

Determinantes do Spread Bancário para Pessoas Físicas no Brasil

André Luis R. Vasconcellos *

Marlon Cecílio de Souza †

Edison Americo Huarsaya Tito ‡

Fernando Antonio Lucena Aiube §

25 de julho de 2025

Resumo

Este estudo investiga os determinantes do spread bancário para pessoas físicas no Brasil por meio de dados de abril de 2011 a julho de 2024, utilizando um modelo de Vetores de Correção de Erros (VECM) e tendo por variáveis explicativas a Selic, inflação, PIB, inadimplência, total de instituições financeiras autorizadas e dívida bruta do governo geral. O modelo evidenciou que aproximadamente 87,51% dos desvios do equilíbrio são ajustados a cada período, confirmando a existência de relações de equilíbrio de longo prazo no sistema, nas quais a Selic destacou-se como a principal variável explicativa, apresentando impactos significativos e positivos sobre o spread em defasagens de um e dois períodos, ressaltando o papel central da política monetária na modulação dos custos de crédito. A inflação também mostrou influência relevante em defasagens específicas, indicando a transferência de custos financeiros decorrentes da instabilidade de preços. Por outro lado, variáveis macroeconômicas, como o PIB, apresentaram impacto significativo, mas de baixa magnitude, sugerindo que fatores estruturais têm maior peso no comportamento do spread bancário.

Palavras-chave: spread bancário, VECM, macroeconomia, mercado de crédito, Selic, análise econométrica

Código JEL: C32, G11, R39

1 Introdução

O sistema bancário brasileiro exerce papel fundamental na intermediação financeira, conectando poupadores e tomadores de recursos, promovendo a alocação eficiente de capital

*Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (PPGCE-UERJ)

†Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (PPGCE-UERJ)

‡Professor Adjunto do Instituto de Matemática e Estatística - UERJ

§Professor Associado da Faculdade de Ciências Econômicas - UERJ

e influenciando a estabilidade macroeconômica. No entanto, uma característica persistente do mercado bancário nacional é a manutenção de spreads elevados, que encarecem o crédito e impõem barreiras ao consumo e à expansão de investimentos por parte das famílias. O spread bancário — definido como a diferença entre a taxa de juros ativa e a taxa de captação dos bancos — sintetiza os custos, os riscos e as ineficiências operacionais presentes no sistema, refletindo uma combinação de fatores macroeconômicos, institucionais e comportamentais Demirgüç-Kunt (1998).

Nos últimos anos, o debate sobre os determinantes do spread bancário tem enfatizado o papel central da política monetária. A taxa Selic, como principal instrumento de controle da liquidez na economia, afeta diretamente o custo de captação das instituições financeiras, sendo rapidamente repassada às taxas de empréstimo. Em mercados concentrados e com baixa competição, como o brasileiro, esse repasse tende a ocorrer de forma quase automática, elevando o custo final do crédito Mishkin (1995). Além disso, o Brasil enfrenta um problema crônico de juros altos, que pode ser um obstáculo significativo para as condições de financiamento. De acordo com Garcia et al. (2019), a manutenção de juros elevados pode levar a uma redução da demanda por crédito, o que, por sua vez, pode afetar negativamente a atividade econômica.

Outro fator importante que influencia o spread bancário é a assimetria de informação. Como destacado por Stiglitz (1981), a assimetria de informação entre os bancos e os tomadores de crédito pode levar a uma precificação mais alta do risco, o que, por sua vez, aumenta o spread. Isso ocorre porque os bancos têm mais informações sobre a solvência dos tomadores do que os próprios tomadores, o que pode levar a uma seleção adversa e a uma precificação mais alta do risco.

Contudo, outros elementos também se mostram fundamentais para entender a persistência dos spreads. A inadimplência das famílias impacta diretamente o risco das operações de crédito, levando os bancos a elevarem os juros como forma de precificar a incerteza. Já a concorrência no sistema bancário, refletida no número de instituições financeiras atuantes, tem o potencial de reduzir spreads ao limitar o poder de mercado das grandes instituições. Nesse contexto, mercados mais abertos e menos concentrados tendem a oferecer melhores condições de financiamento.

Além disso, variáveis como a inflação e o Produto Interno Bruto (PIB) influenciam a dinâmica do spread. A inflação, ao reduzir o poder de compra e aumentar a incerteza, leva à adoção de prêmios de risco mais elevados. Por sua vez, o desempenho do PIB está associado à qualidade das carteiras de crédito e à capacidade de pagamento dos agentes econômicos, influenciando a percepção de risco sistêmico.

Diante disso, o presente estudo tem como objetivo investigar os principais determinantes do spread bancário para pessoas físicas no Brasil entre 2013 e 2024. Utilizando o modelo de Vetores de Correção de Erros (VECM), a análise busca identificar os fatores com maior influência no curto e no longo prazo, com ênfase na atuação da política monetária, nas condições macroeconômicas e nos elementos estruturais do sistema financeiro. Ao integrar essas dimensões, a pesquisa contribui para o debate sobre os custos do crédito e para a

formulação de políticas públicas voltadas à melhoria da eficiência e da inclusão financeira no país.

2 Revisão da Literatura

O spread bancário é frequentemente utilizado como indicador da eficiência e competitividade do sistema financeiro. Sua magnitude resulta da interação de múltiplos fatores, como política monetária, risco de crédito, inflação, atividade econômica e estrutura de mercado. Em economias emergentes como o Brasil, os spreads elevados refletem, em grande parte, a combinação entre riscos macroeconômicos e falhas estruturais de mercado Levine (2005).

A política monetária, especialmente por meio da taxa básica de juros (Selic), é amplamente reconhecida como um dos principais determinantes do spread. Conforme discutido por Mishkin (1995), alterações na taxa Selic são transmitidas rapidamente ao mercado de crédito, influenciando os custos de captação bancária e, por consequência, os juros cobrados aos tomadores. Em ambientes com baixa concorrência bancária, esse canal de transmissão tende a ser ainda mais eficaz, uma vez que os bancos possuem maior poder de precificação. Além disso, autores como De Paula (2020) de Paula (2020) destacam o impacto das altas taxas de juros no Brasil para o custo do crédito, ressaltando a importância da política monetária na determinação dos spreads.

Outro determinante relevante é a inadimplência. Níveis elevados de inadimplência aumentam o risco de crédito e exigem provisões maiores por parte das instituições financeiras, o que eleva o custo das operações e, portanto, o spread. Como demonstrado por Stiglitz (1981), os mercados de crédito com assimetrias informacionais tendem a responder com spreads mais altos para compensar o risco não observável dos tomadores.

Além disso, a estrutura do setor bancário exerce influência direta sobre o spread. Mercados com maior número de instituições financeiras tendem a apresentar maior concorrência e spreads mais baixos, conforme argumentado por Demirgüç-Kunt (1998). Em contrapartida, setores altamente concentrados dificultam a barganha dos tomadores e perpetuam custos elevados de crédito. No Brasil, a concentração bancária é apontada como um dos fatores que limitam a redução dos spreads, tornando essencial a ampliação da concorrência por meio da entrada de novos agentes e da digitalização do sistema financeiro. Desde 2016, o Banco Central do Brasil tem adotado medidas para facilitar a concorrência no setor bancário, como a criação de novas instituições financeiras e a promoção da inovação financeira Goldfajn (2017). Estudos como Oliveira (2020) discutem a importância dessas medidas para a redução dos spreads e a melhoria da eficiência do sistema financeiro.

