



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

EDUARDO KAUAN BARBOSA BARROS

**DINÂMICA DA INADIMPLÊNCIA EM GOIÁS:
uma análise com variáveis econômicas e financeiras entre 2011 e 2026**

**GOIÂNIA-GO
Junho/2026**

EDUARDO KAUAN BARBOSA BARROS

DINÂMICA DA INADIMPLÊNCIA EM GOIÁS:

uma análise com variáveis econômicas e financeiras entre 2011 e 2026

**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

EDUARDO KAUAN BARBOSA BARROS

2022.1.0021.0027-9

DINÂMICA DA INADIMPLÊNCIA EM GOIÁS:

uma análise com variáveis econômicas e financeiras entre 2011 e 2026

**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, primeiramente, ao meu pai, pois sem ele eu não teria tido a oportunidade de estar aqui, estudando e cursando uma graduação. Sua presença, apoio e esforço foram fundamentais para que eu pudesse chegar até este momento, tornando-me o primeiro da família a concluir o ensino superior.

Registro também minha gratidão a todas as pessoas que fizeram parte da minha trajetória ao longo desses quatro anos, especialmente àquelas que estiveram mais próximas, que me acolheram, me apoiaram e contribuíram para que eu enfrentasse os desafios da mudança, da adaptação e da vida acadêmica.

À Coordenação do Curso de Ciências Econômicas da Pontifícia Universidade Católica de Goiás, por meio do Prof. Ms. Gesmar José Vieira, coordenador do curso, e aos professores da graduação, pelo suporte prestado, pelos ensinamentos compartilhados e pela contribuição à minha formação acadêmica e profissional.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Carlos Leão, pelas orientações e contribuições durante a elaboração deste trabalho. Suas observações foram fundamentais para o desenvolvimento da pesquisa e para o aprimoramento desta monografia.

Por fim, agradeço a Deus por todas as oportunidades que tive ao longo desses anos e por me permitir chegar até aqui.

RESUMO

Esta monografia analisa a dinâmica da inadimplência em Goiás entre março de 2011 e fevereiro de 2026, considerando sua relação com variáveis econômicas e financeiras associadas ao custo do crédito, ao mercado de trabalho e ao comprometimento de renda. A pesquisa parte da compreensão de que a inadimplência não deve ser interpretada apenas como resultado de decisões individuais de pagamento, mas como fenômeno relacionado às condições de crédito, renda e capacidade financeira dos tomadores. Metodologicamente, o estudo utiliza séries temporais mensais obtidas junto ao Banco Central do Brasil e estima um modelo de Vetores Autorregressivos, precedido por testes de estacionariedade e cointegração. Os resultados indicaram ausência de evidência estatística suficiente de relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries, concentrando a análise nas relações dinâmicas de curto prazo. A inadimplência apresentou forte componente autorregressivo, indicando que sua trajetória recente contribui para explicar seus próprios movimentos. Entre os canais analisados, o custo do crédito apresentou a relação dinâmica mais consistente com a inadimplência, enquanto os canais associados ao mercado de trabalho e ao comprometimento de renda tiveram participação mais moderada. Conclui-se que a inadimplência em Goiás esteve associada principalmente à sua própria dinâmica recente e ao comportamento das condições de crédito no período analisado.

Palavras-chave: Inadimplência. Taxa de juros. Taxa de desocupação. Comprometimento de renda. Vetores Autorregressivos. Goiás.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Raízes inversas do polinômio característico do VAR.....	37
Figura 2 – Funções impulso-resposta da inadimplência aos choques nas variáveis do sistema.....	41

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Evolução das séries utilizadas no modelo, março de 2011 a fevereiro de 2026	31
Gráfico 2 – Decomposição da variância do erro de previsão da inadimplência	42

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Variáveis utilizadas no modelo econométrico	30
Quadro 2 - Especificação final do modelo VAR.....	36
Quadro 3 - Teste de causalidade de Granger	39

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das séries - Goiás - março de 2011 a fevereiro de 2026	32
Tabela 2 – Resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado - Goiás - março de 2011 a fevereiro de 2026	33
Tabela 3 – Resultados do teste de cointegração de Johansen - Goiás - março de 2011 a fevereiro de 2026	34
Tabela 4 – Critérios de seleção de defasagens do VAR - Goiás - março de 2011 a fevereiro de 2026	35
Tabela 5 - Teste LM de autocorrelação dos resíduos - Goiás - março de 2011 a fevereiro de 2026	38

LISTA DE SIGLAS

ADF – Dickey-Fuller Aumentado

AIC – Critério de Informação de Akaike

EViews – Econometric Views

FPE – Erro de Previsão Final

g.l. – Graus de liberdade

HQ – Critério de Hannan-Quinn

I(1) – Integrado de ordem um

IMB – Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos

IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo

LR – Teste estatístico LR sequencial modificado

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

PIB – Produto Interno Bruto

SC – Critério de Schwarz

Selic – Sistema Especial de Liquidação e de Custódia

SFN – Sistema Financeiro Nacional

VAR – Vetores Autorregressivos

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	11
1. INADIMPLÊNCIA, CRÉDITO E DINÂMICA ECONÔMICA EM GOIÁS	14
1.1 INADIMPLÊNCIA E CONDICIONANTES MACROECONÔMICOS	14
1.2 ENDIVIDAMENTO E FRAGILIDADE FINANCEIRA	15
1.3 RISCO DE CRÉDITO E SISTEMA FINANCEIRO.....	17
1.4 DINÂMICA ECONÔMICA E HETEROGENEIDADE REGIONAL EM GOIÁS	18
2. METODOLOGIA.....	21
2.1 SÉRIES TEMPORAIS.....	21
2.2 ESTACIONARIEDADE	22
2.3 RAIZ UNITÁRIA E TESTES DE DICKY-FULLER.....	23
2.4 COINTEGRAÇÃO E TESTE DE JOHANSEN.....	24
2.5 MODELO DE VETORES AUTORREGRESSIVOS	25
2.6 CAUSALIDADE DE GRANGER.....	26
2.7 FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA.....	27
2.8 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA	28
3. ANÁLISE DOS RESULTADOS	29
3.1 BASE DE DADOS E TRATAMENTO DAS SÉRIES	29
3.2 COMPORTAMENTO DAS SÉRIES E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	30
3.3 ESTACIONARIEDADE E COINTEGRAÇÃO	32
3.4 ESPECIFICAÇÃO DO VAR E DIAGNÓSTICO DO MODELO	34
3.5 CAUSALIDADE DE GRANGER E FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA	38
3.6 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA	42
3.7 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	43
CONCLUSÃO.....	46
REFERÊNCIAS.....	48

INTRODUÇÃO

A inadimplência é um indicador relevante para compreender a capacidade de pagamento dos tomadores e a percepção de risco no sistema financeiro. O atraso nas obrigações financeiras não decorre apenas de decisões individuais, mas também de condições econômicas como renda, emprego, custo do crédito e comprometimento da renda. Linardi (2008) e Souza (2017) mostram que a inadimplência se relaciona com variáveis macroeconômicas e financeiras, como juros, renda, desemprego, endividamento e concessões de crédito.

A expansão do crédito ampliou as possibilidades de financiamento do consumo, do investimento e das necessidades de caixa de famílias e empresas. Ao mesmo tempo, aumentou a exposição dos tomadores a modalidades de crédito de maior custo e a mudanças nas condições de financiamento. Nesse sentido, os estudos do Banco Central do Brasil (2020a; 2020b) destacam que a fragilidade financeira deve ser analisada pela relação entre serviço da dívida, renda disponível, inadimplência e exposição a modalidades mais onerosas de crédito.

No caso de Goiás, o recorte regional é relevante porque a dinâmica estadual não reproduz necessariamente o comportamento nacional. Silva (2023) mostra que a atividade econômica goiana apresenta concentração territorial expressiva, com diferenças na distribuição de emprego e renda. Costa et al. (2024) também indicam que o crescimento recente do estado foi acompanhado por diferenças setoriais importantes. Assim, a inadimplência em Goiás pode reagir de modo próprio ao custo do crédito, ao mercado de trabalho e ao comprometimento de renda.

Essa discussão exige cautela para não reduzir a inadimplência a uma falha individual de planejamento financeiro. O indicador deve ser compreendido como resultado de um conjunto de condições econômicas e financeiras que afetam a capacidade concreta de pagamento dos tomadores. Além disso, a inadimplência representa o atraso formal, mas o processo de fragilização pode começar antes, quando a renda disponível diminui e o orçamento perde margem para absorver choques.

Diante disso, o problema da pesquisa que orienta esta monografia é: como a taxa média de juros, a taxa de desocupação e o comprometimento de renda se relacionaram dinamicamente com a inadimplência das operações de crédito em Goiás

entre março de 2011 e fevereiro de 2026? A questão busca observar relações temporais, defasagens e possíveis canais de transmissão entre custo do crédito, mercado de trabalho, pressão sobre a renda e atraso nas obrigações financeiras.

Parte-se da hipótese de que a inadimplência das operações de crédito em Goiás apresenta relação dinâmica com o encarecimento do crédito, com o comportamento do mercado de trabalho e com o comprometimento da renda. Essa relação não é tratada como causalidade estrutural definitiva, mas como interação temporal entre variáveis econômicas e financeiras, sujeita a defasagens e intensidades distintas.

O objetivo geral do trabalho é analisar a dinâmica da inadimplência das operações de crédito em Goiás entre março de 2011 e fevereiro de 2026, identificando como a taxa média de juros, a taxa de desocupação e o comprometimento de renda estiveram associados ao comportamento do indicador. De forma específica, busca-se sistematizar a literatura sobre inadimplência e fragilidade financeira; discutir os canais relacionados a juros, mercado de trabalho e renda; situar o caso goiano em sua dinâmica econômica regional; e estimar um modelo econométrico capaz de examinar relações dinâmicas entre as variáveis selecionadas.

A justificativa do estudo está em três dimensões. No plano econômico, a inadimplência interfere no custo e na disponibilidade do crédito. No plano social, relaciona-se à preservação da renda disponível e à capacidade de reorganização financeira dos tomadores. No plano regional, Goiás oferece um caso relevante por combinar crescimento econômico, concentração produtiva e heterogeneidade territorial, o que torna insuficiente uma leitura baseada apenas em médias nacionais.

Para responder ao problema de pesquisa, a monografia utiliza abordagem quantitativa, com séries temporais mensais obtidas junto ao Banco Central do Brasil. A análise econométrica é realizada por meio de testes de estacionariedade, teste de cointegração de Johansen e estimação de um modelo de Vetores Autorregressivos, conforme a abordagem de séries temporais discutida por Gujarati e Porter (2011). A interpretação dos resultados considera a causalidade de Granger, as funções impulso-resposta e a decomposição da variância, instrumentos associados à análise dinâmica em modelos VAR (GRANGER, 1969; SIMS, 1980; JOHANSEN, 1988; 1991).

