115 países no período de 1995 a 2016, e sugeriu que a relação da dívida pública em função do PIB e a taxa de crescimento do PIB varia conforme o grupo de países e o tipo de despesa financiada pelo empréstimo público.

Outros estudos encontraram uma relação bidirecional entre o rácio a dívida pública sobre o PIB e o crescimento económico. Num estudo de Ferreira (2009), utilizando uma abordagem de dados em painel de 20 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE), baseada na análise de causalidade de Granger no período de 1988 a 2001, os resultados indicam uma evidência da causalidade à Granger bidirecional entre o rácio da dívida pública sobre PIB e o crescimento económico. Os

resultados também indicam para um comportamento heterogéneo entre a dívida pública e o crescimento nos diferentes países estudados. Akhanolu et al. (2018) utilizaram teste causalidade à Granger com dados da dívida pública da Tunísia entre 2002 e 2013, e os seus resultados indicaram também uma relação causal bidirecional entre o rácio da dívida pública em função do PIB e o crescimento económico.

Os resultados do estudo de Afonso et al (2020) indicaram uma relação de causalidade de Granger bidirecional da dívida pública e o crescimento económico. Além disso, ainda sustentaram que a dívida pública pode melhorar o crescimento económico a curto prazo, mas torna-se desfavorável a longo prazo, enquanto a taxa de crescimento do PIB reduz sempre o rácio da dívida, tanto a curto como a longo prazo. O estudo utilizou dados mensais do Brasil, de janeiro de 1998 a novembro de 2019 e modelos ARDL-MEC, baseados na causalidade de Granger. No entanto, os resultados do estudo de Hilton (2021), revelaram que a dívida pública não tem relação causal com o PIB a curto prazo, mas existe uma causalidade de Granger unidirecional da dívida pública para o PIB a longo prazo. O estudo utilizou um modelo dinâmico multivariado de ARDL de painel de dados anuais do Gana no período de 1978 a 2018.

O trabalho de Pegkas et al (2020), demonstra que a dívida pública possui efeito negativo e significativo no crescimento económico, tanto a curto quanto a longo prazo. Argumentaram que a aumento da dívida pública afeta negativamente a acumulação de capital e o crescimento da produtividade, pois diminuíram o investimento, especialmente o investimento privado e o consumo. Quando uma dívida pública é elevada, é vista pelos investidores como de alto risco, isto pode causar problemas na concessão de empréstimos e austeridade nas políticas fiscais e monetárias, o que pode aprofundar a recessão. Os resultados estudo sustentaram que a dívida pública afeta negativamente a sustentabilidade fiscal e o crescimento económicos dos países. O trabalho utiliza o modelo de corretor de erros de dados em painel dos países da zona euro no período compreendido entre 1995-2016.

Gündüz e Çelikay (2019), usaram dados de painel de 52 países agrupados por níveis de rendimento, utilizando modelos de correção de erros de painel dinâmico para analisar a relação entre dívida pública e o crescimento económico. Os resultados mostraram que o aumento do peso da dívida pública tem impacto negativo na taxa crescimento económico, tanto a curto quanto a longo prazo. Siddique et al (2016), investigaram dados anuais de 40 países pobres altamente endividados utilizando o modelo ADRL. Os seus resultados indicam que a dívida pública tem uma influência negativa tanto a curto e a longo prazo.

Yusuf e Mohd (2021) examinaram o efeito de curto e longo prazo da dívida pública no crescimento económico da Nigéria. O estudo utiliza dados anuais de séries temporais entre 1980 e 2018 e um modelo ADRL. Os resultados empíricos demonstram que a dívida pública externa impacta negativamente o crescimento a longo prazo, enquanto o seu efeito a curto prazo é positivo, enquanto a dívida pública interna possui impacto positivo e significativo no crescimento económico a longo prazo, ao passo que, o seu efeito a curto prazo é negativo.

Mencinger et al (2014) exploram empiricamente o mecanismo de transmissão do impacto a curto e longo prazo entre dívida pública e o crescimento económicos dos países membros da União Europeia no período de 1980 a 2010, utilizando dados em painel e o modelo teórico generalizado de crescimento económico. Os resultados indicam um impacto não linear estatisticamente significativo do rácio da dívida pública sobre PIB e o PIB per capita.

O impacto positivo da relação entre o rácio da dívida pública e o crescimento económico foi encontrado no trabalho de Saungweme e Odhiambo (2019). Utilizando dados anuais de série temporal da Zâmbia, através de modelos ARDL no período de 1970 a 2017. Os resultados revelam que a dívida tem um impacto positivo no crescimento económico da Zâmbia, tanto a curto como a longo prazo. No entanto, verifica-se que a dívida interna possui um impacto negativo em relação com o crescimento económico, enquanto a dívida externa impacta positivamente a taxa de crescimento do PIB a curto e longo prazo.

Ndoricimpa (2020), sustenta que uma dívida pública baixa é neutra em termos de crescimento económico, mas uma dívida pública elevada é prejudicial ao crescimento. Os seus resultados indicam não existe um limiar única do rácio da dívida sobre o PIB para os 39 países africanos. O estudo utiliza modelo PSTR avançado um modelo de painel não linear e uma generalização da regressão de limiar de painel de Hansan em 1999.

Entretanto, outros estudos encontraram pouca ou nenhuma evidência da relação entre as duas variáveis (dívida pública e o crescimento económico). Kourtellos et al (2013), há poucos indícios de linearidade entre o rácio da dívida pública sobre PIB e a taxa de crescimento económico. O estudo utilizou dados anuais de 82 países desenvolvidos e em desenvolvimento através do modelo de crescimento de Solow. Panizza e Presbitero (2014), utilizam uma abordagem de variável instrumental, através de modelos de crescimento em painel de dados anuais dos países da OCDE. Os resultados não encontram qualquer evidência de que o aumento da dívida pública pode prejudicar o crescimento económico futuro nas economias avançadas, sustentando que a relação entre a dívida e o crescimento económico não deve ser usada como argumento em apoio à consolidação fiscal. Portanto, Santos (2016), argumentou que efeito negativo da dívida pública sobre o crescimento económico são mais acentuados quando os resultados provêm de *working papers* ou artigos publicados em revistas com maiores indicadores de impacto.

Por fim, esta revisão da literatura mostra diversos resultados dos estudos que investigam a relação entre dívida pública e o crescimento económico. Algumas investigações encontram impacto positivo da relação entre dívida pública e o crescimento económico. Outros estudos encontram evidência negativa da relação entre rácio da dívida pública e o crescimento do PIB. Ainda os resultados de outros estudos não encontram nenhuma evidência da relação entre dívida pública e a taxa de crescimento económico. Nesta perspectiva, impacto da dívida pública no crescimento económico não são constantes, ele varia conforme diferentes fatores heterogéneos, como a metodologia da investigação, nível de desenvolvimento dos países da amostra, o tamanho relativo do setor público, a característica das instituições de um país em causa, a composição e a estrutura da dívida pública e as variáveis de controlo selecionadas.

3. EVOLUÇÃO DA DÍVIDA PÚBLICA E O CRESCIMENTO ECONÓMICO DA GUINÉ-BISSAU

Este capítulo apresenta variação da dívida pública e o crescimento da economia da Guiné-Bissau, além disso, ainda apresenta evolução da produção, comercialização e exportação da castanha de caju.

A seção 3.1 trata da definição e classificação da dívida pública, conforme o Manual de Estatísticas da Dívida do Setor Público do Fundo Monetário Internacional (FMI).

A seção 3.2 analisa a variação da dívida pública e o rácio da dívida sobre PIB. A seção 3.3 analisa crescimento económico da Guiné-Bissau. Por fim, a seção 3.4 discute a evolução da produção, venda e exportação da castanha de caju da Guiné-Bissau.

3.1. Conceito da dívida pública

Segundo manual de Estatísticas da Dívida do Setor Público FMI (2013), a dívida pública consiste em instrumentos de créditos contraídos junto de instituições financeiras, sejam elas públicas ou privadas e interno ou externo. Estes empréstimos podem ser provenientes de entidades nacionais ou internacionais, indivíduos ou até outros governos, e obrigam o devedor a realizar pagamentos de juros ou capital ao credor em datas futuras. Em resumo, a dívida pública é um conjunto de empréstimos públicos, que podem ser contraídos pelo governo central ou por outras entidades públicas. No caso específico da Guiné-Bissau, a dívida pública refere-se exclusivamente à dívida do governo central.

De acordo com Boletim Estatístico da Dívida Pública Guineense, publicado pela Direção-Geral da Dívida Pública (DGPDE, 2021), a dívida pública do país está diretamente relacionada à estratégia de endividamento nacional, especialmente o plano anual de financiamento do orçamento do Estado, em conformidade com o Regulamento nº 9/2007 da UEMOA. As informações sobre a dívida pública, assim como as políticas associadas e os mecanismos do mercado financeiro, são indicadores fundamentais para avaliar a capacidade do governo de gerir a sua carteira de dívida de forma eficaz. A disponibilização de dados para consulta também é um dos objetivos do governo, com vista a garantir uma gestão transparente e facilitar o acesso aos profissionais e investigadores.

3.2. Classificação da dívida pública

A dívida pública pode ser dividida em interna e externa. A dívida interna refere-se às responsabilidades sob forma de dívida entre residentes de uma mesma economia, enquanto a dívida externa envolve obrigações de residentes de uma economia para com não residentes, como, por exemplo, empréstimos ao Estado da Guiné-Bissau de empresas e instituições de créditos de outras economias (FMI, 2013).

Dívida pública interna: refere-se a operações de crédito do Estado realizadas no país e em moeda nacional, como os empréstimos do governo junto a empresas e bancos comerciais residentes na mesma economia.

Dívida pública externa: consiste em operações de crédito do Estado juntos a instituições não residentes na economia nacional e em moeda estrangeira. Esta pode ser dividida em dívida bilateral e multilateral:

- **Dívida Bilateral:** ocorre quando as transações de crédito se dão entre dois países ou instituições de crédito públicas. Por exemplo: empréstimos entre Portugal e Guiné-Bissau.
- **Dívida Multilateral:** ocorre quando o credor é uma instituição de crédito, por exemplo, empréstimo da Guiné-Bissau ao Banco Mundial, Banco Africano de Desenvolvimento ou o FMI e entre outros.

De acordo com Kurpayanidi e Mukhsinova (2020), na economia moderna, maioria dos Estados através dos governos recorrem a dívida para financiar suas economias. No entanto, os debates sobre a dívida pública, a sua justificação e o seu impacto na economia são sempre atuais. A dívida pública pode servir como instrumento financeiro para financiar investimentos públicos, promovendo o crescimento económico e desenvolvimento sustentável. No entanto, dívida também pode ser usada para o pagamento de despesas correntes do Estado, normalmente quando o governo enfrenta problemas de liquidez. Outra utilidade da dívida pública é que ela pode ser utilizada nas operações de mercado da política monetária, de “*open market*”, com a compra e venda de títulos para controlar a liquidez da economia e por essa via, as taxas de juro.

