



**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DE GOIÁS
ESCOLA DE DIREITO, NEGÓCIOS E COMUNICAÇÃO
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

JOÃO HENRIQUE OLIVEIRA ZAGO

**O endividamento público de Goiás entre 2008 e 2025: uma análise utilizando o
modelo de Vetores Autorregressivos-VAR**

**GOIÂNIA-GO
Junho/2026**

JOÃO HENRIQUE OLIVEIRA ZAGO

2022.1.0021.0073-2

O endividamento público de Goiás entre 2008 e 2025: uma análise utilizando o modelo de Vetores Autorregressivos-VAR

Monografia apresentada ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Pontifícia Universidade Católica de Goiás, como requisito parcial para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Leão.

GOIÂNIA-GO

Junho/2026

JOÃO HENRIQUE OLIVEIRA ZAGO

2022.1.0021.0073-2

O endividamento público de Goiás entre 2008 e 2025: uma análise utilizando o modelo de Vetores Autorregressivos-VAR

Monografia apresentada ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Pontifícia Universidade Católica de Goiás, como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Leão

Membro: Prof. Ms. Gesmar José Vieira

Membro: Profa. Ms. Neide Selma do Nascimento Oliveira Dias

GOIÂNIA-GO

Junho/2026

AGRADECIMENTOS

Agradeço, em primeiro lugar, aos meus pais, pelo apoio, incentivo e presença ao longo de toda a minha trajetória acadêmica. Sempre valorizaram meus estudos e me apoiaram em cada etapa da minha formação, oferecendo suporte, confiança e motivação para que eu pudesse chegar até aqui.

À Coordenação do Curso de Ciências Econômicas da Pontifícia Universidade Católica de Goiás e aos professores da graduação, pelo suporte prestado durante o curso, pelos ensinamentos compartilhados e pela contribuição à minha formação acadêmica e profissional.

Por fim, agradeço ao meu orientador, Prof. Dr. Carlos Leão, pela orientação, e contribuições durante a elaboração deste trabalho. Suas observações foram fundamentais para o desenvolvimento da pesquisa e para o aprimoramento desta monografia.

RESUMO

Este trabalho analisa o comportamento da dívida líquida do Estado de Goiás entre 2008 e 2025, considerando sua relação com os juros nominais e com a atividade econômica estadual, representada pela produção industrial. A metodologia adotada combina análise descritiva das séries, testes de estacionariedade, teste de cointegração de Johansen e estimação de um modelo de Vetores Autorregressivos. Os resultados indicam que a dívida líquida apresentou trajetória crescente no período analisado e forte componente de persistência. O teste de cointegração apontou a existência de relação de longo prazo entre as variáveis. No modelo VAR, a dívida líquida respondeu principalmente aos seus próprios choques, enquanto os juros nominais tiveram influência secundária e a produção industrial apresentou menor contribuição direta. Conclui-se que o endividamento público de Goiás esteve associado principalmente à dinâmica acumulada da própria dívida e ao custo financeiro do passivo, enquanto a atividade econômica exerceu influência mais indireta sobre sua trajetória.

Palavras-chave: Dívida pública. Goiás. Vetores Autorregressivos.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Funções impulso-resposta do modelo VAR.....	39
--	----

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Evolução da dívida líquida do Estado de Goiás – 2008-2025	29
Gráfico 2 - Evolução dos juros nominais – Goiás – 2008-2025.....	30
Gráfico 3 - Evolução da produção industrial de Goiás – 2008-2025	31

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Descrição das variáveis utilizadas.....	28
Quadro 2 - Resultados do teste de cointegração de Johansen.....	35
Quadro 3 - Critérios de informação do VAR.....	38

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Teste Dickey-Fuller Aumentado dos juros nominais – Goiás – 2008-2025	32
Tabela 2 - Teste Dickey-Fuller Aumentado da dívida líquida – Goiás – 2008-2025..	33
Tabela 3 - Teste Dickey-Fuller Aumentado da produção industrial – Goiás – 2008-2025	34
Tabela 4 - Resumo das equações do VAR – Goiás – 2008-2025.....	37
Tabela 5 - Decomposição da variância no décimo período (Valores em %) – Goiás – 2008-2025	41

LISTA DE SIGLAS

ADF – Dickey-Fuller Aumentado
AIC – Critério de Informação de Akaike
COVID-19 – Doença do Coronavírus 2019
DL – Dívida Líquida
EViews – Econometric Views
IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
ICMS – Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços
IMB – Instituto Mauro Borges
I(0) – Integrada de ordem zero
I(1) – Integrada de ordem um
JN – Juros Nominais
LRF – Lei de Responsabilidade Fiscal
PI – Produção Industrial
PIB – Produto Interno Bruto
PUC Goiás – Pontifícia Universidade Católica de Goiás
 R^2 – Coeficiente de determinação
SC – Critério de Schwarz
STN – Secretaria do Tesouro Nacional
VAR – Vetores Autorregressivos
 $\Delta \ln$ – Primeira diferença do logaritmo natural

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	11
1 O ENDIVIDAMENTO PÚBLICO ESTADUAL	13
1.1 FINANÇAS PÚBLICAS ESTADUAIS E CAPACIDADE FISCAL	14
2 METODOLOGIA.....	16
2.1 SÉRIES TEMPORAIS, ESTACIONARIEDADE E COINTEGRAÇÃO	16
2.2 MODELOS AUTORREGRESSIVOS E VETORES AUTORREGRESSIVOS.....	21
2.3 INSTRUMENTOS DE ANÁLISE DO VAR.....	25
3 ANÁLISE DOS RESULTADOS	28
3.1 DADOS E SÉRIES ANALISADAS	28
3.2 TESTES PRELIMINARES.....	31
3.3 ESTIMAÇÃO DO VAR	36
3.4 IMPULSO-RESPOSTA E DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA	38
3.5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	42
CONCLUSÃO.....	46
REFERÊNCIAS.....	48

INTRODUÇÃO

O endividamento público estadual é um dos elementos centrais da gestão fiscal dos entes subnacionais. A dívida pública pode funcionar como instrumento de financiamento intertemporal, permitindo que governos acomodem diferenças entre receitas e despesas, reorganizem passivos e mantenham políticas públicas em momentos de restrição orçamentária. O problema ocorre quando o crescimento do passivo passa a expressar desequilíbrios persistentes, aumento do custo financeiro e perda de capacidade de pagamento.

Nos estados brasileiros, o tema assume contornos específicos. Os governos estaduais operam sob menor autonomia fiscal que o governo federal, estão sujeitos a regras nacionais de endividamento e dependem de um arranjo federativo que condiciona sua margem de atuação. A evolução da dívida dos estados envolve fatores fiscais, financeiros, produtivos e institucionais, não podendo ser compreendida apenas pela variação nominal do passivo.

No caso de Goiás, a análise do endividamento ganha relevância em razão da trajetória econômica recente do Estado. Entre 2010 e 2022, Goiás ampliou sua participação relativa na economia nacional: sua participação no PIB brasileiro passou de 2,7% para 3,2%, enquanto o PIB estadual a preços correntes cresceu aproximadamente 198,6%, passando de R\$ 106,7 bilhões para R\$ 318,6 bilhões, segundo o Instituto Mauro Borges (2024), com base nos dados do IBGE. Esse avanço indica ampliação da base econômica estadual, especialmente em atividades relacionadas à produção, ao consumo e à circulação de mercadorias.

A observação desse crescimento, entretanto, precisa ser situada em um intervalo mais amplo. O período de 2008 a 2025 permite acompanhar a trajetória do endividamento goiano em fases econômicas e fiscais distintas, abrangendo os efeitos posteriores à crise financeira internacional de 2008, a recessão iniciada em 2014, a pandemia de COVID-19 e o período posterior de recomposição da arrecadação. Esses eventos afetaram, em diferentes intensidades, a atividade econômica, as receitas públicas e as condições de financiamento dos governos estaduais.

O objetivo geral deste trabalho é analisar o comportamento do endividamento público de Goiás entre 2008 e 2025, considerando sua relação com o custo financeiro da dívida e com a atividade econômica estadual. De forma específica, busca-se

descrever a evolução das séries analisadas, verificar suas propriedades estatísticas por meio de testes de estacionariedade e cointegração, estimar um modelo de Vetores Autorregressivos e examinar a dinâmica entre as variáveis por meio das funções impulso-resposta e da decomposição da variância.

A partir desse recorte, o problema central da pesquisa consiste em compreender em que medida o comportamento da dívida líquida de Goiás, entre 2008 e 2025, esteve associado a fatores fiscais, financeiros e produtivos relacionados ao endividamento subnacional. A análise considera que a trajetória da dívida líquida deve ser interpretada em conjunto com o custo financeiro do passivo e com o desempenho da economia estadual.

A hipótese levantada é que o comportamento da dívida líquida de Goiás esteve relacionado à combinação entre o estoque acumulado do endividamento, o custo financeiro da dívida e as condições da atividade econômica estadual. Essa relação será analisada a partir das séries de dívida líquida, juros nominais e produção industrial goiana, variáveis que permitem observar essas três dimensões centrais do endividamento estadual.

Metodologicamente, o trabalho utiliza uma abordagem quantitativa baseada em séries temporais trimestrais. A análise combina procedimentos descritivos, testes de estacionariedade, teste de cointegração de Johansen e estimação de um modelo de Vetores Autorregressivos. A partir do modelo VAR, são utilizadas as funções impulso-resposta e a decomposição da variância para examinar a propagação dos choques entre as variáveis analisadas.

O trabalho está organizado em três capítulos, além desta introdução e da conclusão. O primeiro capítulo discute o endividamento público estadual e sua relação com a capacidade fiscal. O segundo capítulo apresenta a metodologia utilizada. O terceiro capítulo expõe a análise dos resultados e a discussão dos principais achados.

1 O ENDIVIDAMENTO PÚBLICO ESTADUAL

A dívida pública estadual integra a estrutura de financiamento do setor público. Em condições sustentáveis, o recurso ao crédito permite a realização de investimentos cujo retorno econômico e social ocorre ao longo do tempo, como obras de infraestrutura, modernização administrativa, expansão de serviços públicos e políticas de desenvolvimento regional. O Tesouro Nacional define a dívida pública como instrumento utilizado para financiar déficits orçamentários, refinanciar obrigações existentes e atender a finalidades específicas previstas em lei, o que evidencia sua função no financiamento público (TESOURO NACIONAL, 2014).

A compreensão do endividamento dos estados também exige separar obrigações financeiras, inadimplência e insolvência. A existência de dívida indica que o ente público assumiu compromissos financeiros, situação que pode ser compatível com uma trajetória sustentável. A inadimplência ocorre quando esses compromissos não são cumpridos nos prazos estabelecidos. A insolvência, por sua vez, revela uma restrição mais estrutural de pagamento, associada ao estoque do passivo, ao custo financeiro e às receitas disponíveis. Essa distinção é relevante porque, como discute Passos Filho (2018), a sustentabilidade da dívida estadual está ligada à capacidade de reação fiscal do governo diante do aumento do passivo.