A monografia está organizada em três capítulos, além desta introdução e da conclusão. O primeiro capítulo apresenta a fundamentação teórica sobre

inadimplência, crédito, endividamento, fragilidade financeira, risco de crédito e contexto econômico goiano. O segundo capítulo expõe a metodologia econométrica utilizada, com foco nos procedimentos aplicados às séries temporais e ao modelo VAR. O terceiro capítulo apresenta a base de dados, os testes realizados, os resultados do modelo e a discussão econômica das evidências encontradas.

1. INADIMPLÊNCIA, CRÉDITO E DINÂMICA ECONÔMICA EM GOIÁS

1.1 INADIMPLÊNCIA E CONDICIONANTES MACROECONÔMICOS

Na literatura econômica brasileira, a inadimplência aparece como variável sensível ao ciclo macroeconômico. Linardi (2008), ao estimar um modelo VAR para a inadimplência bancária entre 2000 e 2007, encontrou resposta relevante do indicador a choques no hiato do produto, no rendimento médio dos ocupados e na taxa de juros nominal. Esse resultado relaciona a inadimplência ao enfraquecimento da renda corrente e ao aumento do custo de carregamento da dívida. Quando a atividade desacelera, a renda dos tomadores tende a perder força; quando os juros sobem, o serviço da dívida se torna mais oneroso. Combinadas, essas condições podem ampliar os atrasos com alguma defasagem, o que afasta a interpretação da inadimplência como simples falha individual de planejamento.

Souza (2017), com dados em painel para as unidades federativas entre 2006 e 2016, reforça essa leitura ao mostrar que desemprego, variação das concessões de crédito, renda, endividamento e fatores demográficos afetam o comportamento da inadimplência. Para o presente estudo, sua contribuição está em evidenciar que a distribuição territorial do crédito e as diferenças de renda, ocupação e perfil demográfico alteram a forma como o indicador se manifesta entre regiões. Em termos regionais, isso significa que a inadimplência também responde ao modo como a dinâmica econômica se organiza no território.

Cruz (2025), ao investigar a inadimplência do crédito à pessoa física no Brasil entre 2011 e 2024, encontra significância estatística para Selic, PIB, IPCA e confiança do consumidor. O estudo situa a inadimplência dentro de um encadeamento entre variáveis monetárias, reais e financeiras. Juros mais altos encarecem o serviço da dívida e as novas operações; inflação reduz poder de compra; atividade mais fraca limita o fluxo de renda de famílias e empresas; e maior confiança pode estimular a tomada de crédito e ampliar a exposição futura, caso esse movimento não seja acompanhado por renda suficiente para sustentar o serviço da dívida. A inadimplência, nesse quadro, responde à combinação desses fatores, e não a uma causa isolada.

1.2 ENDIVIDAMENTO E FRAGILIDADE FINANCEIRA

Quando a análise se aproxima do orçamento dos tomadores, a inadimplência deixa de aparecer apenas como resultado agregado do ciclo econômico e passa a refletir também a forma como renda, dívida e custo financeiro se combinam no tempo. Galvão (2023), com base na Pesquisa de Endividamento e Inadimplência do Consumidor para o período de 2018 a 2022, identifica baixo nível de renda, desemprego, classe social e tipo de dívida como elementos associados ao avanço recente do endividamento das famílias. A contribuição do estudo está em mostrar que a fragilidade financeira se intensifica quando a renda corrente é insuficiente para acomodar choques e quando o crédito passa a ser utilizado para cobrir despesas recorrentes.

Essa mudança altera a interpretação da capacidade de pagamento. Quando o crédito financia aquisição planejada de bens duráveis, a sustentabilidade da dívida depende da compatibilidade entre prestação, renda esperada e prazo contratado. Quando a renda não fecha o orçamento mensal e o crédito passa a financiar alimentação, transporte, contas básicas ou atrasos acumulados, o problema assume natureza distinta. A dívida deixa de ser apenas instrumento de antecipação de consumo e passa a funcionar como mecanismo de liquidez de curto prazo. Nessas condições, a exposição a juros elevados tende a reduzir a margem de ajuste dos tomadores e a aumentar o risco de atraso.

A composição do endividamento é decisiva nesse processo. Sarno e Feijó (2026), ao analisarem o crédito livre às famílias entre 2018 e 2022, mostram que a expansão recente ocorreu com forte presença de modalidades sem garantia, especialmente cartão de crédito e crédito pessoal, acompanhada de aumento do comprometimento da renda e de maior fragilidade financeira. Nas linhas rotativas, o ajuste é mais severo: os juros incidem rapidamente sobre o saldo devedor, o principal pode ser renovado e a insuficiência de caixa de um período tende a se transformar em obrigação persistente. Assim, o risco não depende apenas do valor nominal da dívida, mas também do tipo de contrato, do custo da operação e da capacidade de reorganização do orçamento.

Os estudos do Banco Central do Brasil ajudam a tornar essa fragilidade observável por critérios objetivos. No Estudo Especial n. 80, o Banco Central do Brasil

(2020a) classifica como endividado de risco o tomador que apresenta ao menos dois entre quatro critérios: inadimplência, comprometimento da renda mensal acima de 50% com o serviço da dívida, exposição simultânea a modalidades mais onerosas de crédito e renda disponível abaixo da linha de pobreza após o pagamento das dívidas. A publicação Endividamento de Risco no Brasil acrescenta que a vulnerabilidade não se restringe aos estratos de renda mais baixos, alcançando também grupos de renda média e faixas etárias mais elevadas (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2020b). Esse enfoque desloca a análise do simples estoque de dívida para a relação entre serviço da dívida, renda disponível e custo do passivo.

A distinção entre liquidez, solvência e inadimplência também é relevante. Um tomador pode não estar insolvente em termos patrimoniais e, ainda assim, enfrentar falta de caixa para honrar obrigações no vencimento. Sob juros elevados e contratos de curto prazo, a iliquidez tende a produzir efeitos cumulativos: atraso, renegociação mais cara, perda de acesso a linhas melhores e aumento do custo de refinanciamento. Rodrigues (2024), ao discutir o impacto do endividamento sobre o PIB brasileiro, mostra que o comprometimento crescente da renda reduz a capacidade de poupança e investimento das famílias. O ponto central, para esta monografia, é que a captura de parcela maior da renda pelo serviço da dívida diminui a capacidade de absorver choques.

A inflação reforça esse mecanismo ao afetar a renda disponível de forma desigual. Ferreira e Silva (2022), ao examinarem a inflação brasileira por faixas de renda entre 2007 e 2020, mostram que os estratos de menor renda foram mais penalizados porque alimentação, bebidas e habitação possuem maior peso em seus orçamentos. Para a discussão da inadimplência, esse resultado é relevante porque a elevação dos preços de itens essenciais reduz a renda disponível para o pagamento de dívidas. A mesma taxa de inflação, portanto, pode produzir pressões distintas sobre a capacidade de pagamento, conforme a composição do orçamento das famílias.

A educação financeira ajuda a reduzir erros de planejamento, melhorar a leitura de contratos e estimular a formação de reservas, como indicam Conceição (2022) e Botrel (2025). Ainda assim, ela não elimina os efeitos de renda instável, crédito caro e baixo espaço orçamentário. Quando a margem financeira é pequena, o problema não se resume à falta de organização individual: envolve a relação entre renda

corrente, custo de vida, modalidades de crédito disponíveis e capacidade efetiva de pagamento.

Esse conjunto de evidências permite compreender a inadimplência como resultado de um processo cumulativo. Renda pressionada reduz a folga do orçamento; modalidades caras aceleram o crescimento do passivo; inflação diminui a renda disponível; e baixo espaço para poupança limita a capacidade de absorção de choques. A inadimplência, nesse sentido, não expressa apenas uma decisão isolada de pagamento, mas a deterioração progressiva das condições financeiras dos tomadores. Essa leitura é importante para o presente trabalho porque o comprometimento de renda, embora analisado empiricamente em nível agregado, representa um canal relevante para compreender a pressão do serviço da dívida sobre a dinâmica da inadimplência.

1.3 RISCO DE CRÉDITO E SISTEMA FINANCEIRO

A inadimplência também precisa ser observada pelo lado do sistema financeiro. Quando os atrasos aumentam, as instituições tendem a rever provisões, prêmio de risco e critérios de concessão. O efeito não se restringe ao contrato inadimplente: ele pode alcançar o custo das novas operações, a seletividade do crédito e as condições de refinanciamento disponíveis aos tomadores.

Moreira (2025), ao estimar os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário entre 2015 e 2023, identifica a inadimplência como variável de maior peso na explicação do *spread* no modelo estimado. Esse resultado indica que a inadimplência não deve ser lida apenas como produto do ambiente macroeconômico, mas também como componente que interfere no custo da intermediação financeira. À medida que as perdas esperadas aumentam, o crédito novo tende a ficar mais caro e mais seletivo, dificultando o refinanciamento justamente para tomadores mais expostos à fragilidade financeira.

Guimarães (2019) complementa essa discussão pelo lado do risco bancário. Ao analisar os determinantes macroeconômicos do risco do setor bancário brasileiro, o autor encontra resposta relevante a variáveis como PIB, crédito, câmbio e juros. O objeto do estudo não é a inadimplência das famílias, e a transposição para esta monografia deve ser feita com cautela. Ainda assim, sua contribuição está em mostrar que o risco percebido pelas instituições financeiras varia com o ambiente

macroeconômico. Quando crescimento, renda e juros se deterioram simultaneamente, a percepção de risco tende a se tornar mais defensiva.

A consequência agregada desse processo aparece na demanda, no investimento e na própria dinâmica do crédito. Se a inadimplência pressiona *spreads*, restringe acesso a novas linhas e encarece o refinanciamento, famílias e empresas podem ajustar gastos correntes e adiar decisões de investimento. Rodrigues (2024) chama atenção para os efeitos do endividamento sobre a capacidade de investimento das famílias; Linardi (2008) mostra que choques macroeconômicos afetam a inadimplência com defasagens; e Moreira (2025) reforça que a própria inadimplência pode retornar sobre o custo do crédito. Desse modo, renda mais fraca e crédito mais caro podem elevar atrasos, enquanto o aumento dos atrasos tende a ampliar o prêmio de risco e a reduzir a disponibilidade de crédito.