3.3. Evolução da dívida pública da Guiné-Bissau

O stock da dívida pública guineense aumentou em termos absolutos durante quase todo o período analisado (ver Tabela nº 1). Em 1997 o stock da dívida pública total foi de 537.61 mil milhões de Fcfa (Franco das Comunidade Francesas em África), enquanto, em 2022, este valor atingiu 859.20 mil milhões de Fcfa, um aumento de 59,82% nestes 25 anos. Em termos homólogos, houve um crescimento de 2,81% em 2022 em relação ao ano anterior (2021), que era 835.69 mil milhões de Fcfa. Esta evolução foi impulsionada pelo aumento da dívida pública interna e externa. No entanto, registaram-se quedas no stock da dívida nos anos de 2003 e 2012. A primeira foi justificada pela crise política e governativa que resultou de um golpe de Estado do ex-presidente, Dr. Kumba Yala em setembro de 2003, e a segunda decorreu de um alívio da dívida pública externa obtido no quadro da “Iniciativa dos Países Pobres Altamente Endividados” e da “Iniciativa de Alívio da Dívida Multilateral”, bem como de acordos com os principais credores do Clubes de Paris (DGPEE, 2011).

Tabela 1 variação da dívida pública da Guiné-Bissau (em mil milhões de Fcfa)

Designação	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021	2022
Dívida Pública Total	537.61	660.90	588.74	631.44	620.67	253.90	227.80	355.23	835.69	859.20
Dívida Pública Interna	0.00	4.74	73.44	148.64	125.75	91.90	67.60	106.33	458.79	420.10
Dívida Pública Externa	537.61	656.16	515.30	482.80	494.92	162.00	160.20	248.90	376.90	439.10
Dívida Bilateral		386.30	214.30	222.50	3.40	24.60	34.40	55.79	96.53	74.63
Dívida Multilateral		269.86	301.00	260.30	491.52	137.40	125.80	193.11	280.37	364.47
Total do serviço de dívida	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	5.10	107.81	102.10
Garantias	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	11.626	25.174
Dívida Pública/PIB	94.33	217.14	183.38	190.41	148.26	47.39	56.57	59.24	78.80	80.36

Fonte: BACEOA e FMI, elaboração própria

O stock da dívida pública interna foi de 420.10 mil milhões de Fcfa em 2022, comparado com 4.74 mil milhões de Fcfa em 2000, ou seja, houve um acréscimo de 8.762,89%, explicado pelo crescimento de montante da dívida auditada² e pela emissão de Títulos Públicos no Mercado Regional da União Económica e Monetária da África Ocidental (UEMOA). Outra parte desta dívida foi contraída junto de bancos comerciais e também da Autoridade Monetária, concretamente com o Banco Central dos Estados da África

² Dívida auditada, constitui um pacote de dívida que o governo da Guiné-Bissau contraiu com diversas entidades residentes ao longo do período que não tinha sido registada no sistema da contabilidade da dívida pública e que foram submetidas ao processo de auditoria em distintos períodos, incluindo os montantes validados nas auditorias de 1974 a 1999 e de 2000 a 2007. Depois dessa auditoria a dívida em causa foi incorporada e registada no sistema da contabilidade de dados da dívida pública

Ocidental (BCEAO) no âmbito dos passivos do antigo Banco Nacional da Guiné-Bissau e do direito de adesão à UEMOA. Em termos homólogos, houve um crescimento de - 8,43%.

Por outro lado, o stock da dívida externa contraiu-se em 18,32%, situando-se em 439.10 mil milhões de Fcfa em 2022, comparando com 537.61 milhões de Fcfa em 1997. Em termos homólogos, o stock da dívida externa cresceu 16.50% em 2022, passando de 376.90 mil milhões de Fcfa em 2021 para 439.10 mil milhões em 2022. Esta evolução impulsionada, sobretudo, pelo aumento dos créditos Multilaterais, nomeadamente crédito a Fundo Africano de Desenvolvimento (FAD), Fundo Internacional do Desenvolvimento Agrícola (FIDA) e da Associação Internacional do Desenvolvimento (IDA) (DGPP, 2022).

O serviço da dívida pública cresceu 1.901,4% (97 milhões de Fcfa) situando-se em 102.10 mil milhões de Fcfa em 2022, comparando com os 5.1 mil milhões de Fcfa registados em 2018. No entanto, em termos homólogos, houve uma contração de 5,20% em relação ao ano anterior (2021), fixando-se em 107.8 mil milhões de Fcfa.

Relativamente ao rácio da dívida pública sobre PIB, ele cresceu consideravelmente nos primeiros anos da amostra, atingindo o recorde de 217,1% em 2000. Após este período, houve uma ligeira redução, fixando-se em 183,4% no fim de 2003. A partir de 2005, o rácio da dívida sobre PIB registou uma diminuição gradual, atingindo 148,3% em 2009. Em 2010, houve uma redução significativa, com o rácio da dívida a baixar para 61,7% do PIB, atingindo o valor mínimo deste período (45,6%) em 2011. Esta redução acentuada deveu-se à diminuição do peso da dívida externa acima referida.

O rácio da dívida pública em função do PIB nos últimos anos esteve aquém da expectativa, porque ao longo do período da análise, o rácio da dívida pública sobre PIB apresenta uma proporção maior em relação as normas comunitárias da CEDEAO/UEMOA. O Ato Adicional nº011/2015/CCE/UEMOA, que institui o Pacto de Convergência, Estabilidade, Crescimento e Solidariedade entre os países membros da União Económica e Monetária da Africa Ocidental, UEMAO, é um instrumento comunitário, ou seja, é um compromisso formal dos países membros da UEMOA, que tem por objetivo reforçar a convergência das economias dos Estados-membros, consolidar a estabilidade macroeconómica, acelerar o crescimento económico e

aprofundar a solidariedade entre países membros. Para o efeito, o desempenho dos Estados-Membros em termos de convergência económica é medido através de indicadores de convergência, principalmente os critérios de convergência e o programa plurianual de convergência, estabilidade, crescimento e solidariedade, bem como os procedimentos para a sua adoção e avaliação. Assim, um dos critérios de convergência deste Pacto é o limite máximo do rácio da dívida pública em relação sobre PIB, fixado em 70%. Este limite foi ultrapassado a partir de 2020.

Durante a fase de convergência e de estabilidade, cada Estado-membro deve apresentar ao Conselho de Ministros um programa plurianual progressivo de cinco anos destinado a assegurar o cumprimento dos critérios de convergência. O programa é avaliado de seis em seis meses pela Comissão, que remete o relatório ao Conselho, e o Conselho decide sobre ajustamentos necessários a efetuar pelo Estado-membro. No entanto, os Estados-membros que não tenham cumprido as condições de convergência serão obrigados a prosseguir o processo de convergência a fim de alcançar os objetivos definidos (UEAMO, 2015).

Entre 1997-2009, o rácio da dívida pública sobre PIB foi, em média, de 167,1 pontos percentuais, impulsionada em parte pelos passivos do antigo Banco Nacional da Guiné-Bissau e pelo direito de adesão ao Banco Central Oeste Africano do Desenvolvimento (BOAD), assim como pela rubrica da dívida auditada, que corresponde a um conjunto de atrasados acumulados com vários credores em diversos períodos que não tinham sido registados como dívida e, após auditoria, foram incorporados e incluídos no stock da dívida pública (DGPDE, 2021).

No entanto, em 2010, o rácio da dívida sobre PIB caiu em 86,5 pontos percentuais, fixando-se em 61,7% do PIB. Esta forte redução do rácio foi explicada exclusivamente pelo perdão obtido no quadro da “Iniciativa dos Países Pobres Altamente Endividados” e da “Iniciativa do Alívio da Dívida Multilateral³”, assim como pelos credores do Clube de Paris. Este ato revela os esforços do governo no cumprimento das metas traçadas, que resultaram num alívio de mais de 86% da dívida pública em 2010. No entanto, o peso da dívida pública aumentou em 2018 para 59,2%, seguido de 65,3% em 2019, 77,8% em

³ O Banco Mundial (BM) e o Fundo Monetária Internacional (FMI) promoveram em 1996 a iniciativa de ajudar os países pobres altamente endividados para encontrar soluções que visa reduzir os seus créditos e alcançarem a sustentabilidade das suas dívidas

2020, 78,8% em 2021 e 80,4% em 2022, resultante do aumento da dívida interna e externa (DGPEE,2012).

3.4. Evolução da Economia da Guiné-Bissau

Atualmente, a Guiné-Bissau está 178 lugar entre 189 Estados no Índice de Desenvolvimento Humano, 27 posição no Índice de Fragilidade do Estado e detendo a 7 posição maior taxa de pobreza do mundo segundo o relatório do PNUD (2022). A instabilidade política e governativa, a fraca produção e produtividade, bem como a fragilidade das instituições e da gestão das finanças públicas, continuam a ser os grandes desafios estruturais que comprometem o crescimento e o desenvolvimento económico sustentável.

Tabela 2 Variação da taxa de crescimento do PIB da Guiné-Bissau

Designação	1997	2000		2006	2009	2012	2015	2021	2022
PIB real (em mil milhões Fcfa)	360.990	330.640	358.100	396.350	435.290	488.350	540.340	701.960	741.170
Taxa de crescimento do PIB	5,97%	1,10%	-0,3	2,67	2,45%	-1,71%	6,13%	6,40%	4,20%
Peso do sector primário no PIB	-	-	36,81%	39,48%	39,15%	38,10%	35,20%	34,60%	34,70%
Peso do sector secundário no PIB	-	-	16,75%	12,09%	12,76%	12,10%	12,90%	15,10%	16,00%
Peso do sector terciário no PIB	-	-	46,44%	48,43%	48,09%	49,80%	51,90%	50,30%	49,30%

Fonte: BCEAO e FMI, elaboração própria

Durante período em análise, a Guiné-Bissau não apresenta um crescimento económico tendencialmente sustentável (1997-2022). A economia registou um crescimento médio de 3,2% suportado principalmente pela produção, venda e exportação de castanha de caju, que teve efeito positivo em diferentes setores, nomeadamente, o comércio, a agroindústria, os transportes e as finanças públicas. (DGPEE, 2022).