A literatura sobre finanças públicas estaduais no Brasil destaca que o comportamento da dívida dos entes subnacionais resulta da interação entre decisões fiscais, condições de financiamento e restrições institucionais. Mora, Santos e Martins (2018) observam que a crise das finanças estaduais após 2014 combinou fatores conjunturais e estruturais, incluindo queda de receitas, rigidez de despesas, composição da folha de pagamento e níveis de endividamento. Com isso, a dívida pública estadual deixa de ser apenas um saldo contábil e passa a refletir escolhas fiscais, choques econômicos e limites institucionais acumulados ao longo do tempo.

A relação entre dívida pública e crédito é um dos canais relevantes para compreender o processo de endividamento. Quando o governo mantém boa capacidade de pagamento, tende a acessar crédito em melhores condições, alongar prazos e financiar investimentos com menor custo. Com a elevação da percepção de risco, o crédito se torna mais caro e restrito, afetando a capacidade de financiamento do Estado e sua relação com fornecedores, prestadores de serviço e instituições

financeiras. Silva, Afonso e Gadelha (2021) associam o aumento do endividamento público à elevação do risco percebido, ao encarecimento do financiamento e a efeitos sobre o desempenho econômico.

Os juros têm papel decisivo na evolução do passivo público. Eles representam o custo de carregamento da dívida e influenciam a velocidade de crescimento das obrigações financeiras ao longo do tempo. Quando se elevam, o serviço da dívida tende a absorver parcela maior dos recursos fiscais, reduzindo a margem disponível para outras funções do Estado. Blanchard (2019) destaca que a relação entre taxa de juros e crescimento econômico é decisiva para a trajetória do endividamento, pois a dívida se torna mais administrável quando o crescimento supera o custo de financiamento.

A experiência brasileira mostra que o endividamento estadual também está vinculado ao desenho institucional das finanças públicas. A Lei de Responsabilidade Fiscal, criada em 2000, buscou controlar e limitar o processo de endividamento dos entes subnacionais. Ainda assim, a literatura aponta que seus instrumentos não eliminaram integralmente o risco de trajetórias fiscais insustentáveis. Passos Filho (2018), ao analisar o endividamento dos estados brasileiros, destaca que renegociações e fragilidades institucionais podem gerar incentivos de risco moral, especialmente quando governos estaduais esperam que a União absorva parte do custo de dívidas não sustentáveis.

1.1 FINANÇAS PÚBLICAS ESTADUAIS E CAPACIDADE FISCAL

A capacidade fiscal dos estados depende da combinação entre base arrecadatória, rigidez das despesas e encargos financeiros. No caso do endividamento estadual, esses elementos definem a margem efetiva de pagamento, investimento e resposta a choques econômicos. Mora, Santos e Martins (2018) destacam que a crise das finanças estaduais combina fatores conjunturais, especialmente ligados às receitas, e fatores estruturais, como composição da folha de pagamentos, estrutura produtiva e níveis de endividamento.

A arrecadação dos estados mantém relação estreita com a atividade econômica. Tributos como o ICMS dependem do comportamento do consumo, da produção, da circulação de mercadorias e da prestação de serviços. Mora, Santos e Martins (2018) observam que o aumento da receita primária estadual no primeiro

semestre de 2018 esteve associado principalmente ao desempenho da receita tributária e, em especial, ao ICMS, cuja elevação foi relacionada à retomada econômica e a iniciativas das administrações estaduais. Em períodos de desaceleração, a perda de dinamismo econômico tende a limitar o crescimento das receitas e a reduzir a margem fiscal dos governos estaduais.

A arrecadação, porém, não responde apenas ao nível de atividade. A condição fiscal dos estados também depende da estrutura produtiva, da composição das receitas, da eficiência da administração tributária, das transferências intergovernamentais e da política de incentivos fiscais. No caso de Goiás, Seixas e Silva (2019) mostram que os governos subnacionais podem enfrentar deterioração fiscal quando há queda na arrecadação de seus principais tributos e redução no volume de transferências da União, sobretudo quando as despesas crescem em ritmo superior ao das receitas tributárias ou da arrecadação total.

Do lado das despesas, os estados convivem com elevado grau de rigidez orçamentária. Gastos com pessoal, previdência, custeio da máquina pública, saúde, educação e demais obrigações legais reduzem a margem de ajuste no curto prazo. Mora, Santos e Martins (2018) apontam que, após a queda acentuada da receita a partir de 2015, as despesas não apresentaram resposta imediata, em razão do peso dos gastos permanentes. Esse comportamento ajuda a compreender como choques de arrecadação podem se converter rapidamente em desequilíbrios fiscais nos governos estaduais.

O serviço da dívida também pressiona a margem orçamentária. Juros e amortizações são compromissos financeiros que disputam espaço com outras despesas públicas. Mora, Santos e Martins (2018) observam que a necessidade de elevar o superávit primário para pagar o serviço da dívida se tornou um dos desafios dos estados, especialmente diante da retomada do pagamento integral das prestações da dívida renegociada com a União. Quando esses encargos aumentam, parte maior da receita disponível é direcionada ao pagamento do passivo, restringindo o espaço fiscal para investimentos e políticas públicas.

A capacidade fiscal, portanto, resulta da interação entre atividade econômica, arrecadação, rigidez das despesas, encargos financeiros e estoque da dívida. Essa combinação define a margem de sustentação do endividamento e a possibilidade de o governo preservar investimentos e políticas públicas ao longo do tempo.

2 METODOLOGIA

Este capítulo apresenta a base metodológica da análise econométrica, com foco em séries temporais e no modelo de Vetores Autorregressivos (VAR). A discussão concentra-se nos fundamentos necessários para compreender o tratamento das séries, a estrutura dos modelos dinâmicos e os instrumentos utilizados na interpretação de choques entre variáveis econômicas.

2.1 SÉRIES TEMPORAIS, ESTACIONARIEDADE E COINTEGRAÇÃO

As séries temporais permitem analisar variáveis econômicas a partir de sua organização cronológica. Ao contrário dos dados de corte transversal, em que as unidades são observadas em um mesmo momento, esse tipo de série preserva a ordem dos acontecimentos e incorpora informações sobre persistência, tendência, ciclos, choques e defasagens. Na análise econômica, essa dimensão assume papel relevante porque muitas variáveis apresentam continuidade entre períodos. O nível de atividade, a inflação, a arrecadação, a dívida pública, os juros e os gastos governamentais não costumam se comportar de forma isolada no tempo, de modo que seus valores correntes podem refletir tanto condições contemporâneas quanto movimentos acumulados em períodos anteriores.

Gujarati e Porter (2011) tratam a econometria de séries temporais como um campo específico da análise econométrica, destacando temas como processos estocásticos, estacionariedade, raiz unitária, regressão espúria, cointegração, transformação de séries não estacionárias e vetores autorregressivos. A abordagem dos autores reforça a necessidade de cuidados próprios quando se examinam variáveis econômicas ao longo do tempo, sobretudo em estudos voltados a relações dinâmicas.

Em uma análise estática, o interesse recai sobre a associação contemporânea entre variáveis. Já em modelos dinâmicos, admite-se que os efeitos podem ocorrer com atraso e se prolongar por mais de um período. Em estudos fiscais, decisões de política econômica, choques de receita, mudanças no custo financeiro e variações na atividade econômica raramente produzem efeitos restritos ao momento em que ocorrem.

Formalmente, uma série temporal pode ser representada como uma sequência ordenada:

$$Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_t \quad (1)$$

em que cada observação corresponde ao valor da variável em determinado período. A informação relevante está tanto no valor observado quanto na posição temporal que esse valor ocupa. Assim, Y_t pode guardar relação com Y_{t-1} , Y_{t-2} e demais valores defasados. A dependência temporal fundamenta os modelos autorregressivos: ao considerar que valores passados contribuem para explicar valores presentes, a análise incorpora a trajetória da variável ao fenômeno estudado.

Em séries fiscais e macroeconômicas, essa formulação é particularmente útil, pois a dívida pública pode carregar efeitos de decisões anteriores, os juros refletem condições acumuladas de financiamento e a atividade econômica tende a responder de forma defasada a choques e mudanças institucionais. Também é comum que séries econômicas apresentem tendência. Uma variável pode crescer ou diminuir persistentemente ao longo do tempo por razões nominais, institucionais, demográficas, produtivas ou fiscais. Quando a tendência não recebe tratamento adequado, há risco de estimar relações estatisticamente significativas, mas economicamente inconsistentes. Antes da aplicação de modelos de séries temporais, torna-se necessário avaliar as propriedades estatísticas das variáveis.

A estacionariedade ocupa papel central nessa avaliação. Uma série estacionária apresenta média, variância e autocovariâncias estáveis ao longo da amostra. Gujarati e Porter (2011) definem o processo estacionário como aquele em que a média e a variância são constantes no tempo, enquanto a covariância entre dois períodos depende apenas da distância entre eles, e não do momento específico em que é calculada.

Muitos procedimentos econométricos pressupõem essa estabilidade estatística: em uma série estacionária, choques tendem a produzir efeitos temporários, com retorno posterior a uma trajetória compatível com sua média e variância; em séries não estacionárias, por sua vez, os choques podem ter efeitos persistentes, alterando o comportamento futuro da variável. A não estacionariedade é recorrente em séries econômicas. Variáveis como produto, preços, dívida, gasto

público e arrecadação podem apresentar tendência, crescimento nominal, quebras estruturais ou movimentos acumulativos. O uso direto dessas séries em nível pode gerar resultados inadequados, pois a relação estimada entre variáveis pode refletir apenas tendências comuns, sem correspondência econômica consistente.

Uma das formas mais frequentes de não estacionariedade é a presença de raiz unitária. Em um processo autorregressivo simples, tem-se:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

em que Y_t representa a variável no período atual, Y_{t-1} representa seu valor no período anterior, ρ é o coeficiente autorregressivo e u_t é o termo de erro. Quando $\rho = 1$, a série possui raiz unitária. A equação, então, assume a forma:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Processos desse tipo são denominados passeios aleatórios. Neles, os choques incorporados ao termo de erro passam a ter efeito permanente sobre a série, fazendo com que média e variância deixem de se manter constantes. Com isso, a aplicação direta de modelos que pressupõem estacionariedade torna-se inadequada. O uso de séries não estacionárias em regressões pode gerar o problema da regressão espúria. Gujarati e Porter (2011) alertam que a regressão de uma variável de série temporal sobre outra também não estacionária pode produzir resultados sem sentido, ainda que os indicadores estatísticos pareçam robustos. O problema ocorre quando séries com tendência ou raiz unitária aparentam estar estatisticamente associadas, mesmo sem relação econômica consistente.

Para reduzir esse risco, verifica-se a ordem de integração das séries. Uma série integrada de ordem zero, $I(0)$, é estacionária em nível. Uma série integrada de ordem um, $I(1)$, torna-se estacionária após a primeira diferença. A primeira diferença é representada por:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (4)$$

Quando a análise utiliza logaritmos, a primeira diferença logarítmica é expressa por:

$$\Delta \log(Y_t) = \log(Y_t) - \log(Y_{t-1}) \quad (5)$$

Essa transformação é frequente em estudos econômicos por aproximar a taxa de crescimento da variável entre dois períodos consecutivos, além de reduzir problemas de escala e facilitar a comparação entre variáveis expressas em unidades distintas. Gujarati e Porter (2011) observam que, em muitas séries econômicas, a remoção de tendência por meio das primeiras diferenças dos logaritmos é mais adequada do que o simples ajuste de uma tendência determinística, especialmente quando a não estacionariedade decorre de tendência estocástica.