Essa transmissão exige cautela na interpretação do crescimento econômico. A expansão do crédito ou do produto não garante, por si só, melhora uniforme da capacidade de pagamento dos tomadores. Vairão Junior (2018), embora trate de despesas governamentais e seus efeitos sobre indicadores sociais e econômicos, é útil ao lembrar que o desempenho agregado depende de mediações institucionais e distributivas. Aplicado ao debate deste trabalho, o ponto central é que crescimento econômico e expansão do crédito podem coexistir com fragilidades financeiras quando a renda não se difunde de forma homogênea, o emprego é instável ou o serviço da dívida absorve parcela crescente do orçamento. Essa cautela prepara a análise do caso goiano, marcado por dinamismo econômico recente e heterogeneidade regional.

1.4 DINÂMICA ECONÔMICA E HETEROGENEIDADE REGIONAL EM GOIÁS

A análise de Goiás não deve aparecer apenas como recorte geográfico, mas como parte da própria explicação do problema. Silva (2023) mostra que dez municípios concentravam mais da metade do PIB goiano em 2020, ao mesmo tempo em que o comportamento do emprego e da renda permanecia desigual no território. Em uma economia regional concentrada, indicadores médios podem esconder situações distintas entre municípios, setores e grupos de trabalhadores. Por isso, a inadimplência agregada do estado precisa ser interpretada à luz de uma base econômica heterogênea, e não como expressão uniforme do território.

O Relatório Conjuntural da Economia Goiana 2023 reforça essa leitura. Segundo Costa et al. (2024), o PIB de Goiás cresceu 4,4% em 2023, acima do resultado nacional, com destaque para a agropecuária, que avançou 12,9%; a indústria cresceu 3,8% e os serviços, 2,2%. O mesmo documento registra aumento de 10,1% das operações de crédito no estado, inadimplência média de 3,1% e inflação de 3,82% em Goiânia. Esses dados indicam dinamismo econômico, mas não permitem concluir que o crescimento tenha se convertido em melhora homogênea da capacidade de pagamento dos tomadores.

A diferença entre produto agregado e difusão da renda é central para esta monografia. O próprio relatório mostra que Goiás alcançou, em 2023, o maior nível médio de produção da série histórica, mas manteve PIB per capita inferior ao nacional. O produto elevado informa a capacidade de geração de riqueza no estado; não mostra, por si só, como essa riqueza se distribui entre setores, municípios e grupos de renda. Quando o crescimento se concentra em atividades com menor difusão territorial ou ocupacional, a melhora do agregado pode conviver com renda pressionada, crédito caro e dificuldade de reorganização financeira em parte dos tomadores.

Os boletins publicados pelo Instituto Mauro Borges ajudam a qualificar essa leitura ao mostrar que a dinâmica recente de Goiás combina expansão do produto, peso relevante da agropecuária, sensibilidade da indústria e dos serviços às condições monetárias e diferenças na difusão territorial da renda (COSTA et al., 2024; OLIVEIRA; OLIVEIRA, 2025). Esse quadro importa para a análise da inadimplência porque os serviços e parte da indústria possuem efeitos mais diretos sobre ocupação urbana, renda corrente e demanda interna. Assim, um crescimento setorialmente concentrado pode coexistir com fragilidades financeiras em segmentos cuja remuneração depende mais diretamente do mercado interno e do crédito de curto prazo.

O mercado de trabalho reforça essa cautela. Silva (2023) mostra que a concentração produtiva em Goiás não é acompanhada por distribuição homogênea de emprego e rendimento entre os municípios. Costa et al. (2024), por sua vez, registram em 2023 o maior número de pessoas ocupadas da série histórica no estado. Essas informações não são contraditórias: a ocupação agregada pode crescer e, ao mesmo tempo, preservar diferenças relevantes quanto à qualidade dos postos, à

formalização e ao nível de rendimento. Para a inadimplência, isso significa que a melhora média do emprego não elimina, necessariamente, fragilidades de renda corrente nem reduz de forma uniforme a exposição a linhas de crédito de maior custo.

A leitura regional, portanto, articula as dimensões discutidas nas seções anteriores. A literatura nacional mostra a sensibilidade da inadimplência a juros, inflação, atividade e renda; os estudos sobre endividamento indicam que o tipo de dívida e a fragilidade da renda condicionam a capacidade de pagamento; e os documentos sobre Goiás mostram que crescimento e crédito podem avançar sem homogeneidade territorial ou setorial. Essa combinação sustenta a necessidade de analisar a inadimplência goiana como fenômeno dinâmico, condicionado tanto por fatores financeiros quanto por características econômicas regionais.

2. METODOLOGIA

Este capítulo apresenta os fundamentos metodológicos e econométricos utilizados na pesquisa. A exposição concentra-se nos procedimentos de séries temporais necessários à estimação de modelos dinâmicos, com ênfase em estacionariedade, testes de raiz unitária, cointegração e Vetores Autorregressivos. A base de dados, as variáveis utilizadas, as fontes, o período da amostra, os resultados dos testes e a interpretação econômica são apresentados no capítulo seguinte.

A sequência adotada acompanha o percurso da estimação econométrica. Primeiro, são discutidas as características das séries temporais e a noção de estacionariedade. Em seguida, apresentam-se os testes de raiz unitária, a análise de cointegração e o teste de Johansen. Por fim, o capítulo trata do modelo VAR e dos instrumentos usados para interpretar sua dinâmica: causalidade de Granger, funções impulso-resposta e decomposição da variância.

2.1 SÉRIES TEMPORAIS

Uma série temporal reúne observações de uma mesma variável registradas sucessivamente ao longo do tempo. Diferentemente de uma base transversal, em que as unidades são observadas em um mesmo momento, a série temporal preserva a ordem dos registros. Essa ordem é relevante porque o valor observado em determinado período pode guardar relação com seus próprios valores passados, criando dependência entre as observações.

Em economia, séries temporais são utilizadas para acompanhar indicadores que se modificam ao longo do tempo, como preços, renda, juros, emprego, crédito e produção. Essas variáveis podem apresentar tendência, ciclos, sazonalidade, persistência e respostas defasadas a choques. Por essa razão, a análise econométrica precisa considerar a estrutura temporal dos dados, evitando que movimentos comuns das séries sejam interpretados como relações estatísticas consistentes.

Uma série temporal pode ser representada por uma sequência de observações indexadas pelo tempo:

$$S_t = \{S_1, S_2, S_3, \dots, S_n\} \quad (1)$$

Nessa notação, cada elemento da sequência está associado a um período específico. Segundo Gujarati e Porter (2011), a análise de séries temporais requer atenção à estrutura estocástica dos dados, pois muitos procedimentos estatísticos dependem de propriedades relativamente estáveis da série. Essa verificação antecede a aplicação de modelos dinâmicos, como os utilizados nesta pesquisa.

2.2 ESTACIONARIEDADE

A estacionariedade é uma das propriedades mais relevantes na análise de séries temporais. Em termos gerais, uma série estacionária apresenta média, variância e autocovariância estáveis ao longo do tempo. Isso significa que seu comportamento estatístico não depende do período específico observado, mas da relação entre os valores da série e suas defasagens.

As condições usuais de estacionariedade fraca podem ser expressas por:

$$E(Y_t) = \mu \quad (2)$$

$$Var(Y_t) = \sigma^2 \quad (3)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = \gamma_k \quad (4)$$

A primeira expressão indica média constante; a segunda, variância constante; a terceira, autocovariância dependente apenas da defasagem k . Quando essas condições não são atendidas, a série pode apresentar tendência, variância instável, forte persistência ou raiz unitária.

A não estacionariedade interfere na validade da inferência estatística porque pode produzir associações aparentemente fortes entre séries que apenas compartilham tendência ou persistência temporal. Gujarati e Porter (2011) discutem esse problema por meio da regressão espúria, situação em que duas séries não estacionárias aparentam ter associação estatística elevada sem que exista relação econômica consistente entre elas. Por isso, a verificação da estacionariedade antecede a estimação de modelos dinâmicos com séries temporais.

2.3 RAIZ UNITÁRIA E TESTES DE DICKEY-FULLER

A raiz unitária é uma das formas mais comuns de não estacionariedade em séries temporais. Em um processo autorregressivo de primeira ordem, uma variável pode ser representada como função de seu valor imediatamente anterior:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Quando ρ é igual a 1, a série apresenta raiz unitária. Nessa situação, choques sobre a variável tendem a produzir efeitos persistentes, e a série não retorna rapidamente a uma média constante. O teste de Dickey-Fuller avalia essa condição a partir da hipótese nula de presença de raiz unitária.

A forma básica do teste pode ser escrita como:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

A hipótese nula é $\delta = 0$, indicando raiz unitária. A hipótese alternativa é $\delta < 0$, sugerindo estacionariedade. O teste pode ser estimado sem constante, com constante ou com constante e tendência, conforme o comportamento da série e a especificação adotada. Na forma com constante e tendência, tem-se:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

O teste de Dickey-Fuller foi desenvolvido por Dickey e Fuller (1979) para verificar a presença de raiz unitária em séries temporais. Sua forma simples, contudo, pressupõe ausência de autocorrelação nos resíduos. Como essa condição nem sempre é observada em séries econômicas, utiliza-se com frequência o teste Dickey-Fuller Aumentado, conhecido como ADF, que incorpora defasagens da variável dependente em primeira diferença para controlar a autocorrelação residual, conforme discutido por Said e Dickey (1984).

A forma geral do ADF pode ser representada por:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Nessa equação, ΔY_t representa a primeira diferença da série; α é a constante; βt é o termo de tendência, quando incluído; Y_{t-1} é o valor defasado da série em nível; ΔY_{t-i} corresponde às diferenças defasadas; p indica o número de defasagens; e ε_t é o termo de erro.

A hipótese nula do ADF é a presença de raiz unitária. Quando essa hipótese não é rejeitada em nível, o procedimento usual consiste em aplicar o teste à série diferenciada. Se a primeira diferença for estacionária, a série original é classificada como integrada de ordem um, representada por $I(1)$. Essa verificação é necessária antes da estimação de modelos dinâmicos, pois orienta tanto o tratamento das séries quanto a análise de possíveis relações de cointegração.

2.4 COINTEGRAÇÃO E TESTE DE JOHANSEN

A cointegração é aplicada a séries não estacionárias que possuem a mesma ordem de integração. Duas ou mais séries podem ser individualmente não estacionárias e, ainda assim, apresentar uma combinação linear estacionária. Quando isso ocorre, a relação entre elas não deve ser interpretada como espúria apenas pela presença de raiz unitária.

Considere a seguinte relação entre duas séries:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (9)$$

Se Y_t e X_t forem integradas de mesma ordem e o resíduo u_t for estacionário, as séries são cointegradas. A presença de cointegração indica uma relação de equilíbrio de longo prazo, ainda que existam desvios de curto prazo. Gujarati e Porter (2011) destacam que esse diagnóstico é relevante porque permite distinguir relações estatísticas espúrias de vínculos de longo prazo entre séries não estacionárias.