Em 1997, a economia cresceu 5,97% e degradou-se para 1,10% no ano 2000. Esta queda foi impulsionada pela guerra cível de 1998 que teve impacto considerável nas atividades económicas nomeadamente o caju. Após conflito, a economia recuperou-se. No entanto, o golpe de estado de 12 de abril de 2012, que teve efeito direto na comercialização e exportação da castanha de caju levou uma contração da taxa de crescimento em 1,71%. Depois das eleições de 2014, a Guiné-Bissau retomou a normalidade política e social, e as atividades económicas registaram progressos, sobretudo a nível da produção e venda da castanha de caju, resultando num crescimento de 6,13% em 2015 que aumentou ligeiramente para 6,45% em 2021, depois de uma ligeira queda de 4,20% em 2022.

No diz respeito, ao peso por setores no PIB, o setor terciário apresenta um rácio de 50,02% do PIB, impulsionado sobretudo pelo comércio, nomeadamente comercialização e exploração da castanha. Em seguida, o setor primário, com uma média de 36,40% do PIB, suportado pelo aumento de produção da castanha de caju. Por que fim, temos o setor secundário com média de 13,27% do PIB, impulsionado pela água e energia, construção e atividades extrativas.

3.5. Produção, venda e exportação da castanha de caju

A castanha de caju é o produto agrícola mais importante e estratégico para a economia guineense, sendo crucial para o crescimento económico, como ficou patente na secção anterior. Este produto destaca-se na balança comercial, segundo dados, representa, em média 89% da exportação do país nos últimos 25 anos. Historicamente, a castanha de foi introduzida antes da independência da Guiné-Bissau, e a sua produção cresceu consideravelmente nas últimas décadas, atualmente é produto crucial de exportação (FAO, 2022). A tabela seguinte apresenta a trajetória da evolução da produção, comercialização e exportação da castanha de caju, enquanto principal produto da economia e das exportações do país.

Tabela 3 Variação de produção, venda e exportação do caju (mil milhões de Fcfa)

Fileira da castanha de caju	1997	2000	2006	2009	2012	2015	2021	2022
Produção em quantidade (mil toneladas)	75.955	95.424	112.696	154.387	180.881	191.520	240.970	241.600
Preço ao produtor Fcfa/kg	250	300	350	180	250	300	375	375
Exportação em quantidade (mil toneladas)	75.955	95.424	109.696	151.360	166.668	187.906	231.982	223.254
Exportação em Valor (mil milhão/Fcfa)	26.397	42.660	34.700	35.671	50.361	90.488	110.314	117.878
Valor total de exportação (mil milhões/Fcfa)	28.105	44.244	38.800	40.573	51.572	102.568	118.996	127.244
Peso de caju em total de exportação	94%	96%	89%	88%	98%	88%	93%	93%

Fonte: BCEOA, FMI, Ministério das Finanças, elaboração própria

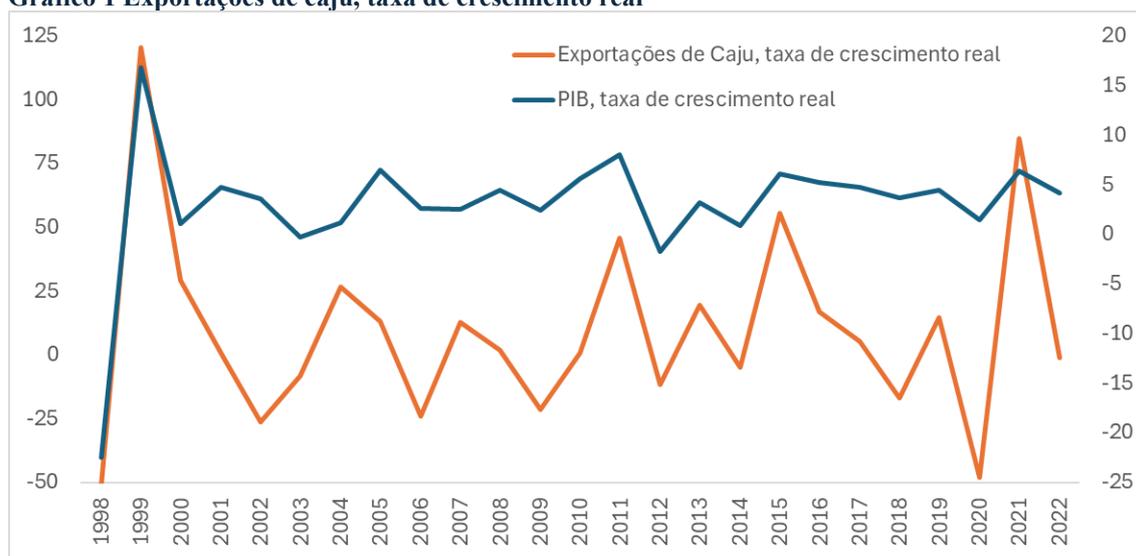
No que concerne à produção da castanha de caju no período em questão, houve um aumento de 218,08%, passando de 75.9 mil toneladas em 1997 para 241.6 mil toneladas em 2022. Esta evolução foi explicada basicamente pela expansão de pomares, tendo em conta a boa campanha de comercialização da castanha nas últimas décadas, na sequência do aumento do preço da venda junto ao produtor que representa em média a 312 Fcfa.

Em termos homólogos, a produção cresceu em 0,26%, situando-se em 241.6 mil toneladas 2022, contra 240.9 mil toneladas registadas no ano anterior.

No que diz respeito à exportação da castanha de caju, registou-se um aumento de 193,93% do volume de exportação durante o período analisado, passando de 75.6 mil toneladas para 223.3 mil toneladas em 2022. Este traduziu-se, em termos monetários, de 26.4 mil milhões de Fcfa registados em 1997 para 117.9 mil milhões de Fcfa em 2022. No entanto, em termos homólogos, houve uma contração de exportação em 3,76% fixando em 223.3 mil toneladas em 2022 para 231.9 mil toneladas, apesar de registar um ligeiro aumento da produção no mesmo período. Esta contração homóloga parece ligado pela fuga da castanha para o país vizinho, Senegal. E de salientar que, quando houve preço da venda de castanha favorável no Ziguinchor, Senegal os produtores guineenses, sobretudo aqueles que habitam na zona norte do país fujam com a castanha para vender no senegal, isso pode provocar a queda na exportação (DGPEE, 2022).

As exportações da castanha de caju representam em média cerca de 91% do volume total de exportações na Guiné-Bissau durante o período analisado. As exportações de caju representam uma média de 6,6% do PIB na Guiné-Bissau, são muito influentes na taxa de crescimento da economia, como se pode observar na figura

Gráfico 1 Exportações de caju, taxa de crescimento real



Fonte: Elaboração Própria

Apesar de bastante mais volátil, a série da taxa de crescimento real das exportações de caju (eixo da esquerda) está muito correlacionada com a varável taxa de crescimento real do PIB /eixo direita), apresentado um coeficiente de correlação de 65,7%.

Embora a relação com a evolução da dívida pública seja menos pronunciada, parece existe uma relação inversa entre o crescimento real da dívida pública e das exportações da castanha de caju, mais evidente nos últimos anos da amostra. As receitas fiscais provenientes das exportações de caju são muito relevantes, e podem assim influenciar a trajetória da dívida pública.

4. METODOLOGIA

O passo inicial para estudar as relações de cointegração entre as séries é a apreciação a ordem de integração destas séries, para verificar existência ou não de estacionariedade das variáveis em expressas em níveis. Se forem não estacionárias analisa-se, numa segunda fase, a cointegração dessas séries em níveis. Neste sentido, numa fase inicial usamos testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP), e na segunda usamos teste de Engle-Granger e os testes de Johansen para testar a relação de cointegração das séries estudadas.

4.1. Testes ADF e PP

A primeira fase de raiz unitária para apreciar a ordem de integração das séries estudadas, usa as expressões do (Dickey e Fuller, 1981):

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \beta_q \Delta X_{t-p} + u_t$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \beta_t \Delta X_{t-1} + \dots + \beta_q \Delta X_{t-q} + u_t$$

onde X_t identifica a série em estudo. Não é mais do que uma correção paramétrica que consiste na adição de termos desfasa da variável ΔX_t para corrigir a correlação de ordem superior.

O segundo é o teste de Phillips-Perron, que propõe uma correção não paramétrica para controlar as correlações das séries onde há diferenças desfasadas das séries estudadas (Cheng e Lai, 1997). O modelo em causa é o seguinte:

$$\Delta X_t = \alpha + \lambda^* X_{t-1} + u_t$$
$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \lambda^* X_{t-1} + u_t$$

A diferença fundamental entre dois testes, é que o teste PP integra uma correção não paramétrica à estatística de teste resultante do processo DF, permitindo resíduos auto-correlacionados, enquanto o teste ADF acrescenta desfasamentos da variável dependente. Todavia, os dois testes costumam chegar à mesma conclusão (AlKulaib et al., 2013)

O objetivo principal destes testes (DF e PP) é averiguar as seguintes hipóteses:

- H0: Variável não estacionária (com raiz unitária)
- H1: Variável estacionária (sem raiz unitária)

Rejeitar ou não rejeitar a hipótese nula (H0), é uma decisão que se enquadra na estatística “tipo *t*”, que é obtida a partir de cada um dos testes efetuados. A hipótese H0 não será rejeitada, se o valor absoluto da estatística for maior que o valor crítico, logo significa que a variável é não estacionária ou está integrada em ordem 1. A hipótese H0 será rejeitada se o valor absoluto da estatística for menor que o valor crítico isso significa que a variável é estacionária ou está integrada em ordem 0 (Kapusuzoglu, 2013). As estatísticas calculadas são comparadas com os valores críticos da tabela de Dickey e Fuller. Se as séries estudadas não forem estacionárias em nível, então deve ser feita a transformação dos dados através da diferenciação ou log-diferenciação e calcular a primeira diferença da série original. Para a primeira diferença aplica-se novamente um teste de raiz unitária, para concluir acerca da sua estacionariedade. Se a série nas primeiras diferenças for estacionária, então conclui-se que série original (em níveis) é integrada de ordem 1, ou I(1). Generalizando, uma série temporal diz-se integrada de ordem d, isto é, I(d) se for necessário diferenciar d vezes para tornar a série estacionária.

O número de defasamentos pode ser selecionado com base no Critérios de Informação de Akaike (AIC) ou Schwarz (SBIC); escolhe-se nos termos destes critérios o *lag* que minimiza as medidas AIC e SIC, no que diz respeito aos testes de ADF e PP. Também se pode usar o teste t para ir eliminando o último defasamento, se não for significativo., ou ainda um teste de autocorrelação residual.

4.2. Teste de cointegração

Segundo Lopes (2022), o conceito de cointegração deve-se a Engle e Granger (1987), mais variáveis dizem-se cointegradas se, sendo individualmente integradas de ordem d , é possível obter uma combinação linear entre elas que integrada de ordem inferior. Essa combinação linear chama-se Vetor de cointegração. Caso mais comum e de mais útil interpretação económica é o de duas ou mais variáveis $I(1)$, entre as quais existe uma combinação linear que é $I(0)$ ou estacionária, a qual pode ser compreendida economicamente como relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Neste caso começa por se estimar a regressão linear entre essas séries estudadas e os respetivos erros e depois testa-se presença de uma raiz unitária nesses erros, rejeitando-se a hipótese da presença de cointegração se se confirmar que os erros são integrados de ordem 1.