No campo macroeconômico, a inflação atua como um importante condicionante do spread. Em cenários inflacionários, os bancos adotam prêmios de risco mais altos para proteger suas margens de rentabilidade frente à incerteza futura. Conforme exposto por Garcia et al. (2019), a inflação afeta a previsibilidade dos fluxos de caixa, aumentando a precificação do risco. Já o Produto Interno Bruto (PIB), ao refletir o nível de atividade econômica, impacta a capacidade de pagamento dos tomadores. Fases de crescimento reduzem o risco

de crédito e incentivam a oferta de financiamento, enquanto períodos recessivos produzem o efeito inverso, conforme Dantas Dantas (2016).

Portanto, o comportamento do spread bancário é multifacetado, sendo influenciado por determinantes monetários, macroeconômicos e estruturais. A literatura converge para a compreensão de que os elevados spreads no Brasil não podem ser explicados por um único fator, mas sim pela interação entre riscos, concorrência, política monetária e ambiente econômico. O presente estudo busca, com base nesse arcabouço teórico, avaliar empiricamente o peso relativo dessas variáveis na formação dos spreads para pessoas físicas, contribuindo para o avanço do conhecimento e para o aprimoramento das políticas de crédito no país.

3 Dados e Metodologia

3.1 Levantamento dos dados

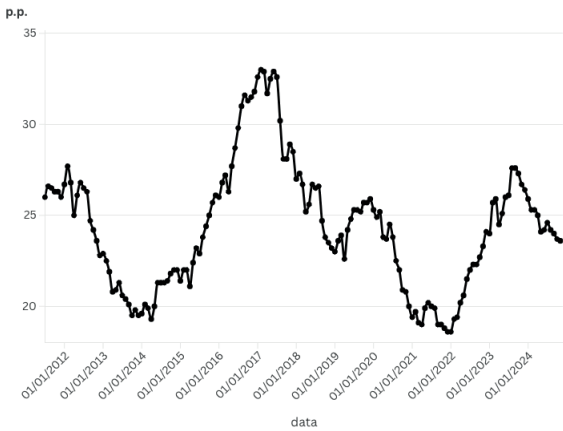
O levantamento de dados foi realizado com base na literatura vigente, considerando variáveis amplamente utilizadas em estudos relacionados aos determinantes do spread bancário para pessoas físicas no Brasil. Os dados foram coletados diretamente de fontes oficiais, do Banco Central do Brasil e do IBGE, acessados através de seus respectivos portais. Após a captura, as informações foram organizadas e tratadas no Excel, onde passaram por uma etapa de tratamento para garantir a consistência e a qualidade das informações. Em seguida, os dados organizados foram importados para o software RStudio, onde foram processados e analisados, possibilitando a execução das metodologias propostas na pesquisa.

Tabela 1: Variáveis, Descrição e Fontes de Dados

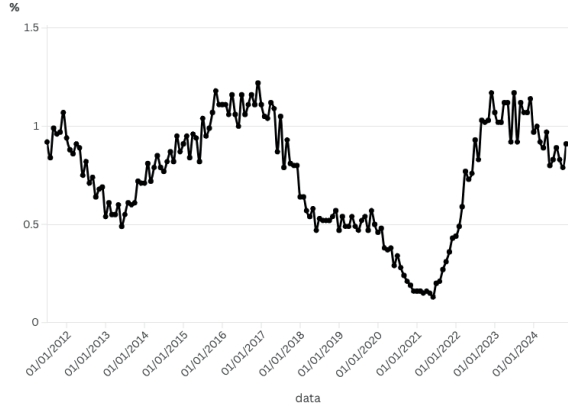
Variável	Descrição	Fonte	Origem
Spread Bancário – Pessoa Física (p.p.)	Diferença entre a taxa de juros cobrada pelos bancos e a taxa de captação, específica para pessoa física.	Bacen	Tabelas de Estatísticas Monetárias e de Crédito Tabela 14 SGS 20785
Taxa de juros – Selic acumulada no mês	Taxa básica de juros da economia brasileira, acumulada mensalmente.	Bacen	SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais SGS: 4390
IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo)	Índice oficial de inflação utilizado no Brasil, calculado pelo IBGE.	IBGE	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
PIB Mensal em unidade de R\$ (milhões)	Produto Interno Bruto mensal, em milhões de reais, indicando a atividade econômica do país.	Bacen	Boletim, Seção Atividade Econômica (Bacen / Boletim / Ativ. Ec.)
Inadimplência por modalidade – Pessoas Físicas (%)	Percentual de inadimplência de pessoas físicas em diferentes modalidades de crédito.	Bacen	Tabelas de Estatísticas Monetárias e de Crédito Tabela 20
Número total de Instituições Financeiras Autorizadas	Quantidade total de instituições financeiras autorizadas a operar no sistema financeiro nacional.	Bacen	Informações sobre evolução do SFN divulgação mensal Quadro 1
Dívida bruta do governo geral (% PIB)	Relação entre a dívida bruta do governo geral e o PIB, expressa em percentual.	Bacen	SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais SGS: 13762

3.2 Análise Gráfica

Evolução do Spread PF



Evolução da Taxa Selic

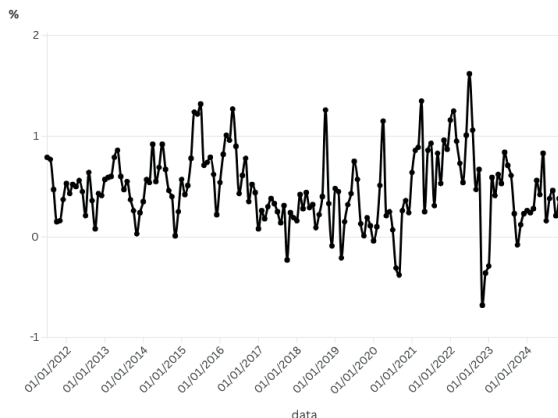


Fonte: Os autores.

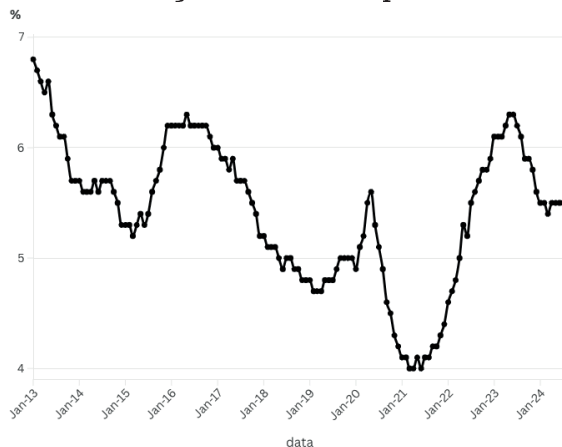
O gráfico intitulado Evolução do Spread Bancário para Pessoa Física apresenta a variação do spread bancário para pessoas físicas ao longo do tempo. Nota-se uma queda acentuada em 2017, seguida por uma recuperação gradual, o que pode estar associado a alterações na política monetária ou a fatores macroeconômicos específicos. Além disso, observam-se períodos de relativa estabilidade nos últimos anos, especialmente após 2020, o que pode indicar maior previsibilidade nas condições econômicas ou uma acomodação dos spreads a patamares mais constantes. A análise visual também sugere que a série não é estacionária, dado que as oscilações e as tendências de alta e baixa parecem variar ao longo do tempo, possivelmente refletindo mudanças estruturais no mercado de crédito ou choques econômicos. Esses aspectos reforçam a importância de se considerar fatores conjunturais e estruturais ao analisar a dinâmica dos spreads bancários no Brasil.