A transformação das séries, contudo, exige avaliação prévia: é necessário distinguir se a série é estacionária em nível, estacionária em torno de uma tendência determinística ou estacionária apenas após diferenciação. Tratar uma série estacionária em diferenças como se fosse estacionária em tendência, ou o inverso, pode produzir problemas de especificação.

Entre os procedimentos mais utilizados para verificar a presença de raiz unitária está o teste Dickey-Fuller Aumentado, conhecido como ADF. O teste parte da hipótese nula de que a série possui raiz unitária. Quando essa hipótese é rejeitada, considera-se que a série é estacionária na forma testada. A versão aumentada inclui defasagens adicionais da variável dependente para controlar a autocorrelação dos resíduos. A forma geral do teste ADF pode ser apresentada como:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que ΔY_t representa a primeira diferença da série, α é a constante, βt representa a tendência determinística quando incluída, Y_{t-1} é o valor defasado da série em nível, ΔY_{t-i} são defasagens da variável diferenciada e ε_t é o termo de erro. O parâmetro de interesse é γ , pois ele permite avaliar a existência de raiz unitária.

A especificação do teste com constante, com constante e tendência ou sem termos determinísticos depende do comportamento observado da série. Séries com média diferente de zero podem exigir constante; séries com tendência clara podem

exigir a inclusão de constante e tendência. Essa escolha afeta a estatística do teste e, conseqüentemente, a interpretação sobre a estacionariedade.

A cointegração aparece no contexto da não estacionariedade. Em séries econômicas, duas ou mais variáveis podem ser não estacionárias em nível e, ainda assim, apresentar uma combinação linear estacionária. Quando isso ocorre, diz-se que essas variáveis são cointegradas. A presença de cointegração indica uma relação de equilíbrio de longo prazo entre séries que, individualmente, podem apresentar tendência estocástica. Ainda que cada variável se mova ao longo do tempo de forma não estacionária, pode existir uma trajetória comum que as mantenha relacionadas. Assim, nem toda relação entre séries não estacionárias deve ser tratada automaticamente como espúria.

Gujarati e Porter (2011) explicam que a cointegração ocorre quando duas ou mais séries são individualmente não estacionárias, mas alguma combinação linear entre elas é estacionária. Os autores também associam a cointegração à existência de uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio, entre as variáveis. A ideia pode ser apresentada da seguinte forma. Suponha duas séries Y_t e X_t , ambas integradas de ordem um, isto é, $I(1)$. Em geral, uma combinação linear entre elas também será $I(1)$. No entanto, se existir um parâmetro β tal que:

$$u_t = Y_t - \beta X_t \quad (7)$$

seja estacionário, isto é, $I(0)$, então Y_t e X_t são cointegradas. Nesse caso, u_t pode ser interpretado como o desvio em relação à relação de equilíbrio entre as variáveis.

O conceito é relevante em economia porque muitas variáveis macroeconômicas e fiscais possuem trajetória de crescimento, tendência ou persistência. Dívida pública, produto, arrecadação, despesa, preços e juros podem apresentar comportamento não estacionário em nível e, mesmo assim, manter relações econômicas de longo prazo. A cointegração fornece um critério estatístico para avaliar a consistência dessas relações.

Em análises multivariadas, o teste de Johansen é um dos procedimentos mais empregados para verificar a existência de cointegração. O teste examina a presença de uma ou mais relações de cointegração em um sistema com várias variáveis. Diferentemente de métodos baseados em uma única equação, a abordagem de

Johansen considera o sistema como um todo, sendo apropriada para aplicações em que as variáveis apresentam interligação dinâmica. O teste parte de um sistema autorregressivo e investiga o posto de uma matriz que contém informações sobre as relações de longo prazo entre as variáveis. De forma simplificada, a estrutura pode ser representada por:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que Y_t representa o vetor de variáveis analisadas, ΔY_t representa a primeira diferença do vetor, Π contém informações sobre as relações de longo prazo, Γ_i representa os efeitos dinâmicos de curto prazo e ε_t é o vetor de erros.

A matriz Π é central para a análise. Quando seu posto é igual a zero, não há evidência de cointegração. Quando o posto é maior que zero e menor que o número de variáveis do sistema, há uma ou mais relações de cointegração. A identificação dessas relações permite avaliar se as séries compartilham uma trajetória comum de longo prazo.

O procedimento de Johansen utiliza dois testes principais: o teste do traço e o teste do máximo autovalor. O teste do traço avalia a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a determinado valor. O teste do máximo autovalor compara a hipótese de existência de r vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r+1$ vetores. Metodologicamente, a cointegração auxilia na distinção entre relações espúrias e relações econômicas consistentes entre séries não estacionárias. Na ausência de cointegração, a relação em nível pode resultar apenas de tendências independentes. Havendo cointegração, há evidência de que as séries compartilham uma trajetória de longo prazo, o que permite interpretar a associação entre elas com maior cautela e fundamento.

2.2 MODELOS AUTORREGRESSIVOS E VETORES AUTORREGRESSIVOS

A lógica autorregressiva considera que o comportamento presente de uma variável pode ser explicado por seus próprios valores passados. Em séries econômicas, essa formulação é pertinente porque muitos fenômenos apresentam persistência temporal. O valor observado em determinado período pode resultar de

uma trajetória acumulada, e não apenas das condições presentes. Um modelo autorregressivo simples de primeira ordem, AR(1), pode ser representado por:

$$Y_t = \alpha + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

em que Y_t é o valor atual da variável, Y_{t-1} é seu valor defasado em um período, α é a constante, ϕ é o coeficiente autorregressivo e ε_t é o termo de erro. Quando o coeficiente ϕ é estatisticamente relevante, o passado da variável contém informação útil para explicar seu valor presente. Essa memória temporal é comum em séries fiscais e macroeconômicas, nas quais choques, decisões anteriores e condições institucionais podem influenciar períodos posteriores.

A estrutura pode ser generalizada para mais defasagens. Um modelo AR(p) assume a forma:

$$Y_t = \alpha + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Nesse caso, p representa o número de defasagens incluídas no modelo. A escolha de p tem implicações diretas para a estimação: poucas defasagens podem deixar parte da dinâmica temporal fora do modelo, enquanto defasagens em excesso reduzem graus de liberdade, ampliam a quantidade de parâmetros e podem comprometer a precisão das estimativas. A noção de defasagem possui interpretação econômica direta. Mudanças no custo financeiro, alterações no nível de atividade, variações de arrecadação e choques macroeconômicos podem repercutir gradualmente sobre as variáveis fiscais. Modelos autorregressivos incorporam essa temporalidade à análise, permitindo representar efeitos que não se completam no mesmo período em que surgem.

Gujarati e Porter (2011) destacam que as defasagens são importantes na análise econômica porque muitas decisões e ajustamentos ocorrem ao longo do tempo, e não de forma instantânea. Esse ponto sustenta o uso de modelos dinâmicos em estudos sobre a trajetória de variáveis fiscais e macroeconômicas. Modelos autorregressivos univariados, porém, explicam uma variável apenas por seus próprios valores passados. Como variáveis econômicas raramente se movem de maneira

isolada, juros, dívida, produção, arrecadação e gastos podem se influenciar mutuamente, exigindo uma estrutura capaz de tratar várias séries de forma conjunta.

Essa ampliação conduz ao modelo de Vetores Autorregressivos. O VAR preserva a lógica de que valores passados carregam informação relevante para a explicação do presente, mas estende essa formulação para um conjunto de variáveis endógenas. Cada variável passa a ser explicada por suas próprias defasagens e pelas defasagens das demais variáveis do sistema.

A escolha do número de defasagens em um modelo VAR costuma ser orientada por critérios de informação. Entre os critérios mais utilizados estão o Critério de Informação de Akaike, o Critério de Schwarz e o Critério de Hannan-Quinn. Esses critérios buscam equilibrar ajuste e parcimônia: modelos com mais defasagens tendem a se ajustar melhor à amostra, mas podem se tornar excessivamente complexos; modelos muito parcimoniosos podem deixar de captar relações temporais relevantes. A definição das defasagens influencia diretamente os instrumentos derivados do VAR, pois a função impulso-resposta e a decomposição da variância dependem da estrutura dinâmica estimada. A escolha de p , portanto, afeta a interpretação da propagação dos choques no sistema.

O modelo de Vetores Autorregressivos é uma metodologia econométrica multivariada voltada à análise de relações dinâmicas entre séries temporais. Sua principal característica é tratar todas as variáveis do sistema como endógenas, sem impor previamente uma divisão rígida entre variável dependente e variáveis explicativas. Em cada equação, uma variável é explicada por seus próprios valores defasados e pelos valores defasados das demais variáveis incluídas no sistema.

Diferentemente de modelos uniequacionais tradicionais, nos quais uma variável é definida como dependente e as demais são tratadas como explicativas, no VAR todas as variáveis ocupam simultaneamente o papel de variável explicada em suas próprias equações e de variável explicativa nas equações das demais, sempre por meio de suas defasagens. Tal formulação é adequada para fenômenos econômicos marcados por interdependência. Muitas variáveis fiscais e macroeconômicas não apresentam direção única e previamente definida de influência. A dívida pode se relacionar com juros, atividade econômica e condições fiscais; os juros podem responder ao ambiente macroeconômico e ao risco fiscal; a atividade econômica pode afetar e ser afetada por variáveis fiscais.

A literatura aplicada sobre finanças públicas de Goiás também ressalta que o VAR permite trabalhar com variáveis endógenas mutuamente influenciadas, especialmente quando há efeito de retroalimentação entre elas. Em modelos desse tipo, cada variável pode depender contemporaneamente ou dinamicamente das demais, e o VAR oferece uma estrutura para examinar a trajetória de uma variável diante de choques no sistema.