Se as variáveis são cointegradas, então ε_t representa o erro da relação de equilíbrio de longo prazo e, por conseguinte, $\varepsilon_t \sim I(0)$; pelo contrário, se não são cointegradas, então $\varepsilon_t \sim I(1)$.

- $H_0: \varepsilon_t \sim I(1)$ não cointegração
- $H_1: \varepsilon_t \sim I(0)$ cointegração

O teste de cointegração é feito com base num teste de raiz unitária sobre ε_t . Se vetor de cointegração fosse conhecido, poderia ser usado um teste ADF. Como raramente a teoria económica o especifica, ε_t não é observável. A sugestão de Engle e Granger para ultrapassar este problema consiste em empregar a solução usual, substituindo os erros ε_t não observados pelos resíduos dos mínimos quadrados $\hat{\varepsilon}_t$. Com esta substituição, os valores críticos já não são os de Dickey e Fuller, tendo sido tabelados por Engle e Granger (1987). Este teste é conhecido por teste de Engle e Granger.

Outra abordagem para analisar relação de cointegração das séries é a de Johansen desenvolvida por este autor em 1988 e 1991 e por Johansen e Juselius (1990). O detalhe desta abordagem pode encontrar-se, por exemplo, em Johansen (1996) e é descrito em Marques (1996). Este método é considerado mais robusto num contexto multivariado, pois permite a eventualidade da existência de mais do que uma única relação de cointegração, em função do número de variáveis que, nesta conduta, são todas endógenas. Neste critério o ponto inicial é o modelo VAR seguinte:

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^n \pi_i X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde X_t é um vetor de $n \times 1$ variáveis integradas de ordem 1, π_i é uma matriz de $n \times n$ parâmetro, μ é um vetor de parâmetro determinísticos e ε_t é um vetor $n \times 1$ de erros ruído branco.

Num modelo de correção de erros (VECM) tem-se

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{n-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1} + \Pi X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t$$

Onde Γ demarca as relações no curto prazo e Π demarca as relações no longo prazo (demarcando a sua característica r , número de vetores de cointegração); n está relacionado com o número de *lags* considerados. Neste facto a estacionariedade de X_t é assegurada caso r seja igual a n ($r=n$); se $r=0$ não há qualquer relação de cointegração entre as variáveis.

Os testes são realizados nas seguintes formas:

- Teste de traço, investiga se a traço da matriz do Vetor de Correção de Erros é estatisticamente elevado, indicado cointegração;
- Teste do máximo valor próprio da mesma matriz, onde um vetor elevado também indica Cointegração.

4.3. Modelos VAR

Um VAR(m) vetor autorregressivo de ordem m, com duas variáveis X e Y, e duas equações – uma por cada variável endógenas, em defasamentos de cada uma das variáveis, podendo definir-se assim:

$$X_t = \alpha + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + u_{1t}$$
$$Y_t = \alpha' + \sum_{j=1}^m \theta_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m \lambda_j Y_{t-j} + u_{2t}$$

Onde X e Y são as variáveis dependentes, as letras gregas são os parâmetros e os u_t 's são os erros que se admitem “ruído branco”, isto é, processos estacionários puramente aleatórios, não correlacionados. Para estimar os parâmetros deste modelo usamos o método dos mínimos quadrados ordinários para cada uma das equações individualmente.

4.4. Causalidade à Granger

O ponto de partida para analisar a causalidade à Granger é um VAR(m), um modelo para as variáveis X e Y, definido em (1) e (2).

Estes testes podem indicar quatro possibilidades:

- Causalidade à Granger unidirecional de X Para Y;
- Causalidade à Granger unidirecional de Y para X;
- Causalidade à Granger bidirecional;
- Ausência de causalidade à Granger em qualquer direção

Para concretizar os testes, consideramos as seguintes hipóteses, relativas à equação

Hipótese nula (H0), X não causa à Granger Y (quando todos os coeficientes de todos os defasamentos de X na equação de Y são nulos);

Hipótese alternativa (H1), X causa à Granger Y (quando existe pelo menos um coeficiente não nulo nos defasamentos de X na equação de Y)

Quando rejeitamos a H_0 , significa que estamos perante causalidade à Granger no sentido que o passado da variável X ajuda a prever Y . Este teste é apenas válido para séries estacionárias.

Para testar H_0 usamos a estatística F a qual, sob H_0 , segue a distribuição F com m e $n-k$ graus de liberdade, onde m é o número de termos desfasados de X (ou de restrições sob H_0) n o número de observações e k é o número de parâmetros estimados na regressão (2). Portanto, se a hipótese nula for rejeitada, concluímos que X causa, no sentido de Granger, Y . podemos aplicar o mesmo procedimento à equação (1) para testar se Y causa, no sentido de Granger, X .

5. DADOS

A investigação empírica do efeito da dívida pública no crescimento económico, serão utilizados dados em séries temporais da Guiné-Bissau, cobrindo o período 1997-2022. Estes dados são extraídos das seguintes fontes: Fundo Monetário Internacional (FMI), e o Banco Central dos Estados da África Ocidental (BCEAO). É de revelar que esses bases de dados internacionais são bastante referenciados em investigação empírica no domínio da dívida pública e crescimento económico, uma vez que as informações disponíveis são sistematizadas de acordo com rigorosas metodologias de trabalho.

Tabela 4 Descrição de dados e suas fontes

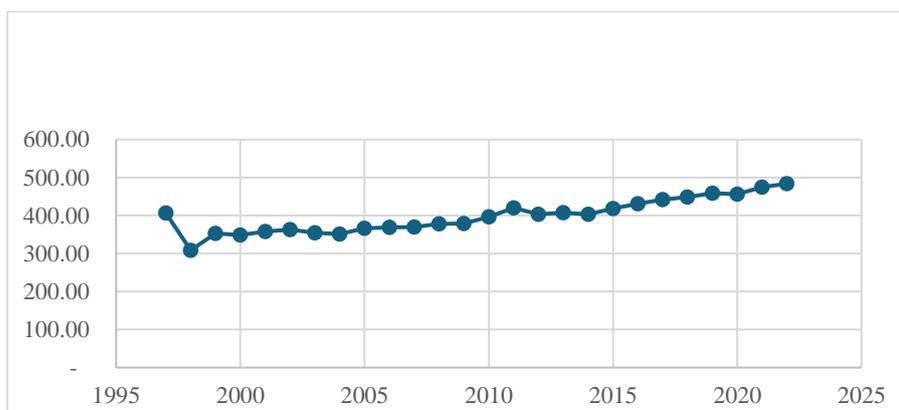
Séries	Descrição	Unidade	Fonte
PIB real per capita (pperc)	Produto Interno Bruto real dividido por população	mil Fcfa	FMI
Dívida pública/PIB (divp)	Stock de dívida pública/PIB	percentagem %	FMI
Taxa de crescimento do PIB (tpib)	Taxa de crescimento real do PIB	percentagem %	BCEAO
Consumo final (consf)	Consumo final público e privado	mil milhões de Fcfa	BCEAO
População (popl)	Total da população da Guiné-Bissau	milhões	FMI
Abertura ao Comércio (abert)	Somatório de exportação e importação dividido por PIB	percentagem	BCEAO
Investimento (invst)	Formação bruta de capital fixo	Mil milhões de Fcfa	BCEAO

Fonte: elaboração própria

5.1.1. PIB per capita

O PIB é utilizado para medir a atividade económica, em termos agregado e o crescimento dessa atividade de um ano para outro, assim como, avaliar o bem-estar material e monetário de uma economia nacional ou local, Jacquinet (2019). O PIB per capita é a divisão do PIB e o número total de população de um determinado país. É um dos índices que avaliar o desenvolvimento humano de um país. Quanto for o PIB per capita maior é qualidade da vida.

Gráfico 2 Evolução do PIB per capita da Guiné-Bissau (em Fcfa)



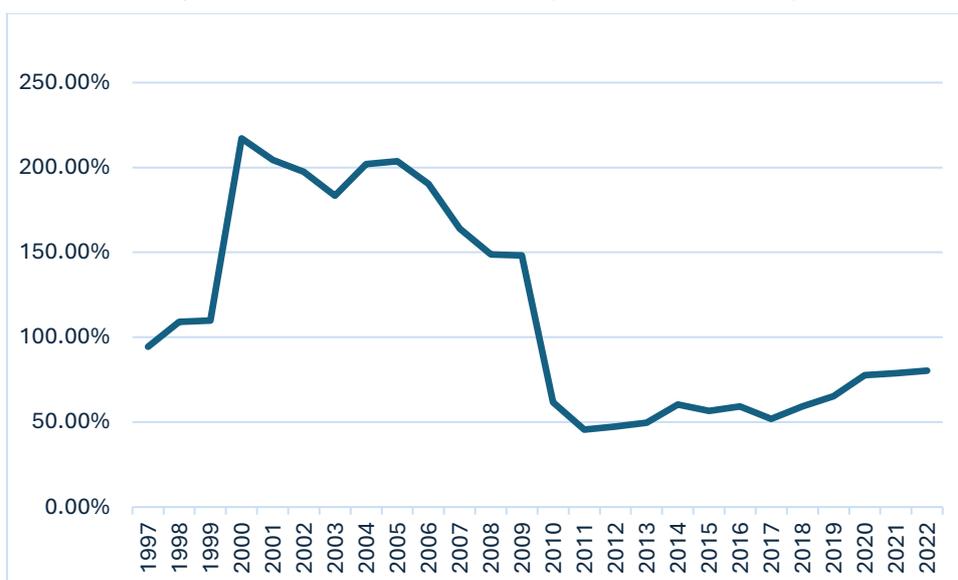
Fonte: BCEAO e FMI, elaboração própria

O PIB per capita registou uma contração de 24,14% para se fixar em 406.76 Fcfa em 1997 contra 308.57 Fcfa em 1998. Este crescimento negativo foi impulsionado pela guerra de 7 de junho de 1998. Após conflito, no ano seguinte o PIB per capita cresceu em 14,32%, apesar de contração de 1,02% registado em 2000, 2.32% em 2002, 0,93% em 2003, 3,84% em 2011, 1,19% em 2013 e 0,62% em 2019. Em termos homólogos, houve um crescimento de 1,95% do PIB per em 2022 contra um crescimento de 4,11% registado em 2021.