O gráfico intitulado Evolução da Taxa Selic apresenta a variação de uma variável associada à taxa básica de juros, provavelmente a Taxa Selic, ao longo do tempo. É evidente que a série apresenta oscilações significativas, com valores variando dentro de um intervalo considerável, destacando-se movimentos de queda mais acentuados em determinados períodos, como por volta de 2017, seguidos de estabilização em patamares mais baixos e subsequentes aumentos a partir de 2021. A análise visual sugere que a série não é estacionária, uma vez que há tendências distintas ao longo do tempo, caracterizadas por períodos de alta, baixa e estabilidade, refletindo as respostas da política monetária às condições econômicas prevalentes em cada momento. Esses comportamentos reforçam a necessidade de investigar os fatores conjunturais que influenciam a variável representada, especialmente no que tange à gestão macroeconômica e ao impacto sobre o mercado de crédito.

Evolução da Inflação



Evolução da Inadimplência

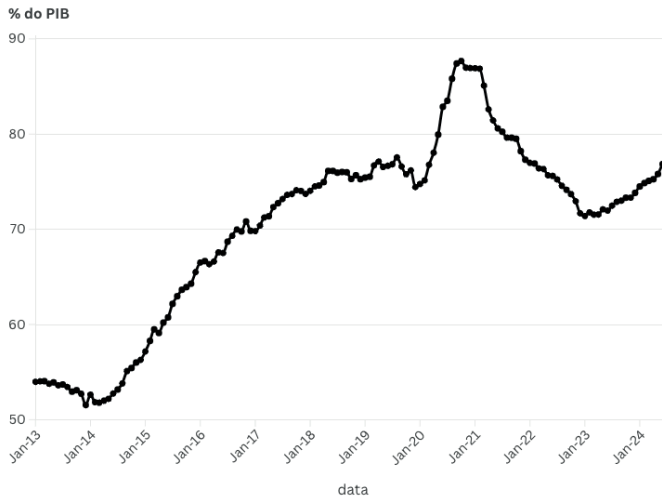


Fonte: Os autores

O gráfico intitulado *Evolução da Taxa de Inflação* apresenta a evolução de uma série temporal entre 2012 e 2025. Visualmente, a série oscila em torno de dois níveis principais, 0 e 1, sugerindo um comportamento típico de uma variável categórica ou indicadora. Esse padrão de variação discreta indica que a série não apresenta tendência clara de longo prazo, e sua média permanece aproximadamente constante ao longo do tempo. Com base na análise visual, é possível inferir que a série é estacionária, dado que não há sinais de tendência, heterocedasticidade ou mudanças estruturais ao longo do período. No entanto, uma análise mais detalhada, incluindo testes estatísticos formais, seria necessária para confirmar a estacionariedade e avaliar a consistência desse comportamento em diferentes condições.

O gráfico intitulado *Evolução da Taxa de Inadimplência* apresenta a evolução temporal de uma série relacionada à taxa de inadimplência no período de 2010 a 2025. A série mostra variações significativas ao longo do tempo, com flutuações que indicam períodos de aumento e redução na taxa de inadimplência, refletindo possivelmente alterações no ambiente econômico, como crises ou medidas governamentais. Visualmente, a série não exibe uma tendência clara de longo prazo, mas apresenta variações em torno de um intervalo relativamente estável, sugerindo que ela pode ser estacionária. No entanto, essas flutuações periódicas podem ser atribuídas a fatores sazonais ou conjunturais. Para confirmar a estacionariedade, seria necessário aplicar testes estatísticos formais, como o teste de Dickey-Fuller aumentado, mas, com base apenas na análise visual, não há sinais evidentes de tendência crescente ou decrescente.

Evolução da Dívida Bruta do Governo Geral



Fonte: Os autores

O gráfico intitulado *Evolução da Dívida Bruta do Governo Geral* apresenta a evolução de uma série temporal que mede a dívida do governo entre 2010 e 2025. Observa-se que a série apresenta uma tendência de crescimento moderado até aproximadamente 2016, quando ocorre uma aceleração no aumento dos valores registrados. Após esse ponto, os dados mostram uma estabilização em níveis elevados, especialmente a partir de 2019, sugerindo a presença de uma possível quebra estrutural no comportamento da série.

Do ponto de vista da estacionariedade, não há evidências visuais de que a série seja estacionária, uma vez que apresenta uma clara tendência de crescimento, alternada por períodos de estabilidade prolongada — o que indica a ausência de um comportamento que reverta a valores constantes ao longo do tempo. Tal comportamento sugere que a série pode ser integrada de ordem 1 (não estacionária em níveis, mas possivelmente estacionária em diferenças), mas uma análise econométrica mais rigorosa seria necessária para confirmar essa hipótese.

3.3 Tratamento estatístico de dados

1. **Análise de Correlação:** avaliação da dependência linear entre variáveis, reconhecendo que correlação não implica causalidade. A análise de correlação é uma ferramenta fundamental na estatística para identificar a força e a direção do relacionamento linear entre duas variáveis. Conforme destacado por Pearson (1895), a correlação permite um entendimento preliminar das possíveis associações entre variáveis e é frequentemente utilizada como ponto de partida em estudos exploratórios. No entanto, é crucial lembrar que correlação não implica causalidade, como enfatizado por Yule (1926), sendo necessário cautela ao interpretar esses resultados em termos de relações causais.

Tabela 2: Matriz de Correlação

	spread_pf	selic	inflação	PIB	inad	inst_fin	div_gov
spread_pf	1,0000	0,5695	-0,2607	-0,0814	0,3977	0,0890	-0,0262
selic	0,5695	1,0000	-0,0151	0,0447	0,5237	0,2950	-0,4283
inflação	-0,2607	-0,0151	1,0000	-0,0388	-0,1789	0,0520	-0,0687
PIB	-0,0814	0,0447	-0,0388	1,0000	-0,3952	-0,7095	0,6887
inad	0,3977	0,5237	-0,1789	-0,3952	1,0000	0,6705	-0,7191
inst_fin	0,0890	0,2950	0,0520	-0,7095	0,6705	1,0000	-0,8806
div_gov	-0,0262	-0,4283	-0,0687	0,6887	-0,7191	-0,8806	1,0000

Para este estudo, verificou-se que não há correlação perfeita ($cor = 1$) entre as variáveis analisadas.

2. **Estatística Descritiva:** sumarização e caracterização das séries temporais envolvidas. A estatística descritiva é uma área da estatística que organiza, sumariza e apresenta dados de forma compreensível. Seu propósito é descrever as características de um conjunto de dados, utilizando ferramentas como gráficos, tabelas e medidas de tendência central (média, mediana, moda) e dispersão (desvio padrão, variância).