A forma geral de um modelo VAR com k variáveis e p defasagens podem ser representada por:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (11)$$

em que Y_t é um vetor ($k \times 1$) contendo as variáveis endógenas do sistema; A_0 é o vetor de constantes; $A_1, A_2, \dots, A_p$ são matrizes de coeficientes associadas às defasagens; p representa o número de defasagens do modelo; e ε_t é o vetor de choques ou inovações não explicadas pelo sistema. Se o sistema possuir três variáveis, o vetor Y_t pode ser representado genericamente como:

$$Y_t = [Y_{1t} \ Y_{2t} \ Y_{3t}]' \quad (12)$$

Nesse caso, cada variável possui uma equação própria. A primeira equação explica Y_{1t} por suas defasagens e pelas defasagens de Y_{2t} e Y_{3t} . A segunda equação explica Y_{2t} pelo mesmo conjunto de defasagens. A terceira equação explica Y_{3t} também por suas próprias defasagens e pelas defasagens das demais variáveis. Um VAR de primeira ordem com três variáveis pode ser expresso, de forma simplificada, por:

$$Y_{1t} = \alpha_1 + \beta_{11} Y_{1,t-1} + \beta_{12} Y_{2,t-1} + \beta_{13} Y_{3,t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (13)$$

$$Y_{2t} = \alpha_2 + \beta_{21} Y_{1,t-1} + \beta_{22} Y_{2,t-1} + \beta_{23} Y_{3,t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (14)$$

$$Y_{3t} = \alpha_3 + \beta_{31} Y_{1,t-1} + \beta_{32} Y_{2,t-1} + \beta_{33} Y_{3,t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (15)$$

Essa estrutura evidencia que o VAR é um sistema de equações. Cada equação segue a mesma lógica: a variável dependente é explicada por valores passados de todas as variáveis do sistema. A diferença está na variável posicionada no lado

esquerdo da equação. A estimação do VAR permite observar como os efeitos de uma variável se propagam ao longo do tempo. Em modelos com várias equações e defasagens, contudo, a interpretação direta dos coeficientes tende a ser limitada, pois cada coeficiente expressa apenas o efeito de uma defasagem específica sobre uma equação específica. Como o interesse recai sobre a dinâmica conjunta do sistema, a análise costuma recorrer a instrumentos complementares, como função impulso-resposta e decomposição da variância.

A estabilidade do modelo também deve ser considerada. Um VAR estável pressupõe que os efeitos dos choques tendem a se dissipar ao longo do tempo, em vez de gerar trajetórias explosivas. Essa condição é necessária para que as funções impulso-resposta e a decomposição da variância sejam interpretadas de forma adequada; caso contrário, as respostas a choques podem não convergir, comprometendo a leitura econômica dos resultados. A estabilidade do VAR está associada às raízes do polinômio autorregressivo. De forma geral, espera-se que as raízes inversas estejam dentro do círculo unitário. Quando essa condição é atendida, o sistema apresenta comportamento compatível com a análise dinâmica de choques.

A quantidade de parâmetros estimados também exige atenção. Como cada equação inclui defasagens de todas as variáveis do sistema, o número de coeficientes cresce rapidamente com o aumento do número de variáveis e de defasagens. A parcimônia, portanto, torna-se relevante para evitar perda excessiva de graus de liberdade e redução da precisão das estimativas. Em estudos econômicos, o VAR permite observar relações dinâmicas sem reduzir o fenômeno a uma única equação. No caso de variáveis fiscais e macroeconômicas, essa flexibilidade é relevante porque os efeitos podem ocorrer em diferentes direções e com diferentes defasagens. A interpretação dos resultados, entretanto, continua dependente da articulação entre a estrutura estatística estimada e o problema econômico analisado.

2.3 INSTRUMENTOS DE ANÁLISE DO VAR

A estimação de um modelo VAR resulta em um sistema de equações dinâmicas. A leitura direta dos coeficientes, porém, nem sempre revela a dinâmica geral do sistema, especialmente quando há várias variáveis e defasagens. Por essa razão, a análise aplicada costuma recorrer a instrumentos complementares. Neste trabalho, os principais instrumentos derivados do VAR são a função impulso-resposta

e a decomposição da variância dos erros de previsão. Ambos são utilizados para examinar a propagação dos choques e a importância relativa de cada variável na dinâmica do sistema.

A função impulso-resposta avalia como uma variável reage, ao longo do tempo, a um choque em outra variável do sistema. Em um modelo VAR, cada equação possui um termo de erro, que representa uma inovação não explicada pelas defasagens incluídas no modelo. Quando ocorre uma inovação em determinada variável, seus efeitos podem se transmitir às demais por meio da estrutura dinâmica estimada. A trajetória da função impulso-resposta informa o sinal, a magnitude e a persistência da reação. Uma resposta positiva ou negativa indica a direção do efeito; a magnitude revela sua intensidade; e o horizonte temporal mostra por quanto tempo o choque permanece relevante até se dissipar.

Em termos formais, um VAR estável pode ser reescrito como uma representação de médias móveis vetoriais:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (16)$$

Nessa expressão, Φ_i representa o efeito dos choques ocorridos i períodos antes sobre o vetor de variáveis no período corrente. A função impulso-resposta deriva dessa representação e permite observar como os choques se propagam no tempo. Muitos efeitos econômicos não ocorrem de maneira imediata. Um choque pode gerar resposta pequena no primeiro período, intensificar-se nos períodos seguintes e depois se dissipar. Em outros casos, a reação pode ser imediata e desaparecer rapidamente. A trajetória da resposta permite examinar a temporalidade desses efeitos entre as variáveis.

Quando a resposta retorna gradualmente a zero, entende-se que o sistema absorve o choque ao longo do tempo. Caso permaneça elevada por muitos períodos, o choque apresenta efeito mais persistente. A ausência de estabilização pode indicar instabilidade ou má especificação do modelo. Em aplicações de VAR, é comum utilizar choques ortogonalizados, como os choques de Cholesky. Essa abordagem separa as inovações do sistema quando os resíduos das equações estão contemporaneamente correlacionados. A decomposição de Cholesky, contudo, depende da ordenação das variáveis, o que exige cautela na interpretação das funções impulso-resposta.

A função impulso-resposta não deve ser lida como prova definitiva de causalidade estrutural. Ela descreve como o sistema estimado reage a choques estatísticos, dada a especificação adotada. Sua interpretação depende da teoria econômica e do contexto do problema analisado.

A decomposição da variância dos erros de previsão identifica a proporção da variância do erro de previsão de uma variável atribuída a choques nela mesma e a choques nas demais variáveis do sistema. Enquanto a função impulso-resposta acompanha a trajetória de reação diante de uma inovação específica, a decomposição da variância mostra a importância relativa de cada choque na explicação da variabilidade da série. Em termos práticos, ela permite avaliar quanto da incerteza associada à previsão de uma variável decorre de suas próprias inovações e quanto se relaciona às demais variáveis do modelo.

Quando grande parte da variância é explicada por choques da própria variável, há indicação de forte componente autorregressivo ou elevada persistência. Quando choques de outras variáveis assumem participação relevante, o sistema apresenta maior interdependência dinâmica. A decomposição da variância parte da mesma lógica da representação de médias móveis do VAR. À medida que se projeta uma variável para períodos futuros, o erro de previsão passa a depender dos choques acumulados no sistema. A decomposição separa a contribuição de cada choque para esse erro.

Em modelos multivariados, esse instrumento permite avaliar a relevância relativa das variáveis ao longo do horizonte de previsão. Uma variável pode apresentar efeito imediato reduzido e, ainda assim, contribuir para explicar parte da variabilidade de outra nos períodos seguintes. Assim como ocorre com a função impulso-resposta, a decomposição da variância pode depender da forma de identificação dos choques. Quando se utiliza a decomposição de Cholesky, a ordenação das variáveis pode afetar os resultados. A interpretação, portanto, deve permanecer articulada ao sentido econômico das variáveis analisadas.

A decomposição da variância complementa a função impulso-resposta. A primeira evidencia a contribuição relativa dos choques para a variabilidade do sistema; a segunda descreve a trajetória temporal das respostas. Em conjunto, esses instrumentos dão suporte à leitura dinâmica das relações entre variáveis econômicas no VAR.

3 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este capítulo apresenta os resultados econométricos obtidos a partir das séries utilizadas na análise do endividamento público de Goiás. Os procedimentos foram realizados no EViews, considerando séries trimestrais entre o primeiro trimestre de 2008 e o terceiro trimestre de 2025. A exposição segue a sequência empírica adotada no trabalho: apresentação dos dados, testes preliminares, estimação do modelo VAR, análise dinâmica por meio das funções impulso-resposta e decomposição da variância, e discussão dos resultados à luz do tema investigado.

3.1 DADOS E SÉRIES ANALISADAS

A análise utiliza três séries trimestrais: os juros nominais associados às necessidades de financiamento, a dívida líquida do Estado de Goiás e o índice de produção industrial de Goiás. A escolha dessas variáveis permite relacionar a dinâmica do endividamento público ao custo financeiro e ao comportamento da atividade econômica estadual.

Quadro 1 - Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Descrição	Periodicidade
Dívida líquida	Dívida líquida do Estado de Goiás	Trimestral
Juros nominais	Necessidades de financiamento associadas aos juros nominais	Trimestral
Produção industrial	Produção industrial de Goiás, índice 2012=100, com ajuste sazonal	Trimestral

Fonte: Banco Central do Brasil (2026a; 2026b); Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2026).

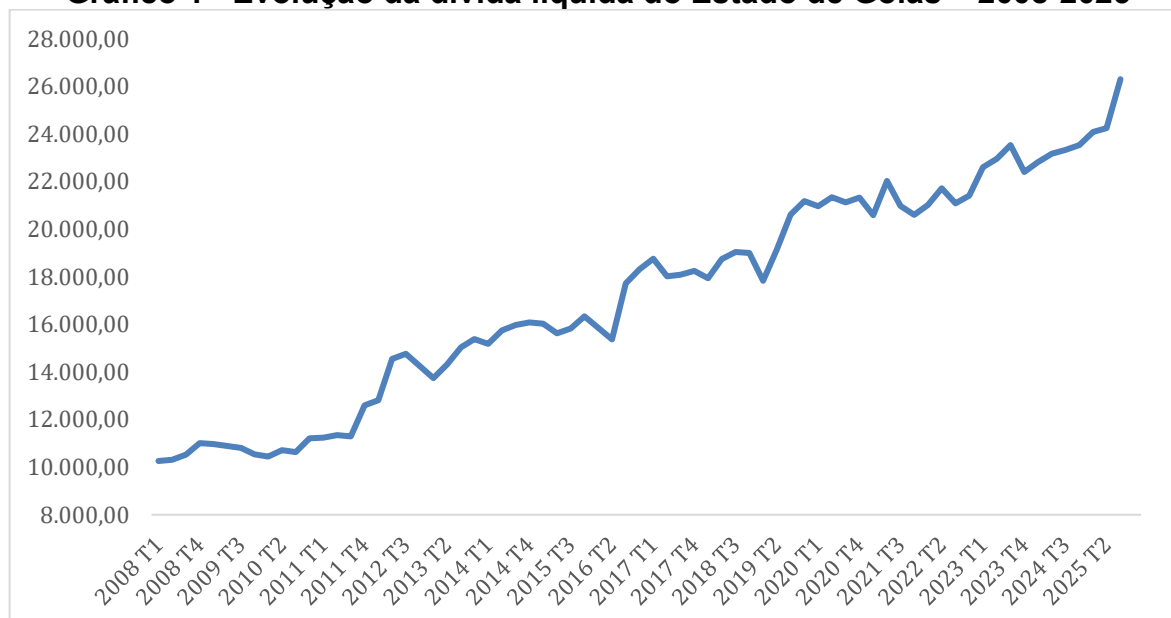
Elaborado pelo autor.

A periodicidade trimestral permite observar a evolução das séries em uma janela temporal ampla, preservando oscilações de curto prazo sem perder a trajetória de médio e longo prazo. A base contempla um período marcado por diferentes condições fiscais e macroeconômicas, incluindo anos de expansão, desaceleração econômica, mudanças no ambiente fiscal e elevação recente dos encargos financeiros.