5.1.2. Rácio da dívida sobre PIB

O gráfico em baixo apresenta variação do rácio da dívida pública sobre o produto interno bruto (PIB) durante o período analisado. Embora, apresenta o ritmo recrescimento em comparação ao período inicial da análise. No entanto, o seu peso em relação ao PIB está fora do quadro de norma de integração da UEMOA e CEDEAO. Essa evolução já foi abordada anteriormente

Gráfico 3 Evolução do Rácio da dívida sobre PIB (em % do PIB nominal)



Fonte: BCEAO e FMI, elaboração própria

5.1.3. Abertura ao comércio

A variável “abertura do comércio” é o somatório das exportações e importações dividido pelo PIB nominal. Esta variável “abertura do comércio” mostra ou apresenta o peso da relação comercial dum país com o resto do mundo no produto interno bruto (PIB).

Gráfico 4 Evolução da abertura ao comércio (em % do PIB)



Fonte: BCEAO e FMI, elaboração própria

O peso da relação comercial no PIB, caiu para 15,39% do PIB em 1998 por causa da situação da Guerra cível de 7 de junho de 1998 que teve impacto notável no comércio sobre em exportação e importação. Depois de retoma do seu crescimento após conflito, todavia a crise política governativa de 2002 que culminou do golpe de estado de 2003 do ex-Presidente Dr. Kumba Yala esteve na origem desta redução do peso da “abertura do comércio “no PIB. Apesar de registar algumas ligeiras quedas desde 2006, a redução acentuada verificou-se de 2014 a 2015, tendo em conta a ausência de dados de importações neste período. A última queda aconteceu em 2019 e 2020 causa pela pandemia de COVID-19 que teve efeito considerável no comércio internacional.

5.1.4. Investimento

E o somatório de formação bruta de capital fixo publico e privado durante o período analisado.

Gráfico 5 Evolução de investimento (em mil milhões de Fcfa)



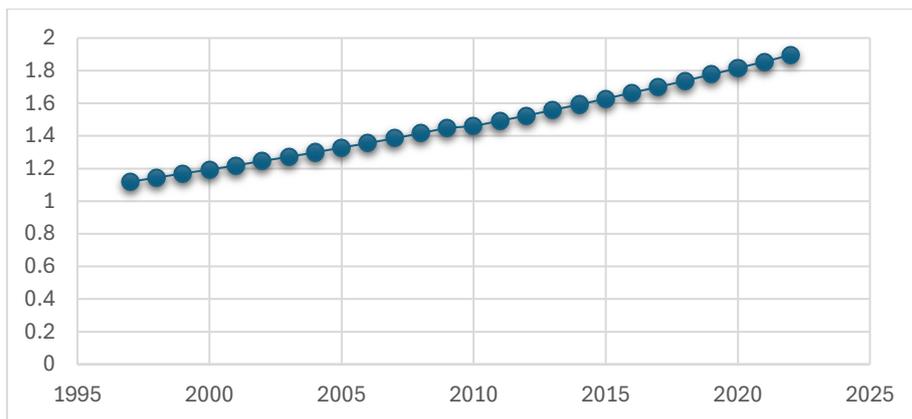
Fonte: BCEAO e FMI, elaboração própria

De acordo com o gráfico, a FBCF era 219.7 mil milhões de Fcfa em 1997, mas devido a guerra de 7 de junho 1998, ela contraiu-se 51,43% para se situar em 106.7 mil milhões em 1998. Essa degradação foi mais acentuada em 2004, onde registou uma contração de 43,85% de investimento pública e privado. Após este período, a FBCF, retomou ligeiramente o seu ritmo de crescimento. Em termos homólogos, houve um crescimento de 19,49% de investimento pública e privado na Guiné-Bissau em 2022, apesar de registar um crescimento negativo de 17,65% em 2021.

5.1.5. População

A Guiné-Bissau apresenta uma média de 2,14 pontos percentuais do crescimento demográfico. Em 1997, a população de Bissau Guineense foi de 1.11 milhão de habitantes contra 1.89 milhão de habitantes registado em 2022.

Gráfico 6 Evolução da população (milhões de habitantes)

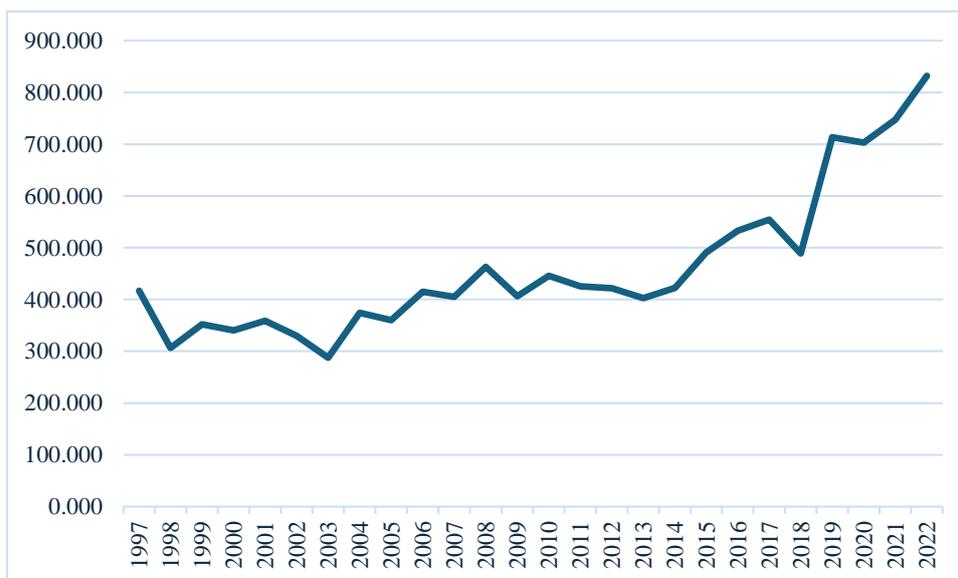


Fonte: BCEAO e FMI, elaboração própria

5.1.6. Consumo final

A variável consumo final, indica despesas de consumo público e privado durante o período analisado.

Gráfico 7 Evolução do consumo final (em mil milhões de Fcfa)



Fonte: BCEAO e FMI, elaboração própria

O consumo final foi de 416.81 mil milhões de Fcfa em 1997 contra uma contração de 26,43% registado em 1998 para se situar em 306.66 mil milhões de Fcfa. Esta contração do consumo final é ligada a situação que já referimos anteriormente, ou seja, o conflito político-militar de 1998. Após esta guerra, houve um ligeiro progresso até 2001. Em 2003, registou um crescimento negativo do consumo final, ligada a crise política que desembocou em golpe de estado do ex-presidente Dr. Kumba Yala. Assim, depois deste evento do golpe, houve uma retoma moderada no crescimento do consumo final, apesar da contração 11.86% registada no ano 2018.

6. RESULTADOS

6.1. Testes de raiz unitária

Os estudos empíricos que abordam a relação entre as variáveis recomendam começar por analisar a estacionariedade das séries estudadas, de forma a saber as suas ordens de integração. Neste caso, H0 determina que a série de uma variável tem uma raiz unitária, ou seja, é integrada em ordem 1. E a H1 que determina que a série de uma variável não tem raiz unitária, ou seja, é integrada em ordem 0. A tabela seguinte mostra os resultados dos testes de raiz unitária do Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron, às séries temporais em níveis e em diferenças.

Tabela 5 Resultados de testes de raiz unitária

Variáveis	Constante (C) Tendência (T)	ADF	PP	H0: I(1) H1: I(0)	Resultados
tpib	C	-3.65**	-8,38**	I(0) ADF, PP	Estacionária
lnpperc	C, T	-1.93	-9.24**	I(1) ADF	Estacionária em diferenças
Δlnpperc	C	-18.82**			
divp	C, T	-2.24	-2.28**	I(1) ADF, PP	Estacionária em diferenças
Δdivp	C	-4.52**			
abert	C, T	-2.76	-2.44**	I(1) ADF, PP	Estacionária em diferenças
Δabert	C	-4.82**			
lnconsf	C, T	-3,44**	-3.46**	I(1) ADF, PP	Estacionária em diferenças
Δlnconsf	C	-8,57**			
lnpop	C, T	-3.10**	-3.10**	I(1) ADF	Estacionária em diferenças
Δlnpop	C	-5.71**			
lninv	C, T	-5.0**	-6.0**	I(0) ADF, PP	Estacionária em tendência
Δlninv	C				

Fonte: Elaborado pelo Autor. * significativo a 10%; ** significativo a 5%.

As variáveis PIB real per capita (\lnperc), Dívida pública sobre PIB ($divp$), Abertura comercial ($abert$), Consumo final (\lnconsf), e População (\lnpopl) não permitem rejeitar a hipótese nula ao nível de significância de 5%, ou seja, estas variáveis são integradas de ordem 1, ou seja, são de $I(1)$. No entanto, as variáveis taxa de crescimento do PIB real ($tpib$) e investimento (\lninvt) são integradas de ordem 0, no teste de Dickey-Fuller aumentado.

Os resultados Phillips-Perron são integradas em ordem 1 de não estacionariedade é considerado neste estudo o teste de ADF como sendo o consistente. Concordamos com o teste de ADF para todas as variáveis exceto \lnperc . Os estudos de simulação não são consensuais em relação à superioridade de um dos testes em relação ao outro, mas há alguma evidência de desempenho mais pobre do teste PP em pequenas amostras. Assim, em caso de conflito optamos pelo teste ADF.

6.2. Análise Bivariada: causalidade à Granger

Após verificação da ordem de integração das séries estudadas, através dos testes de raiz unitária do Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron, usamos o VAR (2) para testar causalidade à Granger entre a taxa do crescimento do PIB real e o rácio da dívida pública sobre o PIB. Como as duas variáveis têm diferentes ordens de integração, a variável taxa de crescimento do PIB real ($tpib$) é $I(0)$ e o rácio da dívida sobre PIB é $I(1)$, vamos considerar a primeira diferença deste última, que já é $I(0)$. O modelo a estimar é seguinte.

$$\begin{aligned} tpbi_t &= \alpha + \beta_1 tpib_{t-1} + \beta_2 tpib_{t-2} + \gamma_1 \Delta divp_{t-1} + \gamma_2 \Delta divp_{t-2} + u_{1t} \\ \Delta divp_t &= \alpha' + \theta_1 \Delta divp_{t-1} + \theta_2 \Delta divp_{t-2} + \lambda_1 tpib_{t-1} + \lambda_2 tpib_{t-2} + u_{2t} \end{aligned}$$

Onde $tpbi_t$ é a taxa de variação do PIB real e $\Delta divp_t$ é a variação do rácio da dívida sobre o PIB.

A tabela seguinte apresenta os resultados do teste de causalidade à Granger entre estas duas variáveis.