Tabela 3: Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Mín	Máx	Mediana	Média	DP	Assimetria	Curtose	EP
spread_pf	18,6	33,0	24,2	24,34	3,49	0,48	-0,15	0,27
selic	0,13	1,22	0,8	0,75	0,29	-0,41	-0,83	0,02
inflacao	-0,68	1,62	0,44	0,48	0,37	0,19	0,60	0,03
pib	347879,6	987472,6	555644,6	596522,47	170354,75	0,72	-0,55	13425,83
inad	4,0	7,2	5,6	5,58	0,77	-0,01	-0,41	0,06
inst_fin	1625,0	2504,0	1742,0	1851,57	246,00	1,31	0,82	19,39
div_gov	51,27	87,68	72,1	68,05	10,85	-0,28	-1,26	0,85

Com base nos dados apresentados na tabela, observa-se que as médias e medianas das variáveis estão próximas, o que indica que não há grandes desvios causados por valores extremos para a maioria das variáveis. Um exemplo disso é **spread_pf**, com média de 24,34 e mediana de 24,2. Algumas exceções, como **pib**, podem ter a média levemente influenciada por valores extremos devido à alta variância ($DP = 170.354,75$). Em suma, os dados são relativamente estáveis em algumas variáveis, como inadimplência, enquanto outras, como spread e inst_fin, mostram maior dispersão.

3.4 Teste de Estacionariedade e Teste de Cointegração

Os testes de estacionariedade e cointegração desempenham um papel fundamental na modelagem econométrica, especialmente quando se busca identificar relações de longo prazo

entre variáveis econômicas. Neste estudo, a aplicação desses testes teve como objetivo definir a abordagem de modelagem mais apropriada — seja um modelo VAR, no caso de séries estacionárias, ou um modelo VECM, caso haja evidências de cointegração entre séries não estacionárias.

Para essa finalidade, foi aplicado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que permite avaliar a presença de raiz unitária nas séries temporais. A classificação das séries quanto à estacionariedade baseou-se no resultado desse teste, que forneceu evidências sobre a presença ou ausência de raiz unitária. Embora o uso isolado de um único teste possa ser considerado limitado, o teste ADF é amplamente utilizado e aceito na literatura econômica para essa finalidade. Além disso, sua adoção pode ser justificada pela simplicidade e eficácia em detectar a presença de raiz unitária.

De acordo com os resultados do teste ADF, apenas as variáveis *inflação (inflacao)* e *total de instituições financeiras (inst_fin)* se mostraram estacionárias em nível, enquanto as demais — *spread PF (spread_pf)*, *taxa Selic (selic)*, *produto interno bruto (pib)*, *inadimplência (inad)* e *dívida do governo (div_gov)* — apresentaram evidências de raiz unitária, caracterizando-se como não estacionárias.

Tabela 4: Teste ADF para a variável *spread_pf*

Sem dif. e sem tendência			Com dif. e sem tendência			Com dif. e com tendência		
Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor
0	-0.1804	0.5915	0	-1.6690	0.4584	0	-3.3976	0.0261
1	-0.1956	0.5871	1	-1.6682	0.4812	1	-3.3413	0.0498
2	-0.4077	0.5284	2	-2.2218	0.4125	2	-2.0433	0.5542
3	-0.4810	0.5064	3	-2.3928	0.1759	3	-2.2884	0.4727
4	-0.6763	0.4366	4	-2.8955	0.0501	4	-2.7871	0.2474

Tabela 5: Teste ADF para a variável *selic (juros)*

Sem dif. e sem tendência			Com dif. e sem tendência			Com dif. e com tendência		
Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor
0	-0.4160	0.5751	0	-2.7993	0.0616	0	-3.7962	0.0173
1	-0.4175	0.5744	1	-3.0416	0.0311	1	-4.0147	0.0099
2	-0.6848	0.4536	2	-2.9831	0.0367	2	-3.9212	0.0136
3	-0.8857	0.3932	3	-2.8135	0.0600	3	-3.9001	0.0145
4	-1.0082	0.3525	4	-2.8544	0.0545	4	-3.9433	0.0127

Tabela 6: Teste ADF para a variável *pib* (*crescimento*)

Sem dif. e sem tendência			Com dif. e sem tendência			Com dif. e com tendência		
Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor
0	-1.4091	0.5610	0	-2.8857	0.0476	0	-4.5432	0.0043
1	-1.3647	0.5775	1	-3.2524	0.0201	1	-4.7935	0.0027
2	-1.2183	0.6220	2	-3.2407	0.0206	2	-4.7022	0.0032
3	-1.1753	0.6451	3	-3.2556	0.0199	3	-4.6310	0.0037
4	-1.1476	0.6418	4	-3.1553	0.0257	4	-4.4216	0.0057

Tabela 7: Teste ADF para a variável *inadimplência*

Sem dif. e sem tendência			Com dif. e sem tendência			Com dif. e com tendência		
Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor
0	-0.3829	0.5387	0	-2.7109	0.0712	0	-3.8427	0.0155
1	-0.4173	0.5272	1	-3.1405	0.0312	1	-4.0276	0.0095
2	-0.5837	0.4851	2	-2.9381	0.0435	2	-3.9488	0.0126
3	-0.8026	0.4214	3	-2.8180	0.0585	3	-3.7610	0.0188
4	-0.9448	0.3806	4	-2.7601	0.0641	4	-3.7371	0.0198

Tabela 8: Teste ADF para a variável *inst_fin*

Sem dif. e sem tendência			Com dif. e sem tendência			Com dif. e com tendência		
Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor
0	-4.7881	0.0124	0	-3.7701	0.0088	0	-4.1710	0.0121
1	-3.7663	0.0295	1	-3.7810	0.0086	1	-4.2272	0.0108
2	-3.3516	0.0536	2	-3.8791	0.0070	2	-4.1587	0.0125
3	-3.0205	0.0849	3	-3.7798	0.0087	3	-4.2076	0.0113
4	-2.8617	0.0932	4	-3.8459	0.0076	4	-4.1130	0.0138

Tabela 9: Teste ADF para a variável *div_gov*

Sem dif. e sem tendência			Com dif. e sem tendência			Com dif. e com tendência		
Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor
0	-1.3963	0.5682	0	-2.7239	0.0690	0	-3.8141	0.0161
1	-1.2932	0.6150	1	-3.1985	0.0272	1	-3.9340	0.0130
2	-1.2783	0.6217	2	-3.0926	0.0334	2	-3.8165	0.0160
3	-1.2240	0.6448	3	-2.8643	0.0572	3	-3.8021	0.0164
4	-1.2429	0.6368	4	-2.8824	0.0554	4	-3.8213	0.0158

Tabela 10: Teste ADF para a variável *inflacao*

Sem dif. e sem tendência			Com dif. e sem tendência			Com dif. e com tendência		
Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor
0	-4.2032	0.0067	0	-3.9184	0.0066	0	-4.2326	0.0107
1	-4.1267	0.0082	1	-3.9942	0.0056	1	-4.3195	0.0090
2	-3.9732	0.0110	2	-3.8734	0.0072	2	-4.2014	0.0117
3	-3.9016	0.0125	3	-3.9343	0.0064	3	-4.2715	0.0100
4	-3.8451	0.0139	4	-3.8897	0.0069	4	-4.2231	0.0110

Em seguida, foi realizado o teste de cointegração de Johansen com o objetivo de identificar a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis econômicas selecionadas. Para assegurar a validade estatística do teste, procedeu-se à exclusão temporária das variáveis *inflação* (*inflacao*) e *total de instituições financeiras* (*inst_fin*), por apresentarem estacionariedade em nível (I(0)). Conforme destacado por Johansen (1995), a inclusão de séries com ordens distintas de integração pode comprometer a identificação adequada de vetores de cointegração, sendo recomendável trabalhar exclusivamente com variáveis integradas da mesma ordem (I(1)).