O teste de Johansen é utilizado para verificar a existência de cointegração em sistemas multivariados. Diferentemente de procedimentos restritos a duas variáveis, esse teste permite identificar o número de vetores de cointegração em um sistema

com mais de uma relação potencial de longo prazo (JOHANSEN, 1988; 1991). Sua formulação parte de um VAR reescrito em forma de correção de erro:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Nessa equação, Y_t é o vetor de variáveis do sistema; Π concentra as informações de longo prazo; Γ_i representa os parâmetros de curto prazo; e ε_t é o vetor de erros. O posto da matriz Π define o número de relações de cointegração. Quando esse posto é nulo, não há vetor de cointegração; quando é positivo e inferior ao número de variáveis, há pelo menos uma relação de longo prazo no sistema.

As estatísticas mais utilizadas no teste de Johansen são a estatística do traço e a estatística do máximo autovalor. A estatística do traço avalia hipóteses sobre o número máximo de vetores de cointegração, enquanto a estatística do máximo autovalor compara hipóteses sucessivas sobre esse número. A identificação, ou não, de cointegração orienta a especificação do modelo dinâmico: quando há cointegração, a relação de longo prazo deve ser preservada; quando não há evidência de cointegração, a análise se concentra nas relações dinâmicas entre séries estacionárias.

2.5 MODELO DE VETORES AUTORREGRESSIVOS

O modelo de Vetores Autorregressivos, ou VAR, foi difundido por Sims (1980) para analisar sistemas dinâmicos de variáveis econômicas sem impor, previamente, uma separação rígida entre variáveis endógenas e exógenas. Em um VAR, todas as variáveis do sistema são tratadas como endógenas e explicadas por suas próprias defasagens e pelas defasagens das demais variáveis.

A forma geral de um VAR de ordem p pode ser representada por:

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

Nessa expressão, Y_t é o vetor de variáveis endógenas; c representa o vetor de constantes; $A_1, A_2, \dots, A_p$ são matrizes de coeficientes; p indica o número de defasagens; e u_t é o vetor de inovações. A estrutura do VAR permite que cada variável

seja estimada como função dos valores passados de todas as variáveis incluídas no sistema.

Quando todas as equações possuem o mesmo conjunto de regressores defasados, a estimação pode ser realizada equação por equação por Mínimos Quadrados Ordinários. Apesar dessa estimação direta, a interpretação do VAR exige atenção à dinâmica conjunta do sistema, e não apenas aos coeficientes isolados de cada equação.

A definição do número de defasagens é parte central da especificação do modelo. Um número reduzido de defasagens pode deixar autocorrelação nos resíduos, enquanto defasagens excessivas aumentam o número de parâmetros e reduzem graus de liberdade. Por isso, critérios de informação, como Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn, são frequentemente utilizados para auxiliar essa escolha.

A estabilidade do VAR também deve ser verificada. Em termos gerais, o modelo é considerado estável quando não apresenta raízes fora do círculo unitário. Na representação usual do EViews, essa condição é avaliada pelas raízes inversas do polinômio característico, que devem permanecer dentro do círculo unitário. Essa verificação é necessária para que choques no sistema não produzam trajetórias explosivas e para que instrumentos como funções impulso-resposta e decomposição da variância tenham interpretação adequada.

2.6 CAUSALIDADE DE GRANGER

O teste de causalidade de Granger, desenvolvido por Granger (1969), avalia se os valores passados de uma variável contribuem para prever o comportamento de outra variável. A noção de causalidade, nesse caso, está associada à precedência temporal e ao conteúdo preditivo, não a uma causalidade econômica estrutural ou definitiva.

O teste pode ser apresentado por meio de duas regressões:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (12)$$

$$X_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^p \lambda_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i Y_{t-i} + v_t \quad (13)$$

Na primeira equação, testa-se se as defasagens de X contribuem para explicar Y, além das próprias defasagens de Y. Na segunda, verifica-se o sentido inverso. A hipótese nula afirma que os coeficientes das defasagens da variável testada são conjuntamente iguais a zero.

Quando a hipótese nula é rejeitada, entende-se que a variável testada possui conteúdo preditivo para a outra dentro da especificação estimada. A relação pode ser unidirecional, bidirecional ou não se manifestar estatisticamente, conforme o padrão de rejeição das hipóteses. Em modelos VAR, esse teste aproveita a estrutura defasada do sistema e auxilia a identificar relações temporais relevantes entre as variáveis, sempre condicionadas ao número de defasagens, ao conjunto de variáveis incluídas e à especificação adotada.

2.7 FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA

As funções impulso-resposta derivam do modelo VAR e permitem acompanhar como uma inovação em uma variável se transmite pelo sistema ao longo do tempo. O choque corresponde a uma variação não antecipada no termo de erro de uma das equações do modelo. A resposta observada nos períodos seguintes permite avaliar a direção, a intensidade, a duração e a convergência do efeito.

Quando o VAR é estável, ele pode ser representado em forma de médias móveis:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i u_{t-i} \quad (14)$$

A matriz Ψ_i reúne os efeitos dos choques ao longo do horizonte temporal. Por meio da função impulso-resposta, é possível observar se uma inovação produz resposta positiva, negativa, temporária, persistente ou oscilante nas demais variáveis do sistema.

Para interpretar os choques, pode ser necessário impor uma estrutura de identificação. Um procedimento recorrente é a decomposição de Cholesky, que ortogonaliza os resíduos do VAR. Como esse procedimento depende da ordenação das variáveis, as respostas devem ser interpretadas em conjunto com a especificação adotada no modelo. Assim, as funções impulso-resposta indicam efeitos dinâmicos condicionados ao VAR estimado e ao método de identificação utilizado.

2.8 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

A decomposição da variância do erro de previsão complementa a função impulso-resposta. Enquanto a função impulso-resposta descreve a trajetória de uma variável após um choque, a decomposição da variância estima a participação relativa de cada choque na explicação da variância do erro de previsão.

O procedimento distribui a variância do erro de previsão de cada variável entre choques originados nela própria e nas demais variáveis do sistema. Essa distribuição é calculada para diferentes horizontes temporais, permitindo observar se a importância relativa dos choques se altera ao longo do tempo. Assim, a decomposição da variância não mede um efeito econômico direto, mas a contribuição de cada inovação para a incerteza associada à previsão da variável analisada.

Assim como ocorre nas funções impulso-resposta, a decomposição da variância depende do método de identificação dos choques. Quando se utiliza a decomposição de Cholesky, a ordenação das variáveis no sistema VAR pode influenciar a magnitude das respostas aos choques e a participação relativa de cada variável na decomposição da variância. Neste trabalho, essa observação refere-se às variáveis incluídas no modelo: comprometimento de renda das famílias, taxa média mensal de juros das operações de crédito, taxa de desocupação e taxa de inadimplência das operações de crédito em Goiás. Por isso, a interpretação dos resultados deve ser realizada em conjunto com a especificação do VAR, os testes de causalidade de Granger e as funções impulso-resposta.

Em conjunto, esses instrumentos permitem examinar diferentes dimensões do modelo VAR: a causalidade de Granger indica precedência temporal e conteúdo preditivo; as funções impulso-resposta mostram a propagação dos choques; e a decomposição da variância informa a participação relativa de cada choque na explicação do erro de previsão. Essa sequência prepara a análise empírica apresentada no capítulo seguinte.

3. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este capítulo apresenta a aplicação empírica da metodologia discutida anteriormente. A análise parte da organização da base de dados e do tratamento das séries, avança para os testes preliminares de estacionariedade e cointegração e, em seguida, apresenta a especificação e os resultados do modelo VAR.

O objetivo é examinar a dinâmica da inadimplência das operações de crédito em Goiás em relação ao custo do crédito, ao mercado de trabalho e ao comprometimento de renda. Por se tratar de um modelo de séries temporais, a interpretação concentra-se nas relações dinâmicas do sistema: precedência temporal, resposta a choques e participação relativa das variáveis na decomposição da variância. Assim, a leitura dos resultados prioriza os instrumentos derivados do VAR, e não a interpretação isolada de cada coeficiente estimado.

3.1 BASE DE DADOS E TRATAMENTO DAS SÉRIES

A base de dados utilizada na pesquisa foi organizada com periodicidade mensal, cobrindo o período de março de 2011 a fevereiro de 2026. Antes dos ajustes decorrentes das transformações e das defasagens do modelo, a amostra totaliza 180 observações.

As quatro séries utilizadas foram obtidas junto ao Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil: taxa de inadimplência das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional em Goiás, taxa média mensal de juros das operações de crédito, taxa de desocupação e comprometimento de renda das famílias com amortização da dívida (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2026). Em conjunto, essas variáveis representam dimensões associadas à dinâmica do crédito: atraso nas obrigações financeiras, custo das operações, condições do mercado de trabalho e pressão do serviço da dívida sobre a renda.

Quadro 1 - Variáveis utilizadas no modelo econométrico

Variável	Descrição	Unidade de medida	Frequência	Fonte	Tratamento aplicado
Taxa de inadimplência das operações de crédito em Goiás	Percentual das operações de crédito em atraso no estado de Goiás	%	Mensal	Banco Central do Brasil	Logaritmo natural e primeira diferença
Taxa média mensal de juros das operações de crédito	Taxa média de juros incidente sobre as operações de crédito	%	Mensal	Banco Central do Brasil	Logaritmo natural e primeira diferença
Taxa de desocupação	Percentual da força de trabalho desocupada	%	Mensal	Banco Central do Brasil	Logaritmo natural e primeira diferença
Comprometimento de renda das famílias	Percentual da renda das famílias comprometida com o pagamento do serviço da dívida	%	Mensal	Banco Central do Brasil	Logaritmo natural e primeira diferença
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do Banco Central do Brasil.					