No conjunto da amostra, a dívida líquida do Estado de Goiás apresenta trajetória ascendente. O valor passa de 10.260,27, no primeiro trimestre de 2008, para

26.307,41, no terceiro trimestre de 2025. Esse comportamento indica crescimento expressivo do estoque da dívida ao longo do período analisado, ainda que a trajetória não ocorra de forma linear em todos os anos.

Gráfico 1 - Evolução da dívida líquida do Estado de Goiás – 2008-2025

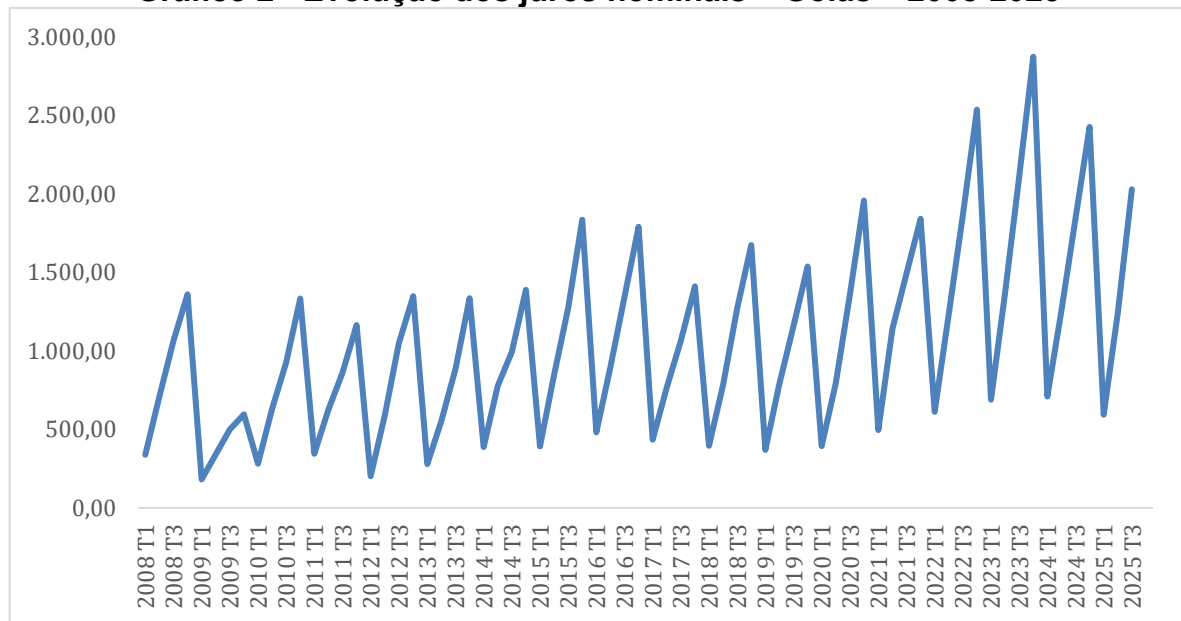


Fonte: Banco Central do Brasil (2026b). Elaborado pelo autor.

A trajetória da dívida líquida reforça uma característica própria do endividamento público: sua natureza acumulativa. Diferentemente de variáveis de fluxo, que podem oscilar com maior intensidade entre períodos, o estoque da dívida tende a carregar efeitos de decisões fiscais anteriores, encargos financeiros acumulados, refinanciamentos e mudanças nas condições de financiamento. Por isso, sua dinâmica costuma apresentar persistência temporal relevante.

Os juros nominais, por sua vez, apresentam comportamento mais volátil. No primeiro trimestre de 2008, o valor observado era de 339,25, enquanto no terceiro trimestre de 2025 alcançou 2.029,94. Além da elevação no período final da amostra, observam-se picos relevantes em anos recentes, como no quarto trimestre de 2023, quando a série atingiu 2.875,80.

Gráfico 2 - Evolução dos juros nominais – Goiás – 2008-2025

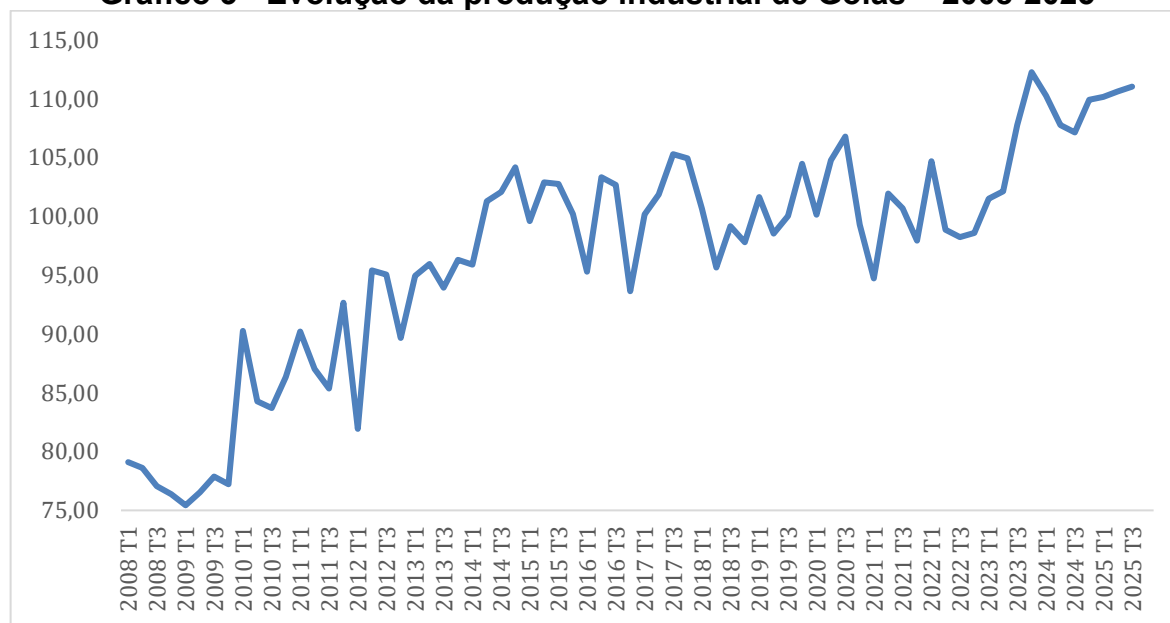


Fonte: Banco Central do Brasil (2026a). Elaborado pelo autor.

Esse comportamento sugere que os juros nominais não apenas acompanham a trajetória da dívida, mas também refletem alterações nas condições financeiras e fiscais ao longo do tempo. Como representam o custo associado ao endividamento, oscilações nessa variável podem afetar a dinâmica fiscal do Estado, sobretudo quando ocorrem em períodos de maior restrição orçamentária ou de elevação do custo de financiamento.

A produção industrial de Goiás apresenta trajetória menos explosiva em comparação às variáveis fiscais e financeiras. O indicador passa de 79,10, no primeiro trimestre de 2008, para 111,03, no terceiro trimestre de 2025. Ao longo da amostra, a série apresenta oscilações, mas preserva comportamento mais compatível com um indicador de atividade econômica.

Gráfico 3 - Evolução da produção industrial de Goiás – 2008-2025



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2026). Elaborado pelo autor.

A inclusão da produção industrial permite incorporar ao modelo uma dimensão associada ao nível de atividade econômica estadual. Em termos econômicos, espera-se que o desempenho produtivo tenha relação indireta com a dinâmica fiscal, pois pode afetar arrecadação, capacidade de pagamento e condições gerais da economia. No entanto, seus efeitos sobre a dívida pública tendem a ser menos imediatos do que os efeitos associados diretamente aos juros e à própria trajetória do endividamento.

A observação conjunta das séries indica comportamentos distintos. A dívida líquida apresenta crescimento persistente, os juros nominais demonstram maior volatilidade e a produção industrial oscila em torno de uma trajetória mais moderada. Essa diferença reforça a necessidade de tratamento econométrico adequado, pois séries com tendência, persistência ou volatilidade elevada podem produzir interpretações equivocadas quando analisadas apenas em nível.

3.2 TESTES PRELIMINARES

Antes da estimação do modelo VAR, foram realizados testes de estacionariedade para verificar a presença de raiz unitária nas séries. O procedimento utilizado foi o teste Dickey-Fuller Aumentado, aplicado às séries em primeira diferença. A hipótese nula do teste considera a existência de raiz unitária; portanto, sua rejeição indica que a série é estacionária na forma especificada.

Os resultados indicam rejeição da hipótese nula para as três séries em primeira diferença. Para os juros nominais, o teste aplicado com constante e três defasagens apresentou estatística de -4,055400 e probabilidade de 0,0021. Como o valor-p é inferior aos níveis usuais de significância, rejeita-se a hipótese de raiz unitária para a série diferenciada.

Tabela 1 - Teste Dickey-Fuller Aumentado dos juros nominais – Goiás – 2008-2025

			Estatística t	Prob.
Estatística do teste Dickey-Fuller Aumentado			-4,055400	0,0021
Valores críticos:	Nível de 1%		-3,532204	
	Nível de 5%		-2,906210	
	Nível de 10%		-2,590628	
Equação do teste Dickey-Fuller Aumentado				
Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Prob.
D(X7(-1))	-1,692880	0,417439	-4,055400	0,0001
D(X7(-1),2)	0,276594	0,315857	0,875695	0,3846
D(X7(-2),2)	-0,150415	0,213224	-0,705432	0,4832
D(X7(-3),2)	-0,573610	0,109341	-5,246044	0,0000
C	2,123180	2,664217	0,803820	0,4096
Estatísticas do modelo				
R-quadrado	0,973216		Média da var. dependente	29,283300
R-quadrado ajustado	0,971460		D.P. da var. dependente	1264,269000
Erro padrão da regressão	21,582900		Critério de Akaike	13,638660
Soma dos quadrados dos resíduos	278677,000000		Critério de Schwarz	13,804540
Log da verossimilhança	-445,758000		Critério Hannan-Quinn	13,704210
Estatística F	554,126000		Estatística Durbin-Watson	1,776575
Prob(Estatística F)	0,000000			

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

Para a dívida líquida do Estado de Goiás, o teste foi estimado com constante e sem defasagens adicionais. A estatística obtida foi de -8,560249, com probabilidade de 0,0000, indicando estacionariedade da série em primeira diferença.

Tabela 2 - Teste Dickey-Fuller Aumentado da dívida líquida – Goiás – 2008-2025

			Estatística t	Prob.
Estatística do teste Dickey-Fuller Aumentado			-8,560249	0,0000
Valores críticos:	Nível de 1%		-3,528515	
	Nível de 5%		-2,904198	
	Nível de 10%		-2,589562	
Equação do teste Dickey-Fuller Aumentado				
Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Prob.
D(X9(-1))	-1,101870	0,128719	-8,560249	0,0000
C	252,456600	85,847520	2,940755	0,0045
Estatísticas do modelo				
R-quadrado	0,522377		Média da var. dependente	29,039130
R-quadrado ajustado	0,515248		D.P. da var. dependente	975,737200
Erro padrão da regressão	679,348700		Critério de Akaike	15,908700
Soma dos quadrados dos resíduos	30921479,000000		Critério de Schwarz	15,973460
Log da verossimilhança	-546,850300		Critério Hannan-Quinn	15,934390
Estatística F	73,278700		Estatística Durbin-Watson	1,921980
Prob(Estatística F)	0,000000			

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

No caso da produção industrial de Goiás, o teste foi especificado com constante e tendência linear, além de uma defasagem. A estatística foi de -9,839311, com probabilidade de 0,0000, também permitindo rejeitar a hipótese de raiz unitária.