A seleção do número ótimo de defasagens foi realizada por meio dos critérios de informação de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ), Schwarz (SC) e Erro de Previsão Final (FPE), sendo o AIC e o FPE os que indicaram a necessidade de utilizar sete defasagens para capturar adequadamente a dinâmica temporal das séries.

Tabela 11: Critérios de Seleção para o Número Ótimo de Defasagens

Critério	AIC(n)	HQ(n)	SC(n)	FPE(n)
Número de Lags	7	3	3	7

Dos quatro critérios utilizados, dois (AIC e FPE) apontaram o uso de sete defasagens como o mais adequado para a modelagem, enquanto HQ e SC sugeriram três defasagens. Considerando a maior sensibilidade do critério AIC à presença de autocorrelação residual e seu bom desempenho em amostras de tamanho moderado, optou-se por seguir com sete defasagens, como número ideal para aplicação do Teste de Johansen.

Tabela 12: Resultados do Teste de Cointegração (Johansen)

H ₀	Est do Teste	Crítico (10%)	Crítico (5%)	Crítico (1%)	Rejeita H ₀ ?
$r \leq 4$	5.63	6.50	8.18	11.65	Não
$r \leq 3$	17.10	15.66	17.95	23.52	Sim
$r \leq 2$	35.47	28.71	31.52	37.22	Sim
$r \leq 1$	59.90	45.23	48.28	55.43	Sim
$r = 0$	97.84	66.49	70.60	78.87	Sim

Conforme apresentado nos resultados do Teste de Cointegração de Johansen, existem quatro relações de cointegração ($r = 4$) entre as cinco variáveis I(1) analisadas, indicando que quatro combinações lineares dessas variáveis são estacionárias.

Os resultados apresentados na Tabela 6 refletem a aplicação do teste de cointegração de Johansen, cuja finalidade é verificar a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do sistema. A hipótese nula (H_0) estabelece que o número de relações de cointegração é menor ou igual a r . Com base nos valores críticos ao nível de 5%, rejeita-se H_0 para $r = 0$ até $r = 3$, mas não se rejeita H_0 para $r \leq 4$, indicando que o número apropriado de vetores de cointegração é quatro.

A seleção do número de relações de cointegração é feita pela comparação entre a estatística de teste e os valores críticos para cada r . Quando a estatística excede o valor crítico, rejeita-se H_0 , implicando a existência de pelo menos $r + 1$ relações de cointegração. Assim, ao rejeitarmos H_0 até $r \leq 3$ e não rejeitarmos para $r \leq 4$, concluímos que $r = 4$.

Essa escolha está em linha com a literatura econométrica, segundo a qual deve-se selecionar o maior valor de r para o qual H_0 ainda é rejeitada, evitando a superestimação do número de relações estacionárias no sistema. Como discutido por Johansen (1995), a determinação correta de r é essencial para garantir a identificação e a estabilidade do modelo VEC.

Dessa forma, os resultados confirmam a existência de quatro relações de cointegração no modelo, validando a aplicação de um modelo VEC (Vetores de Correção de Erros) para capturar adequadamente as dinâmicas de curto e longo prazo entre as variáveis.

A Tabela 13 apresenta os autovalores do Teste de Cointegração (Johansen), que indicam a força relativa de cada vetor de cointegração. O maior autovalor ($\lambda = 0.2498$) está associado ao primeiro vetor de cointegração, refletindo a relação de longo prazo mais forte entre as variáveis. À medida que os autovalores diminuem, as relações de cointegração tornam-se progressivamente menos influentes. O quinto autovalor, de apenas 0.0417, está abaixo dos demais, sugerindo fraca contribuição adicional.

Tabela 13: Autovalores do Teste de Cointegração (Johansen)

Rank (r)	Autovalor (Eigenvalue)
$r = 0$	0.2498
$r = 1$	0.1690
$r = 2$	0.1299
$r = 3$	0.0833
$r = 4$	0.0417

A matriz de pesos (W), também chamada de matriz dos coeficientes de ajuste (α), indica como cada variável do sistema responde a desvios das relações de cointegração estimadas. Cada entrada da matriz representa o grau de resposta de uma variável endógena a uma

determinada relação de equilíbrio de longo prazo.

Por exemplo, o valor $W[1, 1] = -0.1531$ indica a contribuição da primeira relação de cointegração para o ajuste da variável `spread_pf`. De forma semelhante, o valor $W[3, 1] = -25.6879$ mostra que a variável `pib` reage fortemente à primeira relação de cointegração, com um ajuste significativo em resposta a desvios do equilíbrio de longo prazo.

Valores baixos ou próximos de zero em determinadas entradas da matriz W indicam que certas relações de cointegração exercem influência marginal sobre algumas variáveis do sistema, refletindo a seletividade com que os equilíbrios de longo prazo afetam os ajustes de curto prazo.

Com base nos resultados obtidos, foram identificadas **quatro relações de cointegração** entre as variáveis, conforme evidenciado pelo teste de Johansen. Esse achado confirma a existência de vínculos de longo prazo robustos entre as séries $I(1)$ analisadas, mesmo diante das flutuações observadas no curto prazo. Assim, a modelagem será conduzida por meio de um modelo de Vetores de Correção de Erros (VECM), capaz de capturar os ajustes de curto prazo condicionados pelas relações de equilíbrio de longo prazo.

Adicionalmente, a magnitude das cargas na matriz W revela a sensibilidade de cada variável a desvios de equilíbrio. Exemplos representativos incluem:

- $W[1, 3] = -0.0202$: a terceira relação de cointegração tem impacto moderado sobre `spread_pf`.
- $W[3, 1] = -25.6879$: a variável `pib` responde fortemente à primeira relação de cointegração.
- $W[4, 2] = -0.00008$: o impacto da segunda relação de cointegração sobre a inadimplência é praticamente nulo.

Esses resultados reforçam a importância de incorporar as relações de cointegração ao modelar sistemas dinâmicos. O uso do VECM permite capturar não apenas a interdependência de longo prazo entre as variáveis, mas também a forma como essas variáveis reagem, de maneira diferenciada, aos desvios dessas relações de equilíbrio.

3.4.1 Verificação da significância dos resíduos

Para garantir a validade do modelo VECM estimado, os resíduos foram submetidos a uma bateria de testes estatísticos que avaliam pressupostos fundamentais como normalidade, ausência de autocorrelação e homocedasticidade. A adequação desses requisitos é essencial para que as inferências do modelo sejam confiáveis e robustas, conforme apontado por Lütkepohl (2005).