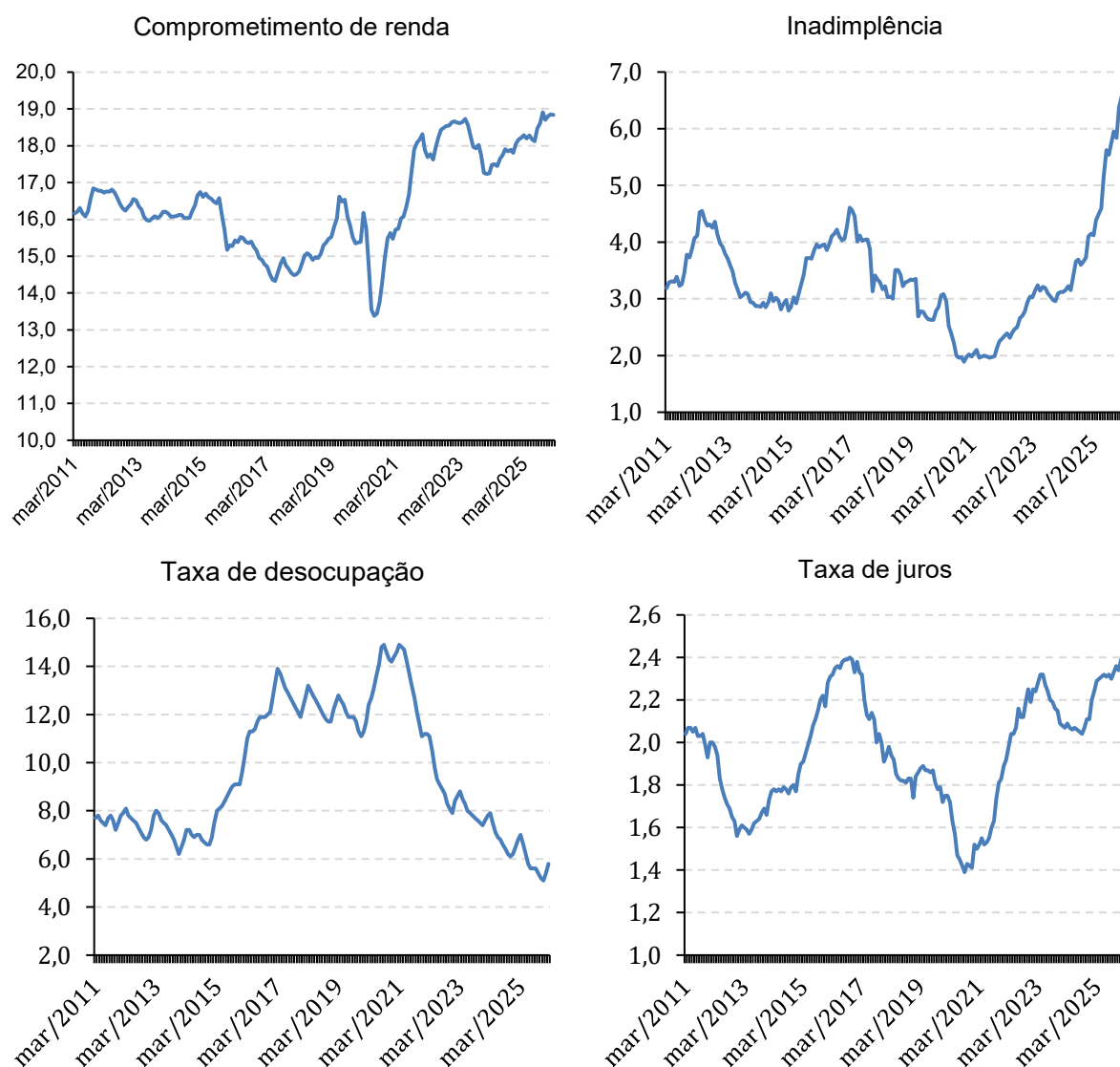
O Quadro 1 apresenta as séries utilizadas no modelo, sua descrição, unidade de medida, frequência, fonte e tratamento aplicado. Essa organização permite identificar o papel de cada variável na estimação e evita a necessidade de um quadro adicional apenas para apresentar as transformações.

Antes da estimação, as séries foram transformadas em logaritmo natural. Após os testes de estacionariedade, foram utilizadas em primeira diferença dos logaritmos. Com esse tratamento, o modelo passa a trabalhar com variações mensais aproximadas das séries, e não com seus níveis originais. Essa decisão decorre dos procedimentos de estacionariedade e cointegração apresentados nas seções seguintes.

3.2 COMPORTAMENTO DAS SÉRIES E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A análise inicial das séries permite observar a evolução dos indicadores antes da estimação econométrica. Essa etapa não substitui os testes formais, mas contribui para identificar movimentos de alta e queda, períodos de maior oscilação e diferenças de comportamento entre as variáveis ao longo da amostra.

Gráfico 1 - Evolução das séries utilizadas no modelo, março de 2011 a fevereiro de 2026



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

O Gráfico 1 apresenta a evolução das quatro séries utilizadas no modelo. A inadimplência mostra oscilações relevantes ao longo do período, com queda em parte da amostra e elevação mais intensa nos anos finais. A taxa média mensal de juros também apresenta variações ao longo do tempo, indicando mudanças no custo financeiro das operações de crédito. A taxa de desocupação evidencia maior amplitude de movimento, enquanto o comprometimento de renda apresenta trajetória mais persistente, com elevação em parte importante do período.

A leitura conjunta desses indicadores reforça a necessidade de tratar a inadimplência como variável inserida em um sistema dinâmico. O custo do crédito pode afetar novas operações e refinanciamentos; o mercado de trabalho interfere na

renda corrente; e o comprometimento de renda reduz a margem disponível para absorver choques. Ainda assim, a análise visual possui caráter exploratório. A identificação de relações temporais entre as séries depende dos testes econométricos apresentados nas seções seguintes.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das séries - Goiás - março de 2011 a fevereiro de 2026

Estatística	Comprometimento de renda	Taxa de juros	Taxa de desocupação	Inadimplência
Média	16,44	1,9561	9,5506	3,3529
Mediana	16,235	1,98	8,45	3,215
Máximo	18,91	2,4	14,9	6,56
Mínimo	13,38	1,39	5,1	1,89
Desvio-padrão	1,3206	0,2678	2,7569	0,87
Observações	180	180	180	180

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

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das séries em nível. No período analisado, o comprometimento de renda das famílias registrou média de 16,44%, com mínimo de 13,38% e máximo de 18,91%. A taxa média mensal de juros apresentou média de 1,96%, variando entre 1,39% e 2,40%. A taxa de desocupação teve média de 9,55% e apresentou a maior dispersão entre as variáveis, com desvio-padrão de 2,76 pontos percentuais. A inadimplência, por sua vez, registrou média de 3,35%, com mínimo de 1,89% e máximo de 6,56%.

Essas estatísticas indicam que as séries possuem comportamentos distintos em termos de amplitude e dispersão. A desocupação se destaca pela maior variabilidade, enquanto a inadimplência apresenta amplitude relevante entre o menor e o maior valor da amostra. Esses elementos ajudam a contextualizar a etapa seguinte da análise, na qual se verifica a estacionariedade das séries e a possibilidade de relação de longo prazo entre elas.

3.3 ESTACIONARIEDADE E COINTEGRAÇÃO

Após a análise descritiva, foram aplicados testes de raiz unitária para verificar a estacionariedade das séries. Conforme Gujarati e Porter (2011), séries temporais não estacionárias podem produzir regressões espúrias quando utilizadas diretamente

em modelos econométricos. Por essa razão, o teste Dickey-Fuller Aumentado foi aplicado às séries em logaritmo natural e, posteriormente, às séries em primeira diferença dos logaritmos.

Tabela 2 – Resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado - Goiás - março de 2011 a fevereiro de 2026

Variável	Estatística ADF em nível	P-valor	Estatística ADF em 1ª diferença	P-valor	Ordem de integração
Comprometimento de renda das famílias	-1,0017	0,7524	-8,5997	0,0000	I(1)
Taxa média mensal de juros das operações de crédito	-1,9706	0,2997	-4,3673	0,0005	I(1)
Taxa de desocupação	-2,3711	0,1515	-7,3738	0,0000	I(1)
Taxa de inadimplência das operações de crédito em Goiás	-2,1692	0,2184	-11,5411	0,0000	I(1)

Nota: Teste Dickey-Fuller Aumentado estimado com constante. As séries foram testadas em logaritmo natural. A decisão foi considerada ao nível de significância de 5%.

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

A Tabela 2 apresenta os resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado. Os resultados não permitiram tratar as séries como estacionárias em nível. Após a primeira diferença dos logaritmos, os testes indicaram estacionariedade, permitindo classificar as variáveis como integradas de ordem um, I(1).

Como as séries apresentaram a mesma ordem de integração, a etapa seguinte consistiu em verificar a existência de cointegração. O teste de Johansen permite identificar se séries não estacionárias compartilham uma relação estável de longo prazo em um sistema multivariado (JOHANSEN, 1988; 1991). O teste foi aplicado às séries em logaritmo, em nível, com intervalo de defasagens de 1 a 4, especificação determinística com constante na relação de cointegração e constante na dinâmica de curto prazo, e nível de significância de 5%.

Tabela 3 – Resultados do teste de cointegração de Johansen - Goiás - março de 2011 a fevereiro de 2026

Hipótese nula	Estatística do traço	Valor crítico 5%	P-valor	Estatística máximo autovalor	Valor crítico 5%	P-valor
Nenhum vetor de cointegração	40,3415	47,8561	0,2105	17,5069	27,5843	0,5366
No máximo 1 vetor de cointegração	22,8346	29,7971	0,2543	15,6874	21,1316	0,2436
No máximo 2 vetores de cointegração	7,1472	15,4947	0,5606	5,4994	14,2646	0,6779
No máximo 3 vetores de cointegração	1,6477	3,8415	0,1993	1,6477	3,8415	0,1993

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

A Tabela 3 apresenta as estatísticas do traço e do máximo autovalor. No teste do traço, para a hipótese de ausência de vetores de cointegração, a estatística foi de 40,34146, inferior ao valor crítico de 47,85613, com p-valor de 0,2105. No teste de máximo autovalor, a estatística correspondente foi de 17,50686, inferior ao valor crítico de 27,58434, com p-valor de 0,5366.

Os resultados indicam que não se rejeita a hipótese de ausência de cointegração ao nível de 5%. Assim, não foi identificada evidência estatística suficiente de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries. A análise prosseguiu, portanto, com o VAR estimado a partir das primeiras diferenças dos logaritmos, concentrando a interpretação nas relações dinâmicas de curto prazo entre as variações mensais dos indicadores.

3.4 ESPECIFICAÇÃO DO VAR E DIAGNÓSTICO DO MODELO

A escolha do número de defasagens é uma etapa decisiva na estimação de um modelo VAR. Um número reduzido de defasagens pode deixar autocorrelação nos resíduos, enquanto defasagens excessivas aumentam o número de parâmetros e reduzem os graus de liberdade. Para orientar essa decisão, foram avaliados os critérios LR, FPE, AIC, SC e HQ, considerando até oito defasagens.

O modelo VAR, difundido por Sims (1980), permite tratar as variáveis do sistema como endógenas, estimando suas relações a partir de valores defasados. Neste trabalho, a estimação foi realizada com as séries em primeira diferença dos logaritmos, conforme indicado pelos testes de estacionariedade e cointegração.