Tabela 3 - Teste Dickey-Fuller Aumentado da produção industrial – Goiás – 2008-2025

			Estatística t	Prob.
Estatística do teste Dickey-Fuller Aumentado			-9,839311	0,0000
Valores críticos:	Nível de 1%		-4,098741	
	Nível de 5%		-3,477275	
	Nível de 10%		-3,166190	
Equação do teste Dickey-Fuller Aumentado				
Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Prob.
D(X17(-1))	-1,900321	0,193136	-9,839311	0,0000
D(X17(-1),2)	0,363040	0,115837	3,162249	0,0024
C	1,408935	1,029162	1,369013	0,1758
@TREND("2008Q1")	-0,013439	0,024665	-0,544837	0,5878
Estatísticas do modelo				
R-quadrado	0,737599		Média da var. dependente	0,028431
R-quadrado ajustado	0,725290		D.P. da var. dependente	7,610530
Erro padrão da regressão	3,988928		Critério de Akaike	5,661894
Soma dos quadrados dos resíduos	1018,288000		Critério de Schwarz	5,792453
Log da verossimilhança	-188,504400		Critério Hannan-Quinn	5,713626
Estatística F	59,967200		Estatística Durbin-Watson	2,029666
Prob(Estatística F)	0,000000			

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

Os resultados indicam que as séries analisadas apresentam comportamento compatível com integração de ordem um, tornando-se estacionárias após diferenciação. Essa etapa é relevante porque a estimação de modelos com séries não estacionárias em nível pode gerar relações espúrias, especialmente quando há tendência comum entre variáveis fiscais e macroeconômicas.

Para a estimação do modelo dinâmico, as séries foram trabalhadas em primeira diferença dos logaritmos. Essa transformação permite analisar as variações relativas das variáveis e reduz problemas associados à escala das séries, uma vez que a dívida líquida, os juros nominais e a produção industrial são originalmente expressos em unidades distintas.

Após os testes de estacionariedade, foi aplicado o teste de cointegração de Johansen para verificar se as séries em nível apresentam relação de longo prazo. O teste foi estimado com tendência determinística linear, utilizando juros nominais, dívida líquida e produção industrial, com intervalo de uma a duas defasagens nas primeiras diferenças. A amostra ajustada compreendeu o período entre o quarto trimestre de 2008 e o terceiro trimestre de 2025, totalizando 68 observações.

Os resultados apontam para a existência de uma equação de cointegração ao nível de 5%. No teste do traço, a hipótese de nenhuma relação de cointegração foi rejeitada, com estatística de 52,61687, valor crítico de 29,79707 e probabilidade de 0,0000. A hipótese de, no máximo, uma relação de cointegração não foi rejeitada, indicando a presença de um vetor de cointegração. O teste do máximo autovalor confirma esse resultado, também indicando uma equação de cointegração ao nível de 5%.

Quadro 2 - Resultados do teste de cointegração de Johansen

Teste de posto de cointegração irrestrito				
Hipótese nula	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Probabilidade
Nenhuma equação de cointegração*	0,488105	52,616870	29,797070	0,0000
No máximo 1 equação	0,098261	7,081614	15,494710	0,5682
No máximo 2 equações	0,000711	0,048373	3,841466	0,8259
Teste do máximo autovalor				
Hipótese nula	Autovalor	Estatística do máximo autovalor	Valor crítico 5%	Probabilidade
Nenhuma equação de cointegração*	0,488105	45,535260	21,131620	0,0000
No máximo 1 equação	0,098261	7,033241	14,264600	0,4852
No máximo 2 equações	0,000711	0,048373	3,841466	0,8259

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

A evidência de cointegração sugere que as séries compartilham uma relação de longo prazo, apesar de apresentarem comportamento não estacionário em nível. Para o objetivo deste trabalho, esse resultado é relevante porque indica que dívida líquida, juros nominais e produção industrial não devem ser interpretados como variáveis completamente independentes no tempo. Ainda que cada uma tenha comportamento próprio, há evidência estatística de uma trajetória comum entre elas.

Essa constatação reforça a pertinência de uma abordagem dinâmica. No caso do endividamento público, a relação de longo prazo pode estar associada à interação entre custo financeiro, estoque da dívida e condições de atividade econômica. Assim, a análise não deve se limitar à comparação direta entre os valores das séries, mas considerar como choques e defasagens se propagam dentro do sistema.

3.3 ESTIMAÇÃO DO VAR

O modelo VAR foi estimado com as variáveis em primeira diferença dos logaritmos: variação logarítmica dos juros nominais, variação logarítmica da dívida líquida do Estado de Goiás e variação logarítmica da produção industrial de Goiás. A amostra ajustada compreendeu o período entre o quarto trimestre de 2008 e o terceiro trimestre de 2025, com 68 observações após os ajustes necessários. A especificação utilizada incorporou duas defasagens para cada variável do sistema.

A estimação do VAR permite analisar simultaneamente a dinâmica dos juros nominais, da dívida líquida e da produção industrial. Cada equação do sistema considera as defasagens da própria variável e das demais séries, o que permite captar efeitos defasados e interdependências entre variáveis fiscais, financeiras e de atividade econômica.

A leitura dos coeficientes deve ser feita com cautela. Em modelos VAR, o interesse principal não está apenas na significância isolada de cada coeficiente, mas na dinâmica conjunta do sistema. Por essa razão, os resultados da estimação são analisados em conjunto com a função impulso-resposta e a decomposição da variância.

Na equação da variação logarítmica dos juros nominais, os coeficientes das duas defasagens da própria variável apresentaram sinais negativos e estatísticas t relevantes em termos absolutos. A primeira defasagem registrou coeficiente de -0,526298, com estatística t de -4,41305, enquanto a segunda defasagem apresentou coeficiente de -0,454251, com estatística t de -3,79050.

Esses resultados indicam presença de forte componente autorregressivo na dinâmica dos juros nominais. O sinal negativo das defasagens sugere movimento de correção após variações anteriores da própria série, o que é compatível com uma variável sujeita a oscilações intensas ao longo do tempo. Em termos econômicos, isso

indica que choques nos juros nominais tendem a produzir ajustes posteriores, em vez de manterem crescimento contínuo na mesma direção.

Na equação da variação logarítmica da dívida líquida, os coeficientes estimados apresentaram menor capacidade explicativa conjunta. O R^2 da equação foi de 0,076247, enquanto o R^2 ajustado foi negativo, em -0,014614. Esse resultado indica que a variação da dívida líquida é menos explicada pelas defasagens incluídas no sistema do que as demais variáveis.

Essa evidência não deve ser interpretada como ausência de relevância da dívida no modelo. A dívida pública possui forte componente institucional, contábil e fiscal, podendo ser influenciada por fatores que não estão integralmente representados apenas pelas defasagens trimestrais das variáveis selecionadas. Além disso, por se tratar de uma variável de estoque, parte importante de sua dinâmica pode decorrer de sua própria trajetória acumulada, e não apenas de oscilações de curto prazo.

Na equação da variação logarítmica da produção industrial, as defasagens da própria variável apresentaram coeficientes negativos e estatísticas t expressivas. A primeira defasagem registrou coeficiente de -0,500692, com estatística t de -4,25507, e a segunda defasagem apresentou coeficiente de -0,348921, com estatística t de -3,05262. O resultado aponta para presença de ajuste dinâmico na atividade industrial, compatível com oscilações de curto prazo em torno de sua trajetória.

Tabela 4 - Resumo das equações do VAR – Goiás – 2008-2025

Indicador	Juros nominais	Dívida líquida	Produção industrial
Variável dependente	D(LOG(X7))	D(LOG(X9))	D(LOG(X17))
R^2	0,308283	0,076247	0,349583
R^2 ajustado	0,240245	-0,014614	0,285607
Soma dos quadrados dos resíduos	32,362600	0,094808	0,103629
Erro padrão da equação	0,728378	0,039424	0,041217
Estatística F	4,531053	0,839163	5,464319
Log likelihood	-71,242680	127,076000	124,051200
Critério de Akaike (AIC)	2,301255	-3,531646	-3,442683
Critério de Schwarz (SC)	2,529734	-3,303167	-3,214204
Média da variável dependente	0,009477	0,013460	0,005370
Desvio-padrão da variável dependente	0,835642	0,039139	0,048765

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

A leitura conjunta das equações indica que o modelo apresenta maior capacidade de explicação para as variações dos juros nominais e da produção industrial do que para a variação da dívida líquida. Isso sugere que as duas primeiras séries respondem de forma mais direta às defasagens incluídas no sistema, enquanto a dívida líquida parece apresentar dinâmica mais persistente e menos sensível às variações trimestrais captadas pela especificação.

O modelo estimado apresenta ainda critérios de informação agregados relevantes para a avaliação da especificação. O log likelihood do sistema foi de 182,5171, com critério de Akaike igual a -4,750502 e critério de Schwarz igual a -4,065065. Esses indicadores servem como referência para avaliar a qualidade relativa da especificação, especialmente em modelos autorregressivos com diferentes números de defasagens.

Quadro 3 - Critérios de informação do VAR

Indicador	Valor
Log likelihood	182,517100
Critério de Informação de Akaike (AIC)	-4,750502
Critério de Schwarz (SC)	-4,065065
Determinante da covariância dos resíduos	9,36E-07
Determinante da covariância dos resíduos (ajustado)	1,30E-06