Tabela 6 Resultados do teste de causalidade de taxa do PIB real para o rácio da dívida

Variável	F (2,18)	Prob>F	H0: Não Existência de Causalidade
Taxa de PIB real(tpib)	10.98	0.0008	A taxa de crescimento do PIB real causa à Granger o acréscimo rácio da dívida pública sobre o PIB.
N° de Obs = 23 F(4,18) = 5.60 Prob> F = 0.0042 R-squared = 0.5543 Adj. R-squared = 0.4552 Root MSE = 23.108			

Fonte: Elaboração própria

O resultado de teste de causalidade à Granger (H0: tpib não causa à Granger a divp), rejeita-se a hipótese nula de não causalidade, indica evidência clara da causalidade negativa da taxa do crescimento do PIB real para o rácio da dívida pública em função do PIB com nível de significância de 5%, ou seja, a taxa de crescimento do PIB real reduz o rácio da dívida pública sobre o PIB, resultado que pode ser enquadrada na teoria económica. Tal como está na equação dinâmica de evolução da dívida.

A próxima tabela apresenta o reverso do teste anterior, teste de causalidade à Granger do rácio da dívida pública sobre o PIB para a taxa de crescimento do PIB real.

Tabela 7 Os resultados de teste de causalidade do rácio da dívida para taxa do PIB real

Variável	F(2,19)	Prob > F	H0: Não Existência de Causalidade
Dívida pública sobre PIB (divp)	0.16	0.8543	O rácio da dívida pública em função do PIB não causa à Granger a taxa de crescimento do PIB real
N° de Obs = 23 F(3,19) = 8.23 Prob> F = 0.0010 R-squared = 0.5652 Adj. R-squared = 0.4965 Root MSE = 2.5877			

Fonte: Elaboração própria

Ao contrário do resultado do teste anterior que indicava evidência de causalidade da taxa do PIB real para o acréscimo rático da dívida pública sobre o PIB, este não mostra evidência da causalidade do acréscimo do rático da dívida pública sobre o PIB para a taxa de crescimento do PIB. Neste sentido, os resultados da análise bivariada indicam uma causalidade unidirecional da taxa de crescimento do PIB real para a dívida pública com nível de significância de 5%.

6.3. Análise Multivariada

Usamos modelo multivariado para analisar e identificar a relação do equilíbrio de longo prazo entre o PIB per capita e o rático da dívida pública. Assim, para evitar problemas de viés e a omissão de uma variável importante, o modelo incorpora além das duas variáveis, outras variáveis como a abertura ao comércio, consumo final e população como variáveis de controle. As suas utilizações são justificadas pelos seus usos nos estudos anteriores e suas relações com PIB. Essas variáveis são integradas de ordem 1, ou seja, são I(1) ou não estacionárias. Para tal, começamos por estimar possível regressão das séries e em seguida testamos se o resíduo tem raiz unitária, caso em que não há cointegração entre as séries. A tabela 8 apresenta os resultados deste teste.

6.4. Teste de cointegração de Engle e Granger

o primeiro passo é estimar a regressão entre as variáveis:

$$\ln p p e r c_t = 4.648 - 0.000493 d i v p_t + 0.200 a b e r t_t + 0.162 \ln p o p l_t + 0.208 \ln c o n s f_t + \hat{u}_t$$

Gerenciamos e de seguida, fazemos um teste de raiz unitária aos resíduos u_t^{hat} , sendo os valores críticos de Engle e Granger. a tabela seguinte apresenta os resultados deste teste.

Tabela 8 Resultados de teste cointegração Engle-Granger

<i>Test</i>	1%	5%	10%
<i>Statistic</i>	c. value	c. value	c. value
-6.932**	-4.96	-4.42	-4.13

Fonte: elaboração própria

Rejeita-se, pois, a hipótese nula de que os resíduos da regressão de cointegração são não estacionários, mesmo com nível de 1%. Sendo assim, concluímos que existe evidência clara de cointegração das séries estudadas, ou seja, o resultado do teste indica uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis estudadas, cujos coeficientes são dados pela equação precedente. Verificamos assim que, *ceteris paribus*, o rácio da dívida tem um efeito negativo no PIB per capita. As outras variáveis usámos como controlo têm, como esperado, efeito positivo.

6.5. Modelo corretor do erro

Após a confirmação da existência da relação de cointegração entre as séries, o que nos dá a relação de longo prazo, é possível avançar para construção de um modelo de curto prazo compatível com esta relação que é um modelo de tipo corretor do erro. O modelo é apresentado na seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta \ln pperc_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln pperc_{t-1} + \alpha_2 \Delta \ln pperc_{t-2} + \gamma_1 \Delta divp_{t-1} \\ & + \gamma_2 \Delta divp_{t-2} + \theta_1 \Delta abert_{t-1} + \theta_2 \Delta abrt_{t-2} + \varphi_1 \Delta \ln popl_{t-1} \\ & + \varphi_2 \Delta \ln popl_{t-2} + \rho_1 \ln consf_{t-1} + \rho_2 \Delta \ln consf_{t-2} + \delta \hat{u}_{t-1} + v_t \end{aligned}$$

Onde $\delta \hat{u}_{t-1}$, é o termo de corretor do erro estimado e \hat{u}_{t-1} é o resíduo desfasado da relação de cointegração e v_t é o erro.

Após a estimação do referido modelo, constatamos que o termo corretor do erro estimado é negativo, o que significa que o modelo corrige de facto o erro (de equilíbrio) na proporção δ por período, reforçando a ideia de cointegração entre as variáveis em níveis.

Tabela 9 modelo de corretor de erro inicial

D.lnpperc	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
lnpperc						
LD.	-0.0129101	0.2461526	-0.52	0.610	-0.6708789	0.4126777
L2D.	-0.0351823	0.1417852	-0.25	0.8	-0.3472493	0.2768847
divp						
LD.	-0.0000847	0.0002065	-0.41	0.689	-0.0005391	0.0003697
L2D.	0.0004588	0.0001921	2.39	0.036	0.0000361	0.0008815
abert						
LD.	0.0010559	0.1034319	-0.01	0.992	-0.2265963	0.228708
L2D.	-0.0612612	0.0989041	-0.62	0.548	-0.2789477	0.1564253
lnpopl						
LD.	-1.83234	2.0626	-0.89	0.394	-6.377947	2.713267
L2D.	3.565621	2.005781	1.78	0.103	-0.8490737	7.9870315
lnconsf						
LD.	-0.0282058	0.05932287	-0.48	0.644	-0.1587873	0.1023756
L2D.	0.0227758	0.0466377	0.49	0.635	-0.0798732	0.1254247
L.uhat	-0.6189189	0.2936277	-2.11	0.059	-1.265189	0.273513
Cons	-0.02411	0.0778944	-0.31	0.762	-0.1955545	0.1473345
N° de Obs.	= 23					
F (11 , 11)	= 1.69					
Prob> F	= 0.1994					
R-squared	= 0.6279					
Adj. R-squared	= 0.2558					
Root MSE	= 0.02046					

Fonte: Elaboração própria

Usamos o teste F neste modelo para confirmar o teste da causalidade à Granger entre o PIB real per capita e o rácio da dívida pública sobre o PIB, às diferenças. O resultado deste teste confirma uma evidência de causalidade, apesar de fraca de (10% de nível de significância) que vai no sentido do PIB real per capita para o rácio da dívida pública sobre o PIB, como já tinha sido observado anteriormente na análise bivariada, uma causalidade unidirecional da taxa do PIB real para o rácio da dívida pública em função do PIB.

Tabela 10 Resultado de teste F de causalidade do PIB per capita para dívida

Variável	F (2,11)	Prob > F	H0: Não Existência de Causalidade
PIB real per capita (lnppeer)	3.19	0.0810	O PIB real per capita causa à Granger o rácio da dívida pública sobre o PIB.
N° de Obs = 23 F (11, 11) = 1.69 Prob> F = 0.1994 R-squared = 0.6479 Adj. R-squared = 0.2558 Root MSE = 0.02046			

Fonte: elaboração própria

6.6. Teste cointegração de Johansen

Além da aplicação do teste de Engle e Granger para verificar a relação de cointegração entre as séries, utilizamos também o teste de Johansen. Este teste foi desenvolvido por Johansen e Juselius em 1990. Além de ser abordagem mais recente, também é considerada mais completa e consistente na determinação do número de vetores de cointegração, ou seja, permite identificar quantos vetores de cointegração existem entre as variáveis analisadas, enquanto, o teste de Engle-Granger se limita somente, a verificar se as variáveis são ou não cointegradas (Margarido, 2004).

Para tal, começamos por seleccionar a ordem do VAR. A tabela seguinte apresenta os resultados do referido teste de vários critérios.

Tabela 11 Seleção da ordem do VAR

Lag	LL	LR	df	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	13.9467		25		3.10e-07	-	-75492	-
1	137.691	247.49	25	0.000	4.10e-11	-9.79013	-	-
2	158.238	41.093	25	0.0022	9.50e-10	-	-	-
3	196.03	75.584*	25	0.000	1.30e-10	-10.549*	-	-
4	-		25	-	-3.70e-8*		9.6135*	6.58077

Fonte: elaboração própria

Como temos uma amostra pequena, usamos o critério SBIC que é conhecido por ser mais parcimonioso. Assim escolhemos, pois, um VAR (1). Com base num VAR (1), fazemos em seguida o teste do traço e teste do máximo valor. A tabela em baixo apresenta os resultados destes testes.

Tabela 12 Resultados de Teste de Cointegração de Johansen

rank	parms	LL	eigenvalue	trace static	5% critical value	Max eigenvalue	5% critical
0	5	88.070313	-	83.9391**	68.52	56.892**	33.46
1	14	116.5163	0.89727	27.0471	47.21	11.7772	27.07
2	21	122.40489	0.37568	15.2699	29.68	10.4213	20.94
3	26	127.61552	0.34088	4.8487	15.41	4.8422	14.07
4	29	130.03664	0.17609	0.0064	3.76	0.0064	3.07
5	30	130.03986	0.00026				

Trend: constant

Sample: 1998-2022

Nº de obs. 25

Lags 1

Fonte: elaboração própria

O resultado do teste do traço de Johansen da hipótese de não cointegração ($r=0$) é rejeitada ($83.9391 > 66.52$), mas não se rejeita a hipótese de haver um vetor de cointegração ($27.0471 < 47.21$), pelo que concluímos pela existência de um vetor de cointegração. Também, o teste do máximo valor admite a mesma conclusão de existência de um vetor de cointegração. Isto sugere que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis em níveis, tal como já antes havíamos deduzido pelo teste de Engle e Granger. Essa relação, obtida como solução de equilíbrio de vetor autorregressivo vetorial (VECM), está na tabela 8.

O vetor de cointegração de Johansen, análise de significância e a discussão dos sinais de longo prazo.