Tabela 4 – Critérios de seleção de defasagens do VAR - Goiás - março de 2011 a fevereiro de 2026

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1520,085	NA	2,34E-13	-17,73199	-17,6585	-17,70217
1	1606,072	166,9457	1,03E-13	-18,55055	-18,18311*	-18,40146
2	1630,008	45,35146	9,41E-14	-18,64337	-17,98196	-18,375
3	1675,369	83,82585	6,68E-14	-18,98678	-18,03142	-18,59913*
4	1693,698	33,0127	6,51E-14	-19,01401	-17,76469	-18,50709
5	1707,854	24,83482	6,67E-14	-18,99244	-17,44917	-18,36625
6	1725,196	29,61336	6,59E-14	-19,00814	-17,17091	-18,26267
7	1742,711	29,09013*	6,50E-14*	-19,02586*	-16,89468	-18,16112
8	1751,392	14,01113	7,13E-14	-18,94026	-16,51511	-17,95624

Nota: * indica a defasagem selecionada pelo respectivo critério.

LR: teste estatístico LR sequencial modificado;

FPE: erro de previsão final; AIC: critério de informação de Akaike;

SC: critério de Schwarz;

HQ: critério de Hannan-Quinn.

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

A Tabela 4 apresenta os critérios de seleção de defasagens. Os critérios não apontaram todos para a mesma especificação: o critério Schwarz indicou uma defasagem; o critério Hannan-Quinn indicou três defasagens; e os critérios LR, FPE e AIC indicaram sete defasagens.

Diante dessa divergência, foram avaliadas especificações alternativas. A especificação com duas defasagens apresentou estabilidade, mas os testes de autocorrelação residual indicaram problemas relevantes. Em seguida, estimou-se o modelo com sete defasagens, compatível com os critérios AIC, FPE e LR. Também foi avaliada uma especificação com oito defasagens, cujo desempenho no teste de autocorrelação dos resíduos foi inferior ao observado no modelo com sete

defasagens. A especificação final adotada foi, portanto, o VAR com sete defasagens, estimado com 172 observações após os ajustes da amostra.

Quadro 2 - Especificação final do modelo VAR

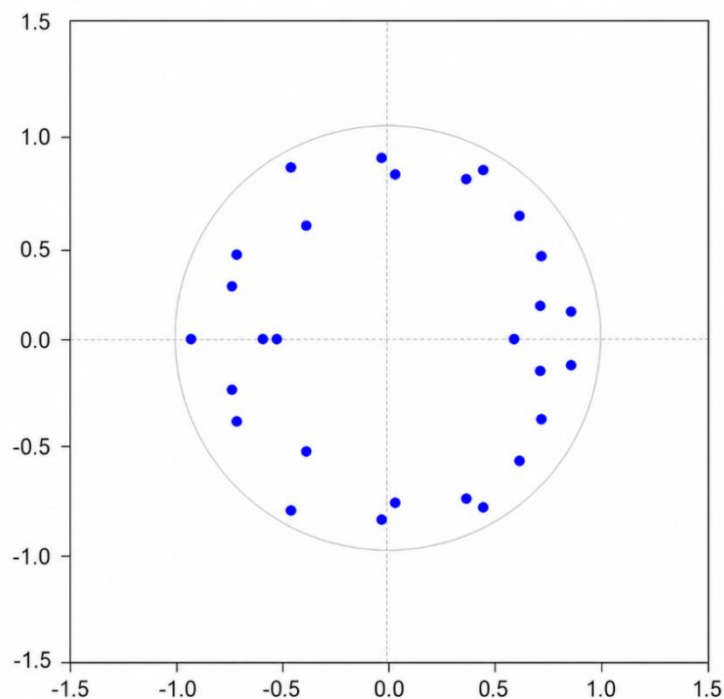
Informação	Especificação adotada
Modelo estimado	Vetores Autorregressivos (VAR)
Forma das séries	Primeira diferença dos logaritmos
Variáveis endógenas	Comprometimento de renda das famílias; taxa média mensal de juros das operações de crédito; taxa de desocupação; taxa de inadimplência das operações de crédito em Goiás
Número de defasagens	7
Intervalo de defasagens	1 a 7
Termo determinístico	Constante
Amostra ajustada	Novembro de 2011 a fevereiro de 2026
Observações incluídas	172
Método de estimação	Mínimos Quadrados Ordinários por equação

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

O Quadro 2 sintetiza a especificação final do modelo. Como o interesse do trabalho está na dinâmica conjunta do sistema, a interpretação não se concentra nos coeficientes individuais de cada equação. A leitura principal é conduzida por meio dos testes de diagnóstico e dos instrumentos derivados do VAR: causalidade de Granger, funções impulso-resposta e decomposição da variância.

Após a estimação, foi verificada a estabilidade do modelo por meio das raízes inversas do polinômio característico autorregressivo. Para que o VAR seja estável, as raízes inversas devem permanecer dentro do círculo unitário. Essa condição é necessária para interpretar os choques do sistema sem indicação de trajetória explosiva.

Figura 1 – Raízes inversas do polinômio característico do VAR



Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

A Figura 1 apresenta as raízes inversas do polinômio característico. No modelo com sete defasagens, todas as raízes permaneceram dentro do círculo unitário, indicando que o VAR satisfaz a condição de estabilidade. A maior raiz apresentou módulo de aproximadamente 0,924784, abaixo de 1.

Tabela 5 - Teste LM de autocorrelação dos resíduos - Goiás - março de 2011 a fevereiro de 2026

Defasagem	Estatística LM	P-valor
1	16,6063	0,4115
2	24,8164	0,0731
3	25,4081	0,0629
4	18,7911	0,2796
5	21,6573	0,1546
6	34,8442	0,0042
7	37,9259	0,0016
8	13,2214	0,6565
9	26,1738	0,0516
10	20,3906	0,2031
11	24,2031	0,0852
12	27,8322	0,0331

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

A Tabela 5 apresenta o teste LM de autocorrelação dos resíduos. Os resultados indicaram p-valores acima de 0,05 nas defasagens 1, 2, 3, 4, 5, 8, 9, 10 e 11, mas rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação nas defasagens 6, 7 e 12. Assim, a especificação com sete defasagens atende à condição de estabilidade e reduz parte dos problemas observados em especificações alternativas, embora ainda apresente sinais de autocorrelação residual em defasagens específicas.

Essa evidência não invalida automaticamente o modelo, mas recomenda cautela na interpretação dos resultados dinâmicos, especialmente quanto à persistência e à intensidade dos choques. Por essa razão, os resultados de causalidade de Granger, funções impulso-resposta e decomposição da variância devem ser lidos como evidências condicionadas à especificação adotada.

3.5 CAUSALIDADE DE GRANGER E FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA

O teste de causalidade de Granger foi aplicado para verificar se os valores defasados de uma variável possuem conteúdo preditivo sobre outra variável do sistema. Seguindo Granger (1969), o termo causalidade é utilizado em sentido estatístico, associado à precedência temporal e à capacidade de previsão dentro da especificação estimada, e não como causalidade econômica estrutural.

Quadro 3 - Teste de causalidade de Granger

Variável dependente: Variação do logaritmo do comprometimento de renda das famílias			
Variável excluída	Qui-qua- drado	g.l.	P-valor
Variação do logaritmo da taxa média mensal de juros das operações de crédito	18,41519	7	0,0102
Variação do logaritmo da taxa de desocupação	11,30558	7	0,1258
Variação do logaritmo da taxa de inadimplência das operações de crédito em Goiás	3,72286	7	0,8111
Todas	31,35690	21	0,0679
Variável dependente: Variação do logaritmo da taxa média mensal de juros das operações de crédito			
Variável excluída	Qui-qua- drado	g.l.	P-valor
Variação do logaritmo do comprometimento de renda das famílias	3,53926	7	0,8310
Variação do logaritmo da taxa de desocupação	8,76105	7	0,2703
Variação do logaritmo da taxa de inadimplência das operações de crédito em Goiás	26,54169	7	0,0004
Todas	43,32706	21	0,0029
Variável dependente: Variação do logaritmo da taxa de desocupação			
Variável excluída	Qui-qua- drado	g.l.	P-valor
Variação do logaritmo do comprometimento de renda das famílias	6,07550	7	0,5310
Variação do logaritmo da taxa média mensal de juros das operações de crédito	17,91307	7	0,0124
Variação do logaritmo da taxa de inadimplência das operações de crédito em Goiás	18,05106	7	0,0117
Todas	40,14224	21	0,0071
Variável dependente: Variação do logaritmo da taxa de inadimplência das operações de crédito em Goiás			
Variável excluída	Qui-qua- drado	g.l.	P-valor
Variação do logaritmo do comprometimento de renda das famílias	3,89751	7	0,7915
Variação do logaritmo da taxa média mensal de juros das operações de crédito	27,62702	7	0,0003
Variação do logaritmo da taxa de desocupação	6,95201	7	0,4339
Todas	53,33479	21	0,0001

Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

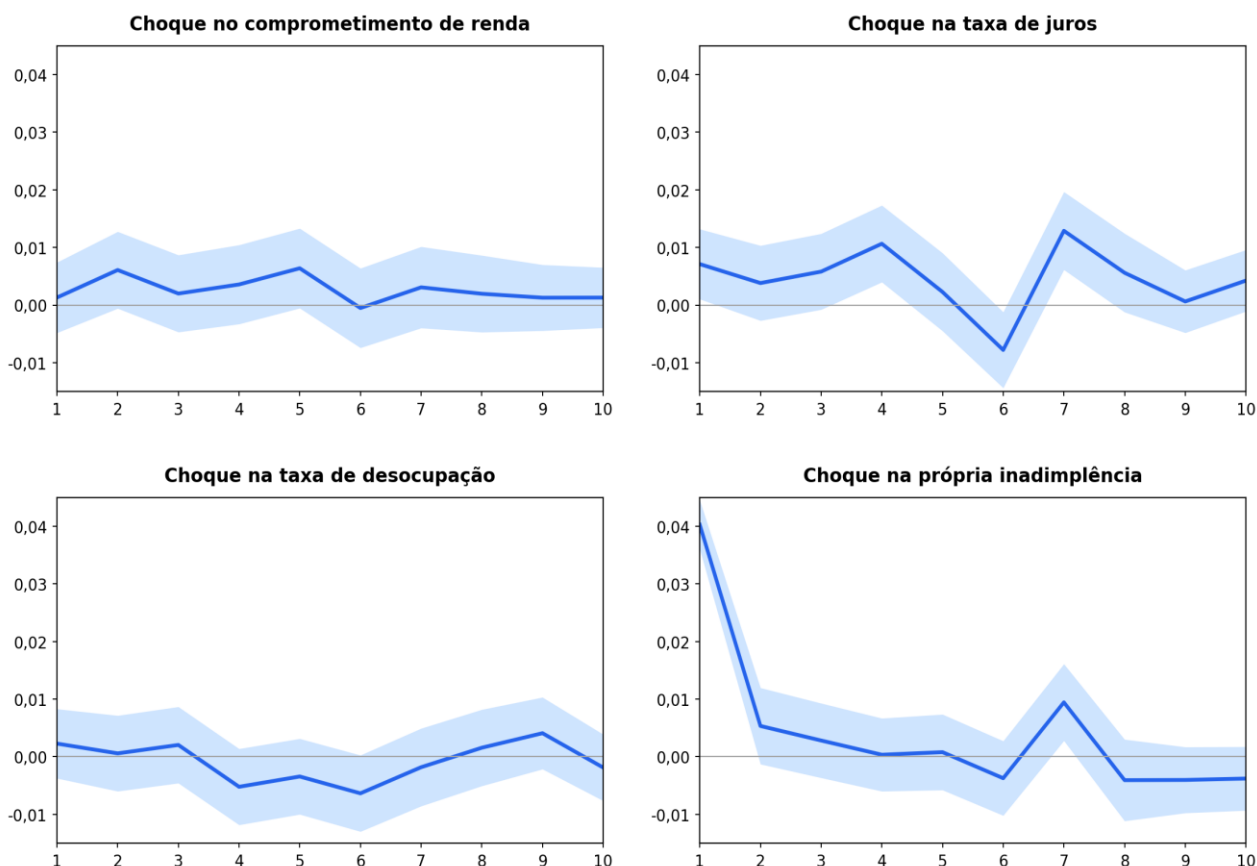
O Quadro 3 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger, obtidos por meio dos testes de exogeneidade em bloco. Na equação da inadimplência, a taxa média mensal de juros das operações de crédito apresentou p-valor de 0,0003, indicando rejeição da hipótese nula de ausência de causalidade de Granger. Esse resultado sugere que os valores passados dos juros possuem conteúdo preditivo para a variação da inadimplência no modelo estimado.