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

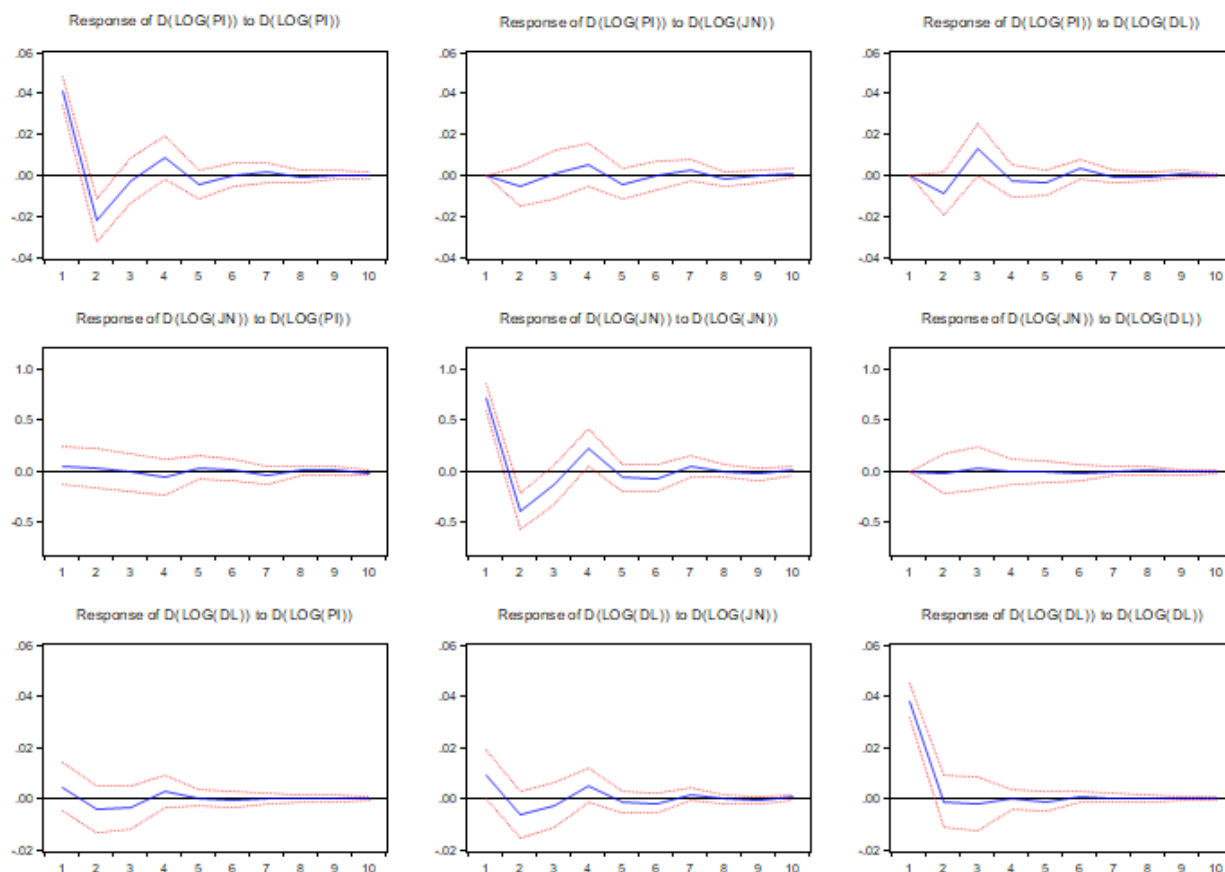
De forma geral, a estimação do VAR indica que a dinâmica das séries é marcada por componentes autorregressivos importantes, sobretudo nos juros nominais e na produção industrial, e por relações cruzadas mais moderadas entre as variáveis. No caso da dívida líquida, a baixa capacidade explicativa da equação sugere que a análise dos coeficientes isolados é insuficiente para compreender sua relação com as demais séries. Por isso, os instrumentos dinâmicos do VAR assumem papel central na interpretação dos resultados.

3.4 IMPULSO-RESPOSTA E DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

A função impulso-resposta foi utilizada para observar como as variáveis reagem a choques de um desvio-padrão nas demais variáveis do sistema. O procedimento foi realizado a partir da decomposição de Cholesky, com bandas de erro

de dois desvios-padrão e horizonte de dez períodos. A ordenação utilizada foi: produção industrial, juros nominais e dívida líquida, todas em variação logarítmica.

Figura 1 - Funções impulso-resposta do modelo VAR



Fonte: Gerado pelo Software.

A leitura dos gráficos de impulso-resposta indica que os choques próprios exercem papel relevante na dinâmica das três séries. A resposta dos juros nominais a choques nos próprios juros é mais intensa no início do horizonte e tende a perder força ao longo dos períodos seguintes. Esse comportamento é compatível com a estimação do VAR, em que as defasagens dos juros nominais apresentaram coeficientes estatisticamente relevantes.

No caso da produção industrial, a resposta a choques próprios também aparece como elemento importante, embora em escala menor que a observada para os juros nominais. A produção industrial apresenta oscilações após os choques, com tendência de acomodação ao longo do horizonte. Esse padrão sugere que a atividade

econômica reage aos choques do sistema, mas sem apresentar trajetória explosiva no período observado.

As respostas cruzadas entre as variáveis são mais moderadas quando comparadas aos choques próprios. No caso da dívida líquida, a resposta a choques nos juros nominais não apresenta comportamento explosivo, mas indica reação temporária ao longo do horizonte analisado. Inicialmente, o efeito é reduzido, ganha alguma intensidade nos períodos seguintes e depois tende a perder força, aproximando-se novamente da estabilidade. Esse comportamento sugere que os juros nominais afetam a dívida principalmente como canal financeiro de curto e médio prazo, sem produzir, no modelo estimado, uma trajetória permanente de expansão da dívida.

A resposta da dívida líquida a choques na produção industrial é menos intensa. Isso indica que a atividade produtiva, embora relevante para a capacidade fiscal do Estado, não aparece no modelo como canal direto predominante de transmissão para a dívida. Sua influência tende a ocorrer de forma indireta, por meio da arrecadação, da renda e das condições gerais da economia estadual. Assim, a função impulso-resposta reforça a leitura de que os efeitos sobre a dívida são mais sensíveis ao custo financeiro do passivo do que às oscilações imediatas da produção industrial.

No caso específico da dívida líquida, a interpretação da função impulso-resposta deve considerar sua natureza de estoque. A dívida pública tende a incorporar efeitos acumulados ao longo do tempo, de modo que sua reação a choques de curto prazo pode ser menos imediata do que a reação de variáveis de fluxo ou indicadores de atividade. Por isso, a análise da propagação dos choques deve ser complementada pela decomposição da variância.

A decomposição da variância indica a participação relativa dos choques de cada variável na explicação dos erros de previsão. No caso da produção industrial, a maior parte da variância permanece explicada por choques da própria produção industrial. No décimo período, 86,36552% da variância do erro de previsão da produção industrial é explicada por choques nela mesma, enquanto a dívida líquida responde por 10,47776% e os juros nominais por 3,156722%.

Esse resultado mostra que a produção industrial possui dinâmica predominantemente própria no modelo estimado. Ainda assim, a participação da dívida líquida na variância da produção industrial não é desprezível, indicando alguma

conexão entre as condições fiscais e a trajetória da atividade econômica estadual. A influência dos juros nominais, por outro lado, aparece de forma mais limitada sobre a produção industrial dentro do horizonte analisado.

Para os juros nominais, a decomposição mostra predominância quase absoluta dos choques próprios. No primeiro período, 99,33670% da variância é explicada pelos próprios juros nominais; no décimo período, essa participação permanece elevada, em 98,36672%. A contribuição da produção industrial alcança 1,439156% no décimo período, enquanto a dívida líquida responde por apenas 0,194121%.

Esse resultado indica que a dinâmica dos juros nominais, no modelo estimado, é fortemente autorregressiva. Em outras palavras, os juros nominais são explicados principalmente por seus próprios choques passados, e não por choques provenientes da dívida líquida ou da produção industrial. Essa característica é coerente com uma variável financeira sujeita a fatores específicos de mercado, política econômica, condições de financiamento e trajetória própria dos encargos.

Na decomposição da dívida líquida, a própria dívida também responde pela maior parte da variância. No décimo período, 86,43727% da variância do erro de previsão da dívida líquida é explicada por choques próprios, 10,29706% por choques nos juros nominais e 3,265678% por choques na produção industrial.

Tabela 5 - Decomposição da variância no décimo período (Valores em %) – Goiás – 2008-2025

Variável	Erro-padrão	PI	JN	DL
$\Delta \ln(\text{PI})$	0,051354	86,3655	3,1567	10,4778
$\Delta \ln(\text{JN})$	0,875721	1,4392	98,3667	0,1941
$\Delta \ln(\text{DL})$	0,041041	3,2657	10,2971	86,4373

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

A participação dos juros nominais na decomposição da dívida líquida é um dos principais resultados do modelo. Embora a dívida seja majoritariamente explicada por seus próprios choques, os juros aparecem como a variável externa com maior contribuição relativa para sua variância. Isso reforça a importância do custo financeiro na dinâmica do endividamento público.

A produção industrial, por sua vez, possui contribuição menor na explicação da variância da dívida líquida. Esse resultado não significa que a atividade econômica seja irrelevante para a situação fiscal do Estado, mas indica que, dentro da

especificação estimada, seus choques têm menor peso direto na trajetória da dívida do que os choques associados aos juros nominais. A relação entre atividade econômica e endividamento pode ocorrer por canais indiretos, como arrecadação, investimento público, despesa e resultado fiscal, que não estão plenamente capturados pelas três séries utilizadas.

3.5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os resultados obtidos permitem discutir o endividamento público de Goiás a partir de três dimensões principais: a persistência da dívida líquida, a influência dos juros nominais e a participação da atividade econômica, representada pela produção industrial. A análise indica que o endividamento estadual está associado a fatores fiscais, financeiros, produtivos e institucionais, em linha com a literatura sobre finanças públicas estaduais, que trata a dívida dos entes subnacionais como resultado da interação entre arrecadação, despesas obrigatórias, regras fiscais, transferências e condições macroeconômicas (MORA; SANTOS; MARTINS, 2018; CORREIA; NEDUZIAK, 2019).

A dívida líquida do Estado de Goiás apresentou crescimento expressivo ao longo da amostra. Em termos nominais, passou de 10.260,27, no primeiro trimestre de 2008, para 26.307,41, no terceiro trimestre de 2025, o que representa aumento aproximado de 156,4% no período. Esse avanço confirma que a dívida não apenas oscilou entre trimestres, mas se deslocou para um patamar substancialmente superior ao observado no início da série. Esse comportamento é compatível com a natureza acumulativa do endividamento público, já que o estoque da dívida incorpora decisões fiscais anteriores, encargos financeiros, refinanciamentos e resultados orçamentários acumulados. A dívida líquida, portanto, tende a se ajustar de forma mais lenta do que variáveis de fluxo, carregando forte componente histórico e institucional. Essa interpretação se aproxima da discussão de Passos Filho (2018), ao tratar a sustentabilidade do endividamento estadual como dependente do volume da dívida, das regras fiscais, da capacidade de pagamento e dos mecanismos de controle do passivo público.

A decomposição da variância reforça essa interpretação ao mostrar que, no décimo período, 86,43727% da variância do erro de previsão da dívida líquida foi explicada por choques da própria dívida. Os juros nominais responderam por

10,29706%, enquanto a produção industrial explicou 3,265678%. A leitura desses percentuais indica que a dívida goiana possui elevada persistência própria, mas também revela que os juros representam o principal componente externo na explicação de sua variabilidade. Em termos econômicos, a evolução do endividamento não responde somente a alterações conjunturais nas demais variáveis do modelo; ela está fortemente ligada ao modo como o passivo foi constituído e acumulado no período analisado.

Os juros nominais aparecem, portanto, como o canal externo mais associado à variância da dívida líquida. Esse achado aproxima a análise do problema fiscal central do trabalho: o custo financeiro do endividamento. Os juros não representam apenas uma variável financeira abstrata, mas o custo de carregamento do estoque da dívida. Quando esse custo aumenta, o serviço da dívida passa a exigir maior volume de recursos fiscais, pressionando o orçamento e reduzindo a margem disponível para investimento público, manutenção de serviços e execução de políticas sociais. A literatura sobre sustentabilidade fiscal dos estados brasileiros destaca justamente a capacidade de reação fiscal dos governos diante da evolução da dívida como elemento decisivo para a estabilidade das contas públicas (CAMPOS; CYSNE, 2023; RIBEIRO; SIMÕES, 2024).