1. **Teste de normalidade:** O teste de Shapiro-Wilk foi aplicado aos resíduos do componente `spread_pf.d`, revelando um valor de $W = 0.9829$ com p -valor = 0.0953. Como

o p-valor é superior ao nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese nula de normalidade. Embora o teste tenha sido exemplificado com apenas um componente, os resultados preliminares indicam que não há evidência estatística suficiente para afirmar que os resíduos desse componente se desviam significativamente de uma distribuição normal. Esse resultado fortalece a hipótese de que os erros do modelo seguem um padrão compatível com os pressupostos do VECM.

2. **Teste de autocorrelação:** O teste de Ljung-Box foi aplicado aos resíduos de cada equação do sistema VECM, com 7 defasagens. Os resultados estão apresentados na Tabela 14. Como todos os p-valores foram superiores a 0,05, conclui-se que não há evidência de autocorrelação serial nos resíduos. Isso significa que os resíduos se comportam como ruído branco, ou seja, não possuem estrutura temporal não explicada pelo modelo. A ausência de autocorrelação indica que o VECM é capaz de capturar adequadamente as dinâmicas das variáveis, assegurando que os erros não carregam informação remanescente. Esse resultado reforça a validade do modelo sob o critério de independência dos resíduos, o que é desejável em análises de séries temporais multivariadas.

Tabela 14: Resultados do Teste de Autocorrelação (Ljung-Box)

Componente	Estatística X^2	p-valor
spread_pf.d	5.0867	0.6494
selic.d	4.5257	0.7176
inflacao.d	1.6899	0.9750
pib.d	5.1684	0.6394
inad.d	8.9585	0.2556
inst_fin.d	4.6097	0.7075
div_gov.d	2.9241	0.8919

3. **Teste de homocedasticidade:** O teste de Breusch-Pagan foi utilizado para avaliar a constância da variância dos resíduos ao longo do tempo. Os resultados estão apresentados na Tabela 15. Os p-valores são todos superiores ao nível de 5%, indicando que não há evidência estatística para rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade. Isso implica que os resíduos não apresentam variância não constante, ou seja, são homocedásticos, o que contribui positivamente para a confiabilidade dos estimadores.

Tabela 15: Resultados do Teste de Homocedasticidade (Breusch-Pagan)

Componente	Estatística BP	p-valor
spread_pf.d	0.2144	0.6434
selic.d	0.8240	0.3640
inflacao.d	2.3685	0.1238
pib.d	2.9549	0.0856
inad.d	2.5184	0.1125
inst_fin.d	0.2787	0.5976
div_gov.d	0.0009	0.9761

Dessa forma, os testes diagnósticos sugerem que os resíduos do modelo não apresentam violações importantes aos pressupostos de normalidade (ao menos no exemplo testado), autocorrelação ou heterocedasticidade. Em conjunto, esses achados sustentam a robustez do modelo VECM ajustado, conferindo maior confiabilidade às inferências derivadas da análise.

4 Resultados

Nesta seção, são apresentados os resultados da modelagem econométrica realizada com o intuito de examinar os determinantes do spread bancário para pessoas físicas no Brasil. Os modelos estimados utilizam a abordagem de Vetores de Correção de Erros (VECM) para capturar tanto os ajustes de longo prazo quanto os efeitos dinâmicos de curto prazo entre as variáveis. Os testes de estacionariedade, cointegração e critérios de seleção de defasagens fundamentaram a especificação do modelo, cujos coeficientes e métricas são analisados detalhadamente nas subseções a seguir.

4.1 Modelo Global

O modelo estimado, apresentado após os testes preliminares e as análises conduzidas, reflete a dinâmica geral do sistema. Este modelo global, também chamado de genérico, inclui todas as variáveis e seus respectivos coeficientes, independentemente da significância estatística, com o objetivo de capturar as interações entre as variáveis. A equação a seguir representa este modelo:

$$\begin{aligned}
spread_pf.d = & -0.1050 \cdot ect1 + 1.0103 \cdot ect2 + 0.0040 \cdot ect3 - 0.000018 \cdot ect4 \\
& + 0.0946 \cdot spread_pf.dl1 + 2.7284 \cdot selic.dl1 \\
& + 0.0018 \cdot inflacao.dl1 + 0.0002 \cdot pib.dl1 \\
& + 0.2809 \cdot inadimplencia.dl1 - 0.0216 \cdot inst_fin.dl1 \\
& - 0.1525 \cdot div_gov.dl1 - 0.2773 \cdot spread_pf.dl2 \\
& + 3.9043 \cdot selic.dl2 + 0.0040 \cdot inflacao.dl2 \\
& - 0.0008 \cdot pib.dl2 - 0.0068 \cdot inadimplencia.dl2 \\
& - 0.0075 \cdot inst_fin.dl2 - 0.0422 \cdot div_gov.dl2 \\
& + 0.0329 \cdot spread_pf.dl3 + 2.7666 \cdot selic.dl3 \\
& + 0.0033 \cdot inflacao.dl3 - 0.0001 \cdot pib.dl3 \\
& + 0.3765 \cdot inadimplencia.dl3 - 0.0518 \cdot inst_fin.dl3 \\
& + 0.0417 \cdot div_gov.dl3 - 0.1314 \cdot spread_pf.dl4 \\
& + 1.4274 \cdot selic.dl4 + 0.0095 \cdot inflacao.dl4 \\
& - 0.0006 \cdot pib.dl4 - 1.3576 \cdot inadimplencia.dl4 \\
& - 0.0321 \cdot inst_fin.dl4 + 0.1274 \cdot div_gov.dl4 \\
& - 0.0194 \cdot spread_pf.dl5 + 1.3373 \cdot selic.dl5 \\
& + 0.0094 \cdot inflacao.dl5 - 0.0007 \cdot pib.dl5 \\
& + 1.6178 \cdot inadimplencia.dl5 + 0.0019 \cdot inst_fin.dl5 \\
& - 0.0880 \cdot div_gov.dl5 + 0.0554 \cdot spread_pf.dl6 \\
& + 1.1091 \cdot selic.dl6 + 0.0051 \cdot inflacao.dl6 \\
& - 0.0004 \cdot pib.dl6 + 0.8361 \cdot inadimplencia.dl6 \\
& + 0.0005 \cdot inst_fin.dl6 + 0.1749 \cdot div_gov.dl6
\end{aligned}$$

4.2 Modelo Ajustado

O modelo ajustado considera apenas as variáveis com significância estatística (p -valor menor que 0,05). Assim, a equação do modelo ajustado é dada por:

$$\begin{aligned}
spread_pf.d = & -0.1050 \cdot ect1 + 2.7284 \cdot selic.dl1 \\
& - 0.2773 \cdot spread_pf.dl2 + 3.9043 \cdot selic.dl2 \\
& - 0.0008 \cdot pib.dl2 - 0.0518 \cdot inst_fin.dl3 \\
& + 1.6178 \cdot inadimplencia.dl5
\end{aligned} \tag{1}$$

Os resultados indicam que a relação de equilíbrio de longo prazo representada por $ect1$ é estatisticamente significativa, o que reforça a presença de cointegração entre as variáveis do sistema e valida o uso do VECM. O coeficiente negativo de $ect1$ sugere um mecanismo de correção de erros que reduz os desequilíbrios no spread bancário ao longo do tempo.