Tabela 13 Resultados de Relação de longo prazo de Johansen

Beta	Coef.	Std. Erro	z	P> z	(95% Conf. Interval)	
ce1						
lnpperc	1	-	-	-	-	-
divp	-0.0000851	0.0000982	0.87	0.386	-0.000107	0.0002775
abert	0.0876449	0.0719653	-1.23	0.223	-0.228694	0.0524046
lnpopl	0.5285022	0.0415862	-12.71	0.000	-0.610010	-0.4469947
lnconsf	0.0385995	0.0261728	-1.47	0.140	-0.089897	0.0126983
Cons	-5.502815	-	-	-	-	-

Nº Obs. = 25
AIC = -8.201304
HQIC = -8.011988
SBIC = -7.518733
Sample: 1998-2022
Log Likelihood = 116.5163
Det (Sigma_ml) = 6.16e-11

Fonte: Elaboração própria

$$\lnpperc_t = 5.5028 - 0.00008divp_t + 0.0876abert_t + 0.559lnpopl_t + 0.0386lnconsf_t$$

Os sinais e as magnitudes dos coeficientes estão de acordo com os obtidos pela Engle e Granger. Além disso, neste contexto podemos também analisar a significância.

O resultado do teste indica uma relação de longo prazo significativa (a 5%) e no mesmo sentido entre o PIB per capita (lnpperc) a População (lnpopl). As variáveis (lnconsf e abert) apresentam relação positiva com o lnpperc, mas não significativa. Quanto ao rácio da dívida (divp), apresenta relação negativa com lnpperc. Este resultado converge com o resultado obtido no teste de Engle e Granger. No entanto, este resultado não apresenta significância estatística, o que poderá ter a ver com o tamanho reduzido da amostra.

6.7. Teste dos resíduos do modelo VECM para a ausência de autocorrelação e normalidade

O teste de autocorrelação dos resíduos do modelo corretor do erro vetorial sugere que não há evidência de autocorrelação, apesar de termos usado só um desfasamento no VAR. sendo assim, a escolha da ordem do VAR é suficientemente elevada. O resultado do teste encontra-se em anexo.

No que diz respeito ao teste de normalidade, não se rejeita a hipótese da normalidade pelo teste de Jarque-Bera, o que nos permite confiar nos resultados de procedimento de Johansen. O resulta do teste está em anexo.

6.8. Modelo dinâmico final

Para encontrar o melhor modelo dinâmico para as variáveis em estudo, começamos por estimar um modelo corretor do erro que inclui as variáveis às diferenças contemporâneas e desfasadas dois períodos. Em seguida, vamos retirando as variáveis menos significativas (com maior p-value do teste t), uma de cada vez de acordo com a abordagem do geral para o particular de Hendry (1995). A tabela seguinte apresenta o resultado deste procedimento.

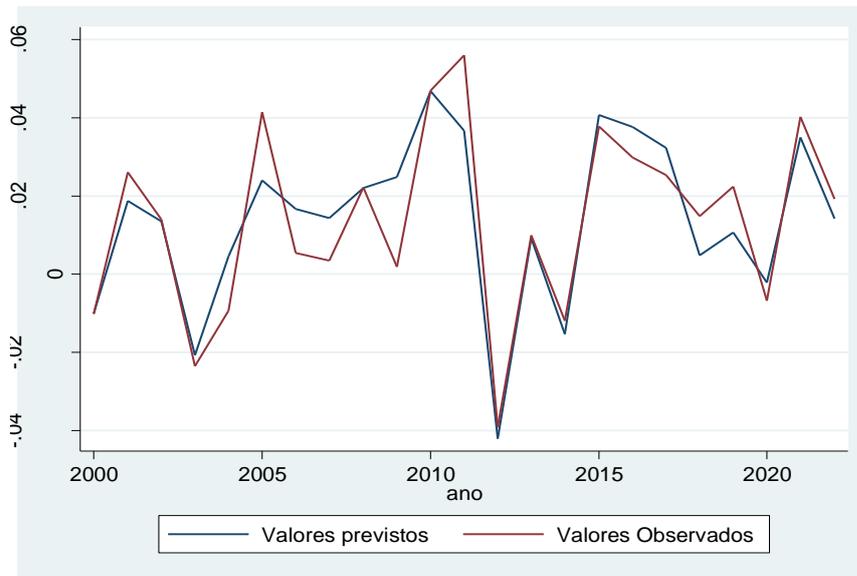
Tabela 14 Modelo dinâmico final

D.Inpperc	Coef.	Stad. Err.	t	P> t 	[95% Conf. Interval]	
divp						
D1.	-0.000318	0.000101	-3.15	0.006	-0.0005322	-0.001037
L2D.	0.0004197	0.0000978	0.002	0.001	0.0002123	0.0006271
abert						
D1.	0.19177	0.0478069	4.29	0.001	0.0904238	0.2931161
lnpopl						
L2D.	3.024829	1.089309	2.78	0.013	0.7155973	5.33406
lnconsf						
D1.	0.0451806	0.0229958	1.96	0.067	-0.0035683	0.0939296
uhat						
L1.	-0.5064258	0.1182203	-4.28	0.001	-0.7570415	-0.25581
_Cons	-0.0612644	0.0260416	-2.36	0.032	-0.1165702	0.0061587
N° de Obs. = 23 F (7, 15) = 12.61 Prob> F = 0.0000 R-squared = 0.8255 Ajus. R-squared = 0.7600 Root MSE = 0.01162						

Fonte: Elaboração própria

Todos conjunto de variáveis explicativas são significativas. Obteve-se ainda um efeito negativo do crescimento do rácio da dívida atual no crescimento do PIB real per capita, mas o rácio da dívida desfasada dois períodos parece ter efeito positivo. Além disso, o crescimento populacional desfasado dois períodos, o acréscimo da abertura ao exterior e o consumo final apresentam uma relação positiva com o PIB per capita. O termo corretor do erro deste modelo é significativo a 1% e o coeficiente de ajustamento é negativo, como esperado, no valor de -0,506. Assim, mais de metade do “erro de equilíbrio” é corrigido em cada período. Por fim, o valor do R^2 é elevado e apresenta um bom ajustamento do modelo.

Gráfico 8 Valores Previstos vs. Observados



Observando o gráfico vimos que, os valores previstos estão próximos de valores observados. Sendo assim, podemos concluir que, o modelo final apresenta um bom ajustamento como já tínhamos visto no seu valor R^2 (0,83).

6.9. Testes de diagnóstico

Nesta secção serão aplicados diversos testes de diagnóstico para averiguar a robustez dos resultados obtidos:

Utilizamos o teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey para verificar a presença de autocorrelação nos resíduos de modelo de regressão, especialmente quando lidamos com modelos dinâmicos. Esta refere-se à correlação entre erros em diferentes períodos ou observações, o que pode invalidar os resultados da inferência estatística após uma regressão. O teste não se rejeita a Hipótese nula de não existir autocorrelação. O resultado do teste encontra-se em anexo.

A heteroscedasticidade ocorre quando a variância dos resíduos de um modelo de regressão não é constante em todas as observações. O teste de Breusch-Pagan não rejeita a hipótese nula de homoscedasticidade (a variância dos resíduos é constante como se pode ver pelos resultados em anexo).

Existe ARCH num modelo de regressão quando a variância de erro, condicionada ao seu passado, muda com o tempo. O teste ARCH não rejeita a Hipótese nula de que não há heteroscedasticidade condicional autorregressiva. O resultado deste teste está em anexo.

O teste RESET de Ramsey, é utilizado para verificar para verificar se a forma funcional do modelo está corretamente especificada. Se o modelo está mal especificado do ponto de vista da forma funcional, isso pode resultar em estimativas enviesadas dos coeficientes de regressão. Aplicando o teste RESET ao modelo final, não se rejeita a hipótese nula que este está bem especificado. O resultado encontra-se em anexo.

O modelo “passa” em todos estes testes de diagnóstico, o que sugere que está bem especificado, os resíduos não têm autocorrelação, nem heteroscedasticidade e nem efeito ARCH.

7. CONCLUSÃO

Este trabalho pretende analisar e identificar a relação entre o rácio da dívida pública e o crescimento económico da Guiné-Bissau, no período compreendido entre 1997 e 2022. Para evitar problemas de viés e omissão de variáveis importantes, foram incluídas na análise as séries de abertura ao comércio, população e de consumo final, como variáveis de controle. Foram utilizadas abordagens de Engle-Granger e de Johansen, culminando num modelo dinâmico do tipo corretor do erro (MCE). Além disso, foi aplicado o teste de causalidade à Granger para análise bivariada entre a taxa de crescimento do PIB e o rácio da dívida pública sobre o PIB.

O resultado da análise bivariada da causalidade à Granger aponta uma evidência de causalidade unidirecional da taxa de crescimento do PIB para o rácio da dívida pública, ou seja, a taxa de crescimento do PIB causa à Granger o rácio da dívida pública, mas não encontra nenhuma evidência de que a dívida pública cause à Granger o crescimento real do PIB.

Os resultados da análise multivariada de cointegração de Engle-Granger demonstram evidência de relação de cointegração entre as séries estudadas, isto é, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Os testes de Johansen confirmam também a existência de um vetor de cointegração análogo ao encontrado pela análise de Engle-Granger. Sugerem também uma relação positiva e significativa entre o PIB per capita e a

População e menos significativa entre o PIB per capita e as variáveis abertura ao comércio e consumo final. Por outro lado, o rácio da dívida pública apresenta uma relação negativa, mas não estatisticamente significativa com o PIB per capita.

Foi ainda possível obter o modelo dinâmico final para o crescimento do PIB per capita, que passou nos testes de avaliação de diagnóstico usuais, com bom ajustamento e um conjunto de variáveis explicativas estatisticamente significativas.

Obteve-se, neste modelo, um efeito negativo do crescimento do rácio da dívida atual no crescimento do PIB real per capita, mas a dívida desfasada dois períodos parece ter efeito positivo. Além disso, o crescimento da população (desfasado dois períodos), o acréscimo da abertura ao exterior e o acréscimo do consumo final têm efeitos positivos no crescimento do PIB.

O termo corretor do erro do modelo dinâmico final é significativo a 1% e o coeficiente de ajustamento é negativo, como esperado. Cerca de metade do “erro de equilíbrio” é corrigida em cada ano.

O resultado deste estudo enquadra-se no resultado do artigo de Pegkas et al. (2020), que indica que a dívida pública tem um efeito negativo e significativo no crescimento económico a curto e longo prazos. Sustentam que um nível elevado da dívida pública afeta negativamente a acumulação de capita e o crescimento da produtividade. De facto, quando a dívida pública é elevada, é vista como um risco pelos investidores, e pode causar dificuldades na concessão de empréstimos nos mercados. Isto pode obrigar a medidas de austeridade das políticas fiscais e monetárias, o que pode aprofundar a recessão económica.