O comprometimento de renda apresentou p-valor de 0,7915 na equação da inadimplência, enquanto a taxa de desocupação apresentou p-valor de 0,4339. Esses resultados não permitem rejeitar a hipótese nula para essas variáveis individualmente ao nível de 5%. O bloco conjunto das variáveis, por sua vez, apresentou p-valor de 0,0001, indicando conteúdo preditivo conjunto para a variação da inadimplência.

Outras relações também apareceram no sistema. Na equação do comprometimento de renda, a taxa média de juros apresentou p-valor de 0,0102, sugerindo conteúdo preditivo dos juros sobre o comprometimento. Na equação da taxa média de juros, a inadimplência apresentou p-valor de 0,0004, indicando precedência temporal da inadimplência sobre os juros dentro do modelo. Na equação da taxa de desocupação, juros e inadimplência apresentaram p-valores de 0,0124 e 0,0117, respectivamente. Esses resultados indicam interação temporal entre variáveis financeiras e macroeconômicas, com destaque para a relação entre taxa de juros e inadimplência, sem que isso seja interpretado como causalidade estrutural definitiva.

Depois do teste de Granger, as funções impulso-resposta permitem observar a trajetória da inadimplência diante dos choques simulados no sistema. As respostas foram geradas com decomposição de Cholesky, inovação de um desvio-padrão, ajuste por graus de liberdade, intervalo de confiança de 95% e horizonte de dez períodos.

Figura 2 – Funções impulso-resposta da inadimplência aos choques nas variáveis do sistema



Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

A Figura 2 apresenta as respostas da inadimplência aos choques nas variáveis do sistema. A resposta da inadimplência a um choque nela própria foi inicialmente positiva e mais intensa no primeiro período. Em seguida, o efeito perdeu força e se aproximou de zero ao longo do horizonte analisado, sugerindo persistência de curto prazo, mas não uma trajetória continuamente crescente.

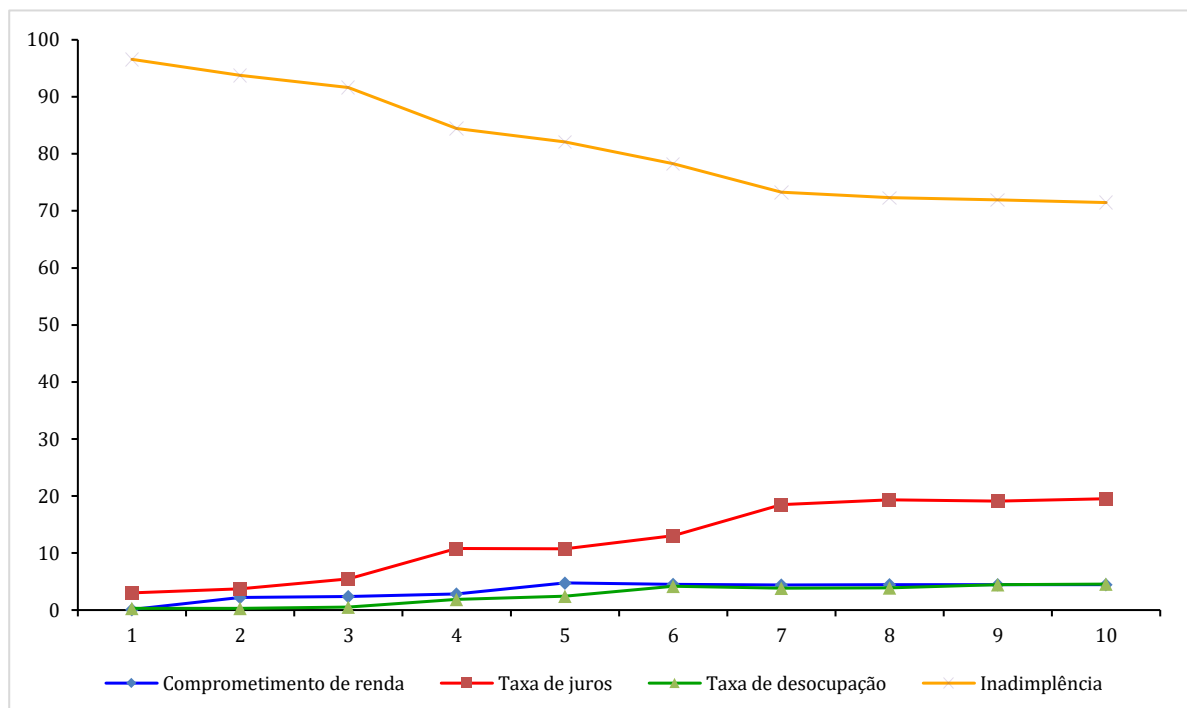
A resposta da inadimplência a um choque na taxa média mensal de juros das operações de crédito foi a mais relevante entre os choques externos apresentados na figura. O efeito foi predominantemente positivo nos primeiros períodos, com oscilações posteriores e tendência de dissipação ao longo do horizonte. Esse comportamento converge com o teste de Granger, no qual os juros apresentaram conteúdo preditivo significativo para a inadimplência.

A resposta da inadimplência a choques no comprometimento de renda foi positiva em parte do horizonte, mas de intensidade moderada. Já a resposta a choques na taxa de desocupação foi mais fraca e oscilante, permanecendo próxima de zero em parte relevante do período analisado. Esses resultados indicam que, nessa especificação, os juros aparecem como o canal externo mais consistente na dinâmica da inadimplência, enquanto comprometimento de renda e desocupação apresentam efeitos menos intensos e mais instáveis.

3.6 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

A decomposição da variância foi utilizada para avaliar a participação relativa dos choques de cada variável na explicação da variância do erro de previsão da inadimplência. O procedimento foi realizado por meio da decomposição de Cholesky, com ajuste por graus de liberdade e horizonte de dez períodos, mantendo a mesma ordenação adotada nas funções impulso-resposta.

Gráfico 2 – Decomposição da variância do erro de previsão da inadimplência



Fonte: Gerado pelo Software. Elaborado pelo autor

O Gráfico 2 apresenta a decomposição da variância do erro de previsão da inadimplência. No primeiro período, aproximadamente 96,58% da variância é explicada por choques na própria inadimplência. Esse padrão é esperado em horizontes curtos, nos quais a trajetória recente da própria variável tende a responder pela maior parte do erro de previsão.

Ao longo do horizonte analisado, a parcela explicada pela própria inadimplência diminui, chegando a 71,46% no décimo período. Essa redução indica que os choques nas demais variáveis passam a ganhar espaço à medida que o horizonte de previsão se amplia. Entre essas variáveis, a taxa média mensal de juros das operações de crédito apresenta a maior contribuição externa, passando de 3,01% no primeiro período para 19,52% no décimo período.

O comprometimento de renda e a taxa de desocupação apresentam peso menor na decomposição da variância. No décimo período, o comprometimento de renda responde por aproximadamente 4,47% da variância do erro de previsão da inadimplência, enquanto a taxa de desocupação responde por cerca de 4,55%. Esses percentuais indicam que os canais associados à renda e ao mercado de trabalho permanecem presentes na dinâmica do modelo, mas com participação inferior à observada para a taxa de juros no horizonte analisado.

3.7 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os resultados econométricos indicam que a inadimplência das operações de crédito em Goiás possui forte componente autorregressivo. Em termos do modelo VAR, isso significa que os movimentos recentes da própria inadimplência ajudam a explicar sua dinâmica de curto prazo. Essa leitura aparece nas funções impulso-resposta, em que o choque próprio produz efeito inicial mais intenso, e na decomposição da variância, em que a maior parte do erro de previsão da inadimplência permanece explicada por choques nela mesma, sobretudo nos primeiros períodos.

A presença desse componente autorregressivo não elimina a influência dinâmica das demais variáveis do sistema. Entre os fatores externos considerados no modelo, a taxa média mensal de juros das operações de crédito aparece como o canal mais consistente. A evidência surge em três momentos da análise: no teste de Granger, em que os juros apresentam conteúdo preditivo para a inadimplência; nas

funções impulso-resposta, em que o choque nos juros provoca resposta positiva da inadimplência em parte do horizonte; e na decomposição da variância, em que a participação dos juros cresce conforme o horizonte de previsão se amplia.

Essa relação dialoga com a literatura sobre inadimplência e risco de crédito. Linardi (2008) identifica sensibilidade da inadimplência bancária a variáveis macroeconômicas e financeiras, especialmente em modelos capazes de captar defasagens e respostas dinâmicas. Guimarães (2019), ao analisar risco bancário e variáveis macroeconômicas por meio de modelos dinâmicos, também reforça que o risco de crédito deve ser interpretado dentro de um sistema de interação entre atividade econômica, condições financeiras e comportamento do crédito.

A interpretação econômica do canal dos juros é relativamente direta. Quando a taxa de juros aumenta, novas operações se tornam mais caras, o refinanciamento fica menos favorável e o serviço da dívida pesa mais sobre a renda disponível. Em um orçamento já pressionado, essa combinação reduz a margem de ajuste dos tomadores e pode elevar a probabilidade de atraso. Os estudos do Banco Central do Brasil sobre endividamento de risco associam a fragilidade financeira não apenas ao volume de dívida, mas à relação entre serviço da dívida, renda disponível e capacidade de pagamento (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2020a; 2020b).