No curto prazo, os lags do spread ($spread_pf.dl2$) apresentaram efeito negativo e estatisticamente significativo, o que indica a presença de certa inércia no comportamento dos spreads. A taxa Selic, por sua vez, demonstrou efeitos positivos tanto nos lags 1 quanto 2,

indicando que aumentos recentes na taxa básica de juros estão associados a elevações nos spreads bancários para pessoas físicas. A variável PIB, embora com coeficiente pequeno, apresentou significância no segundo lag, sugerindo que flutuações da atividade econômica também contribuem — ainda que marginalmente — para a variação do spread. Adicionalmente, os resultados mostram efeitos significativos para a inadimplência (lag 5), com impacto positivo, e para o total de instituições financeiras (lag 3), com efeito negativo, indicando que o aumento da concorrência tende a reduzir o spread.

De forma geral, o modelo ajustado apresentou um R^2 ajustado de 34,52%, com erro padrão residual de 0,5995. Apesar de não explicar toda a variância do spread, os resultados indicam boa adequação e validade estatística, conforme também evidenciado pelo teste F global (p -valor = 0,00011).

4.3 Estrutura do Modelo

O termo de correção de erro (ECT1) apresentou coeficiente negativo e estatisticamente significativo (-0.1050 , $p < 0.05$), indicando que aproximadamente 10,5% dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo são corrigidos a cada período. Esse resultado evidencia a presença de mecanismos de ajuste dinâmico entre as variáveis cointegrais, o que confirma a adequação do modelo VECM para representar sistemas econômicos interdependentes que retornam ao equilíbrio após choques. Como destacado por Lütkepohl (2005), o termo de correção de erro é fundamental para capturar a força e a direção dos ajustes de curto prazo provocados por desequilíbrios persistentes entre variáveis integradas de ordem um.

No curto prazo, algumas variáveis exibiram efeitos significativos sobre a variação do spread de crédito. A taxa Selic demonstrou impacto positivo estatisticamente robusto, tanto na defasagem de um período (2.7284 , $p < 0.05$) quanto na defasagem de dois períodos (3.9043 , $p < 0.05$), sugerindo que elevações na taxa básica de juros tendem a aumentar o spread bancário em períodos subsequentes. Isso corrobora a sensibilidade do spread às mudanças de política monetária, especialmente no curto prazo.

Além disso, a variável `spread_pf.d` também apresentou efeitos significativos nas defasagens, com coeficiente negativo na segunda defasagem (-0.2773 , $p < 0.05$). Esse resultado indica que variações passadas no spread contribuem para uma reversão parcial na variação atual, caracterizando um comportamento de autorregulação da série. Esse efeito de memória, ou persistência, reforça o caráter dinâmico do spread, que tende a ajustar-se gradualmente em direção a uma trajetória de equilíbrio.

Outras variáveis também apresentaram significância estatística em defasagens específicas, como o Produto Interno Bruto (`pib.dl2`, coeficiente = -0.0008 , $p < 0.05$), a inadimplência de pessoas físicas (`inadimplencia.dl5`, coeficiente = 1.6178 , $p < 0.05$) e o número de instituições financeiras (`inst_fin.dl3`, coeficiente = -0.0518 , $p < 0.01$). Esses achados sugerem que tanto a atividade econômica quanto o risco de crédito e a estrutura do mercado bancário exercem influência direta e defasada sobre o comportamento do spread.

De forma geral, os resultados destacam a relevância do VECM na modelagem conjunta

de variáveis macroeconômicas com vínculos de longo prazo. O modelo permite isolar os efeitos transientes, capturados pelas defasagens, ao mesmo tempo em que incorpora os ajustes estruturais via os termos de correção de erro, promovendo uma análise mais robusta das relações econômicas dinâmicas.

4.3.1 Estatísticas do Modelo

Conforme apresentado na Tabela 16, o coeficiente de determinação $R^2 = 0,5734$ (57,34%) indica que aproximadamente 57% da variação na variável dependente ($\Delta spread_{pf}$) é explicada pelas variáveis independentes do modelo. Esse valor sugere que o modelo captura uma parcela relevante da dinâmica entre as variáveis do sistema, ainda que não integralmente.

O R^2 ajustado, por sua vez, é igual a 0,3452 (34,52%), refletindo a penalização pela inclusão de variáveis irrelevantes. A diferença entre os dois coeficientes sinaliza que, apesar de algumas variáveis contribuírem pouco para a explicação da variação do spread, o modelo ainda preserva coerência e capacidade explicativa.

Tabela 16: Tabela 16: Estatísticas do Modelo VECM

Estatística	Valor
Erro Padrão Residual	0,5995
R^2	0,5734
R^2 ajustado	0,3452
Estatística F	2,513
p -valor	0,0001136

O Erro Padrão Residual, igual a 0,5995, quantifica o desvio médio entre os valores observados e os valores previstos pelo modelo. Esse valor, relativamente baixo, sugere que o modelo apresenta uma precisão razoável na previsão da variável dependente, embora exista margem para melhorias, sobretudo por meio de possíveis ajustes na especificação.

Já a Estatística F, com valor de 2,513 e associada a um p -valor de 0,0001136, indica que o modelo é globalmente significativo ao nível de 1%. Isso significa que podemos rejeitar a hipótese nula de que todos os coeficientes das variáveis explicativas são simultaneamente nulos. Portanto, o conjunto das variáveis independentes exerce um impacto estatisticamente significativo sobre o spread de crédito.

De modo geral, os resultados sugerem que o modelo é estatisticamente válido para descrever a dinâmica das relações no sistema. A diferença entre o R^2 e o R^2 ajustado alerta para a presença de variáveis com baixo poder explicativo, mas a significância global do modelo valida a utilidade da abordagem VECM para fins analíticos.

4.3.2 Principais Variáveis Significativas e Suas Implicações

Dado o conjunto de variáveis significativas identificadas no modelo VECM, é possível avançar para uma interpretação econômica mais profunda dos mecanismos que explicam a evo-

lução do *spread* bancário para pessoas físicas no Brasil. O modelo revelou um padrão de persistência no comportamento do *spread*, sinalizado pela significância das defasagens da própria variável, especialmente a de dois períodos. Tal resultado indica um caráter inercial relevante, em que aumentos passados influenciam diretamente o comportamento atual, o que pode ser explicado pela rigidez das taxas contratuais e pelas políticas internas de precificação das instituições financeiras.

A importância da taxa Selic como principal variável explicativa do *spread* se destaca tanto pela magnitude de seus coeficientes quanto pela significância estatística robusta nas defasagens de um e dois períodos. Esse resultado reforça a centralidade da política monetária na estruturação do custo do crédito, como discutido por Mishkin (1995). Variações na taxa básica são transmitidas com relativa rapidez ao mercado bancário, elevando os custos de captação e, conseqüentemente, os *spreads* repassados aos tomadores finais. Tais achados endossam a eficácia do canal de juros em ambientes com alta sensibilidade ao custo de oportunidade dos fundos emprestáveis.

Por outro lado, a inflação apresentou significância marginal em algumas defasagens, com impacto positivo sobre o *spread*. Essa relação pode ser interpretada como um reflexo da transferência de riscos inflacionários para os tomadores, exigindo *spreads* mais elevados como forma de proteger o poder de compra do retorno real. Além disso, variações de preços podem implicar incerteza sobre o comportamento futuro da taxa de juros, o que tende a ser precificado de forma conservadora pelos bancos.