A função impulso-resposta complementa esse argumento ao mostrar que a dívida líquida reage a choques nos juros nominais, embora de forma moderada e temporária. A resposta não indica trajetória explosiva: o efeito inicial é reduzido, apresenta oscilação nos primeiros períodos e perde força ao longo do horizonte analisado. Essa dinâmica sugere que os juros atuam como canal financeiro de transmissão sobre a dívida, mas seus efeitos aparecem mais como ajuste dentro do sistema do que como pressão permanente captada pelo modelo. A resposta da dívida a choques na produção industrial é menos intensa, o que reforça a interpretação de que a atividade produtiva afeta o endividamento de forma mais indireta, principalmente por meio da arrecadação e da capacidade fiscal. Essa leitura deve ser mantida com cautela, pois o VAR permite observar relações temporais entre as variáveis, mas não identifica causalidade estrutural definitiva.

A produção industrial de Goiás apresentou influência mais moderada sobre o endividamento. Na decomposição da variância da dívida líquida, sua participação foi de 3,265678% no décimo período, valor inferior à contribuição dos juros nominais. A

variável é pertinente por representar uma dimensão da atividade econômica estadual, mas seu efeito sobre a dívida tende a ocorrer de maneira mais indireta, principalmente por meio da arrecadação, da renda, do emprego e da capacidade fiscal. Em Goiás, a produção industrial pode afetar a base de incidência do ICMS e contribuir para o desempenho das receitas estaduais, mas não resume toda a estrutura produtiva do Estado. Comércio, serviços, agropecuária, transferências intergovernamentais, despesas obrigatórias, renegociações de dívida e decisões fiscais também influenciam a situação fiscal. No caso goiano, Seixas (2012) e Seixas e Silva (2019) reforçam a pertinência de abordagens dinâmicas para analisar variáveis fiscais, especialmente quando se busca compreender o comportamento da arrecadação e das finanças públicas estaduais.

A evidência de cointegração entre as séries indica a existência de uma relação de longo prazo entre dívida líquida, juros nominais e produção industrial. Isso sugere que, embora cada variável apresente comportamento próprio no curto prazo, elas não se movem de forma totalmente desvinculada. Há uma tendência comum associada ao estoque da dívida, ao custo financeiro de seu carregamento e à base produtiva estadual. Para o caso de Goiás, esse resultado é importante porque mostra que o endividamento público está inserido em uma estrutura fiscal e econômica mais ampla, na qual a dívida, os encargos financeiros e a atividade produtiva se relacionam no tempo. Ainda assim, a cointegração não deve ser lida como prova automática de causalidade econômica direta. Ela sinaliza associação de longo prazo, cuja interpretação depende do contexto fiscal e institucional em que as séries estão inseridas.

Os resultados do VAR, da função impulso-resposta e da decomposição da variância apontam relações temporais significativas, mas não equivalem a uma identificação estrutural definitiva das causas do endividamento. A interpretação mais adequada é que, no período analisado, a dívida líquida apresentou forte persistência, os juros nominais foram o principal canal externo associado à sua variância e a produção industrial teve papel complementar. Essa configuração é coerente com a natureza da dívida pública, que depende do estoque acumulado, dos encargos financeiros, da capacidade de pagamento e das condições institucionais.

Louzano et al. (2021) observam que os efeitos da dívida pública sobre a economia podem variar conforme a qualidade do endividamento, sua relação com

investimentos e sua compatibilidade com o equilíbrio fiscal. No caso goiano, os resultados indicam a necessidade de analisar a dívida além de seu crescimento nominal, incorporando o custo financeiro e a capacidade do Estado de manter uma posição fiscal sustentável. A gestão do endividamento passa, portanto, pela redução da vulnerabilidade aos encargos financeiros e pelo fortalecimento das condições econômicas e fiscais que sustentam a arrecadação e o equilíbrio das contas públicas.

CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo analisar o comportamento da dívida líquida do Estado de Goiás entre 2008 e 2025, considerando sua relação com os juros nominais e com a atividade econômica estadual, representada pela produção industrial. A pesquisa partiu da ideia de que o endividamento público estadual não deve ser compreendido apenas como um saldo financeiro, mas como resultado da interação entre estoque da dívida, custo financeiro e condições econômicas.

A análise descritiva mostrou que a dívida líquida apresentou trajetória de crescimento ao longo do período analisado, indicando aumento do passivo líquido. Os juros nominais também registraram elevação relevante, demonstrando maior pressão do custo financeiro sobre as contas públicas. A produção industrial, por sua vez, apresentou comportamento mais moderado, com oscilações ao longo da série.

Os testes econométricos indicaram que as séries se tornaram estacionárias após a transformação adotada. O teste de cointegração de Johansen apontou a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, sugerindo que dívida líquida, juros nominais e produção industrial mantêm algum grau de associação estrutural no período analisado.

A estimação do modelo VAR mostrou que a dívida líquida responde principalmente aos seus próprios choques, evidenciando forte persistência do endividamento. Os juros nominais também apresentaram influência sobre a dívida, embora em menor intensidade. Já a produção industrial teve participação mais limitada na explicação direta da trajetória da dívida, indicando que sua influência pode ocorrer de forma indireta, por meio da arrecadação e da capacidade fiscal do Estado.

A decomposição da variância reforçou essa interpretação, ao mostrar que, no décimo período, a maior parte da variação da dívida líquida foi explicada pela própria dívida. Assim, a hipótese do trabalho foi parcialmente confirmada: o endividamento de Goiás esteve relacionado ao estoque acumulado da dívida, ao custo financeiro e à atividade econômica, mas a própria dinâmica da dívida e os juros nominais tiveram maior peso explicativo.

Conclui-se que a trajetória da dívida líquida de Goiás entre 2008 e 2025 apresentou forte componente inercial e sensibilidade ao custo financeiro. Para estudos futuros, recomenda-se incluir variáveis fiscais mais diretas, como receita

corrente líquida, resultado primário, despesas com pessoal e investimentos públicos, a fim de aprofundar a análise dos canais que influenciam o endividamento estadual.

REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Série temporal n. 14976: Necessidades de financiamento do Estado de GO e municípios — juros nominais — fluxo acumulado no ano. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2026. Disponível em: <https://api.bcb.gov.br/dados/serie/bcdata.sgs.14976/dados?formato=csv>. Acesso em: 5 maio 2026.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Série temporal n. 15131: Dívida líquida do Estado de Goiás e municípios. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2026. Disponível em: <https://api.bcb.gov.br/dados/serie/bcdata.sgs.15131/dados?formato=csv>. Acesso em: 5 maio 2026.

BLANCHARD, Olivier. Public debt and low interest rates. *American Economic Review*, Nashville, v. 109, n. 4, p. 1197-1229, 2019. DOI: 10.1257/aer.109.4.1197.

CAMPOS, Eduardo Lima; CYSNE, Rubens Penha. Sustentabilidade das finanças públicas via modelos para dados em painel com dependência cruzada: análise dos estados brasileiros. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 33, n. 1, p. 121-151, 2023. DOI: 10.1590/0103-6351/7588.

CORREIA, Fernando Motta; NEDUZIAK, Luiz Carlos Ribeiro. Reações fiscais e a dívida dos estados brasileiros: efeitos do federalismo fiscal e das regras orçamentárias. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 50, n. 4, p. 47-62, out./dez. 2019. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/revista/index.php/ren/article/view/948>. Acesso em: 2 jun. 2026.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, Alexandria, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979. DOI: 10.1080/01621459.1979.10482531.

GOIÁS. Secretaria-Geral de Governo. Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos. Produto Interno Bruto consolidado: 2022. Goiânia: IMB, 2024. Disponível em: https://goias.gov.br/imb/wp-content/uploads/sites/29/2024/11/Boletim_022_PIB_Consolidado_2022.pdf. Acesso em: 2 jun. 2026.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. *Econometria básica*. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Industrial Mensal: Produção Física Regional. Rio de Janeiro: IBGE, 2026. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria/9294-pesquisa-industrial-mensal-producao-fisica-brasil.html>. Acesso em: 5 maio 2026.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Sistema de Contas Regionais: Brasil: 2022: notas técnicas. Rio de Janeiro: IBGE, 2024. Disponível em:

<https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?id=2102132&view=detalhes>. Acesso em: 2 jun. 2026.

JOHANSEN, Søren. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Amsterdam, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988. DOI: 10.1016/0165-1889(88)90041-3.

LOUZANO, João Paulo de Oliveira; ABRANTES, Luiz Antônio; ALMEIDA, Fernanda Maria de; LEROY, Rodrigo Silva Diniz. O efeito da dívida pública no crescimento econômico dos estados brasileiros. *Revista Gestão e Planejamento*, Salvador, v. 22, p. 331-345, jan./dez. 2021. DOI: 10.53706/gep.v.22.7012.

MORA, Mônica; SANTOS, Cláudio Hamilton Matos dos; MARTINS, Felipe dos Santos. Finanças públicas estaduais. *Carta de Conjuntura*, Brasília, DF, n. 41, p. 1-18, 4. trim. 2018. Disponível em: https://portalantigo.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/conjuntura/181126_cc4_1_secao_financas_publica.pdf. Acesso em: 2 jun. 2026.

PASSOS FILHO, Antonio Carlos. O endividamento dos estados brasileiros: uma análise de sustentabilidade e dos instrumentos de controle. 2018. 120 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2018. Disponível em: <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-05122018-160150/>. Acesso em: 2 jun. 2026.

RIBEIRO, Washington Luis Lima; SIMÕES, Jorge Eduardo Macedo. A sustentabilidade fiscal dos estados brasileiros: uma avaliação da Lei de Responsabilidade Fiscal entre 2000 e 2017. *Estudios Económicos*, Bahía Blanca, v. 41, n. 82, p. 223-249, 2024. DOI: 10.52292/j.estudecon.2024.3558.

SEIXAS, Flávio Henrique de Sarmiento. Finanças públicas de Goiás: comportamento da arrecadação e análise da causalidade entre receitas e despesas (2002/2011). 2012. 88 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2012.

SEIXAS, Flávio Henrique de Sarmiento; SILVA, Cleomar Gomes da. Metodologias econométricas ARMAX e VAR aplicadas à arrecadação total do Estado de Goiás: uma análise da acurácia preditiva. *Revista de Economia Mackenzie*, São Paulo, v. 16, n. 1, p. 105-132, jan./jun. 2019. Disponível em: <https://editorarevistas.mackenzie.br/index.php/rem/article/view/12154>. Acesso em: 2 jun. 2026.

SILVA, Ágatha Lechner da; AFONSO, Antônio; GADELHA, Sérgio Ricardo de Brito. Dívida pública e crescimento econômico no Brasil. *Cadernos de Finanças Públicas*, Brasília, DF, v. 20, n. 3, p. 1-43, 2021. DOI: 10.55532/1806-8944.2020.108.

TESOURO NACIONAL. Conceitos básicos: dívida pública. Brasília, DF: Tesouro Nacional, 2014. Disponível em: <https://www.gov.br/tesouronacional/pt-br/perguntas-frequentes/divida-publica/conceitos-basicos>. Acesso em: 2 jun. 2026.