O comprometimento de renda apresentou papel mais moderado. A variável não apareceu individualmente significativa na equação da inadimplência no teste de Granger, mas sua contribuição na decomposição da variância cresceu ao longo do horizonte. Esse comportamento sugere que o comprometimento de renda atua como componente de pressão financeira, embora seu efeito direto sobre a inadimplência, nesta especificação, tenha sido menor do que o efeito associado aos juros.

A taxa de desocupação também teve contribuição relativamente menor. Sua resposta nas funções impulso-resposta foi fraca e oscilante, e sua participação na decomposição da variância permaneceu baixa em comparação com a taxa de juros. Esse resultado não torna o mercado de trabalho irrelevante para a capacidade de pagamento. Ele indica apenas que, no modelo estimado e no horizonte analisado, a desocupação não apareceu como o principal transmissor direto dos choques sobre a inadimplência.

A ausência de cointegração entre as séries significa que o teste de Johansen não identificou evidência estatística suficiente de uma relação estável de longo prazo

entre os indicadores no período analisado. Por essa razão, a interpretação foi concentrada nas variações mensais das séries. A estimação em primeira diferença dos logaritmos é compatível com essa leitura porque direciona a análise para relações dinâmicas de curto prazo, e não para uma associação direta entre os níveis das variáveis.

Os testes de diagnóstico também orientam a leitura dos resultados. O modelo satisfaz a condição de estabilidade, o que permite interpretar as funções impulso-resposta e a decomposição da variância sem indicação de trajetória explosiva. O teste LM, porém, apontou autocorrelação residual em defasagens específicas. Essa limitação não invalida automaticamente os resultados, mas recomenda cautela na interpretação das evidências, sobretudo quanto à persistência e à intensidade dos choques.

De modo geral, os resultados indicam que a inadimplência em Goiás combina persistência própria de curto prazo com resposta dinâmica ao custo do crédito. A taxa média mensal de juros aparece como a variável externa mais consistente no modelo estimado, tanto por seu conteúdo preditivo quanto por sua participação crescente na decomposição da variância. O comprometimento de renda e a taxa de desocupação complementam a interpretação, mas apresentaram menor intensidade relativa nos instrumentos econométricos utilizados.

CONCLUSÃO

Esta monografia analisou a dinâmica da inadimplência das operações de crédito em Goiás entre março de 2011 e fevereiro de 2026, considerando sua relação com a taxa média mensal de juros, a taxa de desocupação e o comprometimento de renda. O objetivo foi identificar como essas variáveis estiveram associadas ao comportamento da inadimplência no período, a partir de uma abordagem de séries temporais.

Os testes preliminares indicaram que as séries não deveriam ser utilizadas diretamente em nível. Conforme apresentado na Tabela 2, pelo teste Dickey-Fuller Aumentado, as variáveis apresentaram estacionariedade após a primeira diferença dos logaritmos, sendo classificadas como integradas de ordem um, $I(1)$, conforme a abordagem de séries temporais discutida por Gujarati e Porter (2011).

Em seguida, o teste de Johansen não identificou evidência estatística suficiente de cointegração entre as séries, com p-valor de 0,2105 na estatística do traço e p-valor de 0,5366 na estatística de máximo autovalor para a hipótese de ausência de vetor de cointegração, conforme Tabela 3 e conforme o procedimento proposto por Johansen (1988; 1991). Assim, a análise concentrou-se nas relações dinâmicas de curto prazo.

O modelo final estimado foi um VAR com sete defasagens, escolhido com base nos critérios LR, FPE e AIC, conforme Tabela 4. A estabilidade do modelo foi confirmada pela permanência das raízes inversas dentro do círculo unitário, com maior módulo de aproximadamente 0,924784, conforme Figura 1.

Esse resultado permitiu interpretar as funções impulso-resposta e a decomposição da variância sem indicação de trajetória explosiva dos choques. O teste LM, apresentado na Tabela 5, apontou autocorrelação residual nas defasagens 6, 7 e 12, o que recomenda cautela na leitura da persistência e da intensidade dos efeitos estimados.

Os resultados do teste de causalidade de Granger, no sentido estatístico de precedência temporal e conteúdo preditivo proposto por Granger (1969), mostraram que a taxa média mensal de juros apresentou conteúdo preditivo para a variação da inadimplência, com p-valor de 0,0003 na equação da inadimplência, conforme Quadro 3.

Além disso, o bloco conjunto das variáveis apresentou p-valor de 0,0001, indicando relevância conjunta para a previsão da inadimplência dentro do modelo. Por outro lado, o comprometimento de renda e a taxa de desocupação não foram individualmente significativos nessa equação, com p-valores de 0,7915 e 0,4339, respectivamente.

As funções impulso-resposta reforçaram esse resultado. Conforme Figura 2, a inadimplência respondeu de forma mais intensa a choques nela própria, indicando forte componente autorregressivo. Entre os choques externos, a resposta ao choque na taxa média mensal de juros foi a mais consistente, com efeito positivo em parte do horizonte analisado e posterior dissipação. Os choques no comprometimento de renda apresentaram efeito mais moderado, enquanto os choques na taxa de desocupação tiveram resposta mais fraca e oscilante.

A decomposição da variância confirmou a predominância da própria inadimplência na explicação de sua dinâmica. Conforme Gráfico 2, no primeiro período, 96,58% da variância do erro de previsão da inadimplência foi explicada por choques nela própria. No décimo período, essa participação caiu para 71,46%, enquanto a taxa média mensal de juros passou a responder por 19,52% da variância. O comprometimento de renda e a taxa de desocupação apresentaram participações menores, de 4,47% e 4,55%, respectivamente. Dessa forma, a hipótese do trabalho foi parcialmente confirmada. A inadimplência em Goiás apresentou relação dinâmica com as variáveis analisadas, mas os canais atuaram com intensidades distintas.

A taxa média mensal de juros foi o principal canal externo associado à dinâmica da inadimplência, enquanto o comprometimento de renda e a taxa de desocupação tiveram papel complementar e menor intensidade relativa. Além disso, os resultados indicaram que a própria trajetória recente da inadimplência exerce papel central na explicação de seus movimentos de curto prazo.

Conclui-se que, no período analisado, a inadimplência das operações de crédito em Goiás esteve associada principalmente à sua própria persistência e ao comportamento do custo do crédito. Esses resultados reforçam a importância de analisar a inadimplência como fenômeno dinâmico, condicionado por fatores financeiros, econômicos e regionais.

REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Indicadores de endividamento de risco e perfil do tomador de crédito. Estudo Especial n. 80/2020. Brasília: Banco Central do Brasil, 2020a.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Endividamento de risco no Brasil: conceito e indicadores. Série Cidadania Financeira: estudos sobre educação, proteção e inclusão, n. 6. Brasília: Banco Central do Brasil, jun. 2020b.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Sistema Gerenciador de Séries Temporais: séries temporais. Brasília: Banco Central do Brasil, 2026. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>. Acesso em: 2 jun. 2026.

BOTREL, Rafael de Jesus. Educação financeira no Brasil: desafios e soluções para o endividamento familiar brasileiro. 2025. 30 p. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Administração Pública) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2025.

CONCEIÇÃO, Simone Alves. Educação financeira: um fator de redução da desigualdade social. 2022. Monografia (Graduação em Ciências Contábeis) – Universidade Estadual do Tocantins, Augustinópolis, 2022.

COSTA, Rafael dos Reis; OLIVEIRA, Sávio Luan da Costa; LIMA, Alex Felipe Rodrigues; RAMOS, Érica Basílio Tavares; SOUZA JÚNIOR, Evânio Marques de. Relatório Conjuntural da Economia Goiana 2023. Goiânia: Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos, 2024. Boletim 003/2024.

CRUZ, João Lucas Nascimento. Determinantes da inadimplência do crédito à pessoa física no Brasil no período de 2011 a 2024. 2025. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Pontifícia Universidade Católica de Goiás, Goiânia, 2025.

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. 366, p. 427-431, 1979.

FERREIRA, Marillia Amanda dos Santos; SILVA, Adriana Ferreira. “Desigualdade inflacionada”: uma análise para o caso brasileiro entre os anos de 2007 e 2020. Goiânia: Universidade Federal de Goiás, Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências Econômicas, 2022. Série de Textos para Discussão do Curso de Ciências Econômicas, n. 093.

GALVÃO, Hellen Rayane Ferreira. A inadimplência e endividamento das famílias brasileiras – 2018 a 2022. 2023. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual de Goiás, Anápolis, 2023.

GRANGER, Clive W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. Econometrica, New York, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GUIMARÃES, Marcos Alonso. Uma abordagem VAR/VECM dos determinantes macroeconômicos no risco do setor bancário brasileiro. 2019. 143 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2019.

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

JOHANSEN, Søren. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Amsterdam, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, Søren. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, New York, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.

LINARDI, Fernando de Menezes. Avaliação dos determinantes macroeconômicos da inadimplência bancária no Brasil. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.

MOREIRA, Vitória Muniz. Determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil no período de 2015 a 2023. 2025. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Pontifícia Universidade Católica de Goiás, Goiânia, 2025.

OLIVEIRA, Gustavo Silva Tavares de; OLIVEIRA, Sávio Luan da Costa. Boletim de Projeções Macroeconômicas: 3º trimestre de 2025. Goiânia: Instituto Mauro Borges de Pesquisa e Política Econômica, 2025. Boletim 033/2025.

RODRIGUES, Lucas Ribeiro. O impacto do endividamento das pessoas no PIB brasileiro. 2024. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Administração) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2024.

SAID, Said E.; DICKEY, David A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, Oxford, v. 71, n. 3, p. 599-607, 1984.

SARNO, Paula Marina; FEIJÓ, Carmem Aparecida do Valle Costa. A explosão do cartão de crédito e a expansão dos créditos sem garantia: o comportamento do crédito livre às famílias de 2018 a 2022 e a aceleração da fragilidade financeira. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 35, n. 1, e278664, 2026. DOI: <https://doi.org/10.1590/1982-3533.2026v35n1.278664>.

SILVA, Vitória Ferreira da. Análise da distribuição da atividade econômica em Goiás e o comportamento do emprego e da renda no período de 2010 a 2020. 2023. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual de Goiás, Anápolis, 2023.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, New York, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SOUZA, Renata Kelli de. Fatores demográficos determinantes da inadimplência entre os estados brasileiros. 2017. 49 p. Dissertação (Mestrado Profissional em Administração) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2017.

VAIRÃO JUNIOR, Newton Sergio. O impacto das despesas governamentais no IDH, desemprego e dívida pública no Brasil. 2018. 167 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2018.