Entre os determinantes estruturais, o número de instituições financeiras demonstrou efeito negativo e estatisticamente significativo sobre o *spread*, sugerindo que o aumento da concorrência no setor bancário contribui para a compressão dos custos de intermediação financeira. Esse resultado é coerente com o argumento de Demirgüç-Kunt (1998), segundo o qual ambientes regulatórios que favorecem a entrada de novos agentes no mercado reduzem o poder de precificação dos bancos incumbentes e promovem maior eficiência. No contexto brasileiro, marcado por elevada concentração bancária, esse achado evidencia a importância de políticas de fomento à concorrência e de redução de barreiras regulatórias.

A inadimplência das famílias, por sua vez, mostrou impacto positivo e significativo na defasagem de cinco períodos, o que sugere que os bancos respondem a aumentos no risco de crédito com elevações posteriores no *spread*. Essa defasagem temporal pode refletir tanto o atraso na identificação de deteriorações na qualidade da carteira quanto a rigidez institucional para mudanças imediatas nas taxas. Como argumentado por Stiglitz (1981), a presença de assimetrias informacionais e riscos ocultos tende a ser compensada por *spreads* mais altos, principalmente em contextos onde o sistema de garantias é ineficiente ou o histórico de crédito dos tomadores é limitado.

O PIB, ainda que com efeito estatisticamente significativo, apresentou coeficiente de pequena magnitude. Isso indica que, no curto prazo, a atividade econômica possui influência limitada sobre a determinação dos *spreads*, o que corrobora a visão de que, em economias emergentes, os fatores financeiros e institucionais têm maior peso na precificação do crédito do que variáveis agregadas Levine (2005).

Essas evidências permitem inferir que a formação do *spread* não é apenas uma função de variáveis macroeconômicas ou de política monetária isoladamente, mas resulta de um sistema interdependente de ajustes defasados, expectativas, riscos e estrutura de mercado. Políticas que visem à redução sustentada do *spread* devem, portanto, atacar múltiplos vetores simultaneamente: promover estabilidade macroeconômica, ampliar a competição bancária, melhorar os mecanismos de avaliação de risco e garantir a previsibilidade da política monetária. Apenas uma abordagem coordenada e multidimensional será capaz de produzir efeitos duradouros sobre os custos do crédito no Brasil.

5 Conclusão

O presente estudo investigou os determinantes do *spread* bancário para pessoas físicas no Brasil no período de janeiro de 2013 a julho de 2024, empregando um modelo VECM para capturar as relações dinâmicas de curto e longo prazo entre variáveis monetárias, estruturais e macroeconômicas. A metodologia adotada foi precedida por testes de raiz unitária e cointegração, que evidenciaram a presença de relações estáveis de equilíbrio de longo prazo no sistema.

A significância do termo de correção de erro reforçou a capacidade do modelo em representar ajustes graduais após choques temporários, validando a presença de vínculos estruturais entre as variáveis. Isso indica que o mercado de crédito brasileiro opera em torno de relações de equilíbrio, sendo afetado por perturbações conjunturais que tendem a se dissipar ao longo do tempo. Como argumenta Lütkepohl (2005), modelos VECM são particularmente úteis para descrever a interação de variáveis cointegradas, pois impõem restrições que refletem relações econômicas fundamentais.

Entre os principais achados empíricos, destaca-se o papel central da taxa Selic na formação do *spread*. Sua significância em múltiplas defasagens confirma a efetividade da política monetária como instrumento de gestão do custo do crédito. No entanto, os efeitos defasados e a presença de inércia no próprio *spread* indicam que alterações na Selic não são absorvidas de forma imediata e integral, o que exige prudência na condução das taxas básicas, especialmente em contextos de instabilidade. Estudos recentes, como o de Carvalho (2018), também destacam a importância da política monetária na determinação do *spread* bancário em economias emergentes.

A inadimplência, outro componente essencial, mostrou-se positivamente associada ao *spread*, refletindo a precificação do risco de crédito pelas instituições financeiras. Em contraste, a presença de mais instituições financeiras no mercado apresentou impacto negativo significativo, evidenciando que a ampliação da concorrência contribui de forma efetiva para a redução do custo do crédito. Esse resultado oferece subsídios para políticas que busquem estimular a entrada de novos agentes e reduzir a concentração bancária. De acordo com Beck (2018) Beck et al. (2018), a concorrência bancária é um fator importante na determinação do *spread* bancário, especialmente em economias emergentes.

Embora o PIB e a inflação tenham apresentado significância estatística em alguns lags,

seus efeitos foram relativamente modestos, indicando que, no curto prazo, variáveis de natureza financeira e institucional exercem papel mais decisivo na determinação do *spread*. Tais achados estão em sintonia com a literatura sobre economias emergentes, nas quais a fragilidade das instituições e a concentração bancária intensificam a dependência dos *spreads* em relação à política monetária e à estrutura do mercado, conforme apontado por Demirgüç-Kunt (1998)Demirgüç-Kunt (1998).

Dessa forma, as evidências empíricas sugerem que estratégias voltadas à redução do *spread* devem ir além da manipulação da taxa de juros, incorporando reformas estruturais no sistema bancário e instrumentos de controle de risco. Em particular, políticas que incentivem maior transparência na precificação do crédito, fortaleçam a gestão de risco e ampliem o acesso de novos entrantes ao mercado bancário poderão contribuir para um ambiente de crédito mais eficiente e competitivo.

Referências

- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., and Levine, R. (2018). Bank concentration and crises. *Journal of Financial Economics*, 130(2):267–285.
- Carvalho, F. P. (2018). A política monetária e o spread bancário no brasil. *Revista de Economia Contemporânea*, 22(2):257–276.
- Dantas, Medeiros, C. (2016). Determinantes do spread bancário ex post no mercado brasileiro. *Revista de Administração Mackenzie*, 17(3):102–133.
- de Paula, L. F. (2020). O impacto das taxas de juros no crédito no brasil. *Revista de Economia Política*, 40(2):257–274.
- Demirgüç-Kunt (1998). Law, finance, and firm growth. *Journal of Finance*, 53(6):2107–2137.
- Garcia, M. N., de Oliveira Neto, O. J., and de Oliveira, R. M. (2019). Influência de variáveis socioeconômicas no spread bancário brasileiro. *Revista Global Manager*, 18(1):1–15.
- Goldfajn, I. (2017). A política monetária e a concorrência no setor bancário. *Revista do Banco Central*, 25(1):1–15.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.
- Levine, R. (2005). *Finance and growth: Theory and evidence*. Handbook of economic growth, Elsevier.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4):3–10.
- Oliveira, A. L. (2020). A concorrência no setor bancário e a redução dos spreads no brasil. *Revista de Economia e Finanças*, 15(3):341–356.
- Pearson, K. (1895). Notes on regression and inheritance in the case of two parents. *Proceedings of the Royal Society of London*, 58:240–242.
- Stiglitz, J. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3):393–410.
- Yule, G. U. (1926). Why do we sometimes get nonsense-correlations between time-series?—a study in sampling and the nature of time-series. *Journal of the Royal Statistical Society*, 89(1):1–63.