Nesta perspetiva, os decisores políticos, nomeadamente o governo, devem usar mecanismos para reduzir o stock da dívida pública e utilizar os recursos da dívida para despesas produtivas. Sobretudo, para investimentos nas áreas prioritárias que visam impulsionar atividades económicas que promovam um crescimento económico sustentável.

A discussão sobre os efeitos do endividamento público nas perspetivas de crescimento económico dos países não é consensual, como vimos na revisão da literatura, mas é fundamental para as estratégias de desenvolvimento dos decisores políticos, pelo que é importante prosseguir a investigação nesta área.

Uma vez que os resultados podem ter sido limitados pelo tamanho da amostra, será interessante, à medida que for sendo disponibilizada mais informação, incorporá-la em estudos futuros. Poderão ser utilizadas outras variáveis de controlo, tais como a taxa de juro, o saldo orçamental e o nível de corrupção e outras medidas de qualidade institucional. Em termos metodológicos, o uso de modelos para dados de painel, eventualmente dinâmicos, poderá permitir expandir a amostra, robustecendo as conclusões a retirar. Será também importante incluir comparações de resultados entre países, sobretudo em idênticos níveis de desenvolvimento e características sociais, políticas e económicas semelhantes.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alkulaib, Y. A., Almudhaf, F. W., & Al-Jassar, S. A. (2013). The banking industry during an extended financial crisis: An empirical assessment of Kuwait banks. *Academy of Banking Studies Journal*, 12(1), 61–73.
- Afonso, A., Gadelha, S., & Silva, A. (2020). Public Debt and Economic Growth in Brazil. Available at SSRN 3749503.
- Akhanolu, I.A. et al. (2018) ‘The effect of public debt on economic growth in Nigeria: An empirical investigation’, *International Business Management*, 12(6), pp. 436–441.
- Badr, M. (2015) ‘Effets de seuil de la dette publique sur la croissance économique’, *academique.edu* pp. 192-228
- BM. (2020). Memorando Económico da Guiné-Bissau, Banco Mundial, Washington DC, Estados Unidos da América.
- Bilan, I. And Ihnatov, I. (2015) ‘Public Debt and Economic Growth: A wo-Sided Story’, *International Journal of Economic Sciences*, 4, pp. 24–39.
- Cheng, B. S., & Lai, T. W. (1997). An investigation of co-integration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan. *Energy economics*, 19(4), 435–444.
- Correia, T. A. J. (2012). Política Fiscal, Composição da Despesa e o Crescimento Económico da Guiné-Bissau, no Contexto da CEDEAO: Dissertação de Mestrado, Universidade do Ninho, Braga, Portugal.
- DGPEE (2022). Nota do Enquadramento Macroeconómico e Orçamental, Ministério das Finanças, Direção-Geral de Previsões e Estudos Económicos da Guiné-Bissau, Bissau.
- DGDP. (2021). Boletim Estatístico da Dívida Pública, Ministério das Finanças, Direção-Geral da Dívida Pública, Bissau, Guiné-Bissau.
- DGDP. (2022). Boletim Estatístico da Dívida Pública: Ministério das Finanças, Direção-Geral da Dívida Pública, Bissau, Guiné-Bissau.
- DGPEE. (2011). Relatório de Estatísticas das Finanças Públicas: Direção-geral de Previsão e Estudos Económicos, Ministério das Finanças, Bissau, Guiné-Bissau.

- DGPEE. (2012). Relatório de Estatísticas das Finanças Públicas: Ministério das Finanças, Direção-Geral de Previsão e dos Estudos Económicos, Bissau, Guiné-Bissau.
- DGPEE. (2011). Relatório de Estatísticas das Finanças Públicas: Ministério das Finanças, Direção-geral de Previsão e de Estudos Económicos, Bissau, Guiné-Bissau.
- DGPEE (2010). Relatório de Estatísticas das Finanças Públicas: Ministério das Finanças, Direção-Geral de Previsão e de Estudos Económicos, Bissau, Guiné-Bissau.
- Dos Santos, F. M. P. (2016). Efeitos da Dívida Pública no Crescimento Económico: Abordagem Através da Aplicação de Meta-Análise, Tese de Mestrado, Universidade do Porto, Portugal.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- FAO. (2022). Perfil de Sistemas Alimentares da Guiné-Bissau. Roma, Montpellier, Bruxelas: Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação, Centro de Cooperação Internacional em Pesquisa Agronômica para o Desenvolvimento e a União Europeia.
- FMI. (2013). Manual de Estatísticas da Dívida do Sector Público: Guia para Estatísticos e utilizadores, Fundo Monetário Internacional, Washington DC, Estados Unidos da América.
- Ferreira, Maria Cândida. 2009. "Public debt and economic growth: a Granger causality panel data approach". Instituto Superior de Economia e Gestão - DE working papers nº 24-2009/DE/UECE.
- FMI. (2021). Relatório no Âmbito da Avaliação do Programa de Crédito Alargado: Fundo Monetária Internacional, Washington, D.C, Estados Unidos da América.
- Gomez-Puig, M., Sosvilla-Rivero, S. And Martinez-Zarzoso, I. (2022) 'On the heterogeneous link between public debt and economic growth', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 77, p. 101-528.
- Gündüz, F.Ö. e Çelikay, F. (2019) "The effects of public debt burden on economic growth: An examination in a sample of selected countries", *Journal of Finance*, 177, pp. 247-275.
- Hendry, D. (1995), *Dynamic econometrics*, OUP, Oxford, Reino Unido.

- Hilton, S.K. (2021) 'Public debt and economic growth: contemporary evidence from a developing economy', *Asian Journal of Economics and Banking*, 5(2), pp. 173–193.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—With applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169–210.
- Johansen, S. (1996) *Likelihood inference in cointegrated vector autoregressive methods*, OUP, Oxford, Uk.
- Jalles, J.T. (2011) 'The impact of democracy and corruption on the debt-growth relationship in developing countries', *Journal of economic development*, 36(4), pp.36- 41.
- Jacquinet, M. (2019). PIB-Produto Interno Bruto: Breve introdução, *Manual de Apoio de Alunos*, Universidade Aberta de Lisboa pp 1-7, Lisboa, Portugal
- Kourtellos, A., Stengos, T. And Tan, C.M. (2013) 'The effect of public debt on growth in multiple regimes', *Journal of Macroeconomics*, 38, pp. 35–43.
- Kapusuzoglu, A. (2013). Testing weak form market efficiency on the Istanbul stock exchange (ISE). *International Journal of Business Management and Economic Research*, 4(2), 700–705.
- Law, S.H. et al. (2021) 'Public debt and economic growth in developing countries: Nonlinearity and threshold analysis', *Economic Modelling*, 98, pp. 26–40.
- Lopes, A. S. (2022). *Introdução à Cointegração: Abordagem uni-equacional*, Instituto Superior da Economia e Gestão, Universidade de Lisboa, Texto de Apoio aos alunos, Versão 1.03.
- Margarido, M. A. (2004). Teste de cointegração de Johansen utilizando o SAS: *Revista Agricultura*, São Paulo, Brasil, 51(1), 87-101.
- Marques, C.R. (1996), *Modelos Dinâmicos, Raízes Unitárias e Cointegração*, Edinova, UNL, Portugal.
- Mencinger, J., Aristovnik, A. And Verbic, M. (2014) 'The impact of growing public debt on economic growth in the European Union', *Amfiteatru Economic Journal*, 16(35), pp. 403–414.

- Minea, A., & Parent, A. (2012). Is high public debt always harmful to economic growth? Reinhart and Rogoff and some complex nonlinearities, HAL SHS (Humanities and Social Sciences).
- Ndoricimpa, A. (2020) 'Threshold effects of public debt on economic growth in Africa: new evidence', *Journal of Economics and Development*, 22(2), pp. 187–207. Available at: <https://doi.org/10.1108/JED-01-2020-0001>.
- Nordhaus, P. A. (1993). *Economia*. Lisboa: mcgraw-Hill de Portugal.
- Nubukpo, K. (2007) 'Dépenses publiques et croissance des pays de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA)', *Afrique contemporaine*, 222(2), pp. 223–250.
- Pereira, et al. (2022). *Economia e Finanças Públicas (6ª edição)*, Copyright © by Escola Editora, 2022, Portugal.
- Panizza, U., & Presbitero, A. F. (2014). Public debt and economic growth: Is there a causal effect? *Journal of Macroeconomics*, 41, 21–41.
- Pegkas, P., Staikouras, C. And Tsamadias, C. (2020) 'On the determinants of economic growth: Empirical evidence from the Eurozone countries', *International Area Studies Review*, 23(2), pp. 210–229.
- PNUD. (2022). *Tendências Económicas e Humanas para o Desenvolvimento até 2024. Programa das Nações Para Desenvolvimento, Representante na Guiné-Bissau, Bissau.*
- Reinhart, C.M. and Rogoff, K.S. (2010) 'Growth in a Time of Debt', *American economic review*, 100(2), pp. 573–578.
- Salmon, J. (2021) 'The impact of public debt on economic growth', *Cato Journal*, vol. 41, Copyright © Cato Institute. All rights reserved. DOI: 10.36009/CJ.413.2
- Saungweme, T., & Odhiambo, N. M. (2019). Does public debt impact economic growth in Zambia? An ARDL-bounds testing approach. *SPOUDAI-Journal of Economics and Business*, 69(4), 53–73.
- Siddique, A., Selvanathan, E. A., & Selvanathan, S. (2016). The impact of external debt on growth: Evidence from highly indebted poor countries. *Journal of Policy Modeling*, 38(5), 874-894.

Yusuf, A., & Mohd, S. (2021). The impact of government debt on economic growth in Nigeria. *Cogent Economics & Finance*, 9(1), 194-624.

UEAMO. (2015). Ato Adicional que constitui Pacto de Convergência, Estabilidade, Crescimento e Solidariedade entre dos Estados-Membros da UEMOA. União Económica e Monetária da Africa Ocidental, Lomé, Togo.

ANEXO

Testes de diagnóstico		
Ramsey RESET, Forma funcional	$F(3,15) = 0.64$	Prob>F = 0.6006
Breusch-Grofrey Autocorrelação	1.9005	0.38664435
Breusch-pagan Heteroscedasticidade	$F(7,18) = 0.18$	Prob>F 0.9838
ARCH.	$F(2,18) = 1.25$	Prob>F 0.3098
Abordagem de Johansen		
Lagrange-multiplier test Autocorrelação	Chi2 17.9959 33.1193	Prob>chi2 0.84256 0.12811
Jarque-Bera test Normalidade All	Chi2 14.416	Prob> 0.15485