



UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO
Instituto de Ciências Sociais Aplicadas
Departamento de Ciências Econômicas



Monografia

A EVOLUÇÃO DO PIX COMO MEIO DE PAGAMENTO NO BRASIL: Aspectos históricos, institucionais e evidências empíricas

Samuel Felipe Nascimento Soares de Souza

Mariana, MG
2026

Samuel Felipe Nascimento Soares de Souza

**A EVOLUÇÃO DO PIX COMO MEIO DE PAGAMENTO NO BRASIL:
Aspectos históricos, institucionais e evidências empíricas**

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Ouro Preto, no Instituto de Ciências Sociais Aplicadas, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Áreas de concentração: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Thiago de Sousa Barros

**Mariana, MG
2026**



FOLHA DE APROVAÇÃO

Samuel Felipe Nascimento Soares de Souza

**A EVOLUÇÃO DO PIX COMO MEIO DE PAGAMENTO NO BRASIL:
Aspectos históricos, institucionais e evidências empíricas**

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Ouro Preto como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovada em 31 de julho de 2026.

Membros da banca

Doutor - Thiago de Sousa Barros - Orientador - Universidade Federal de Ouro Preto
Doutor - Chrystian Soares Mendes - Universidade Federal de Ouro Preto
Doutor - Marcelo Aparecido Cabral Nogueira - Universidade Federal de Ouro Preto

Thiago de Sousa Barros, orientador do trabalho, aprovou a versão final e autorizou seu depósito na Biblioteca Digital de Trabalhos de Conclusão de Curso da UFOP em 13/08/2026.



Documento assinado eletronicamente por **Thiago de Sousa Barros, PROFESSOR DE MAGISTERIO SUPERIOR**, em 31/08/2026, às 11:07, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site http://sei.ufop.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **1179210** e o código CRC **8584966C**.

RESUMO

O presente trabalho analisa a evolução do Pix como meio de pagamento no Brasil, combinando abordagem histórico-institucional com análise empírica baseada em dados oficiais extraídos diretamente das interfaces de dados abertos do Banco Central do Brasil (BCB) — o Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) e o portal Olinda de dados abertos. Para este efeito, este estudo examina o processo de concepção, planejamento e implementação desse novo sistema, situando-o no contexto internacional de modernização das infraestruturas de pagamentos instantâneos, e amplia o referencial teórico com os modelos de demanda transacional por moeda de Baumol (1952) e Tobin (1956), a economia de redes e mercados de dois lados (Katz; Shapiro, 1985; Rochet; Tirole, 2003) e a literatura sobre o custo social do numerário (Rogoff, 2016). No plano empírico, investiga-se a hipótese de que o Pix atua como substituto tecnológico do papel-moeda em poder do público (PMPP), por meio de um modelo de demanda por moeda em especificação log-log, complementado por testes de raiz unitária (ADF, KPSS, Zivot-Andrews), cointegração (Johansen e ARDL Bounds Test), Modelo de Correção de Erros (ECM), Vetores Autorregressivos (VAR) com testes de causalidade de Granger, teste de quebra estrutural endógena de Quandt-Andrews e regressão em janelas móveis, com dados mensais de janeiro de 2021 a dezembro de 2025 ($n = 60$). A análise descritiva evidencia crescimento de 744,21% no número de transações e de 578,68% no volume financeiro entre 2021 e 2025, além de mudança expressiva no mix transacional, com a modalidade P2B aproximando-se da P2P como principal uso do sistema. Para além disso, a regressão em níveis indica associação positiva entre Pix e PMPP ($\beta_1 = 0,032$; $p = 0,029$), mas diagnósticos residuais insatisfatórios comprometem sua confiabilidade. Especificações mais robustas oferecem uma leitura mista: o Modelo de Correção de Erros reproduz associação de curto prazo positiva (0,098; $p = 0,019$) e o teste de Granger indica que o PMPP antecede o Pix, e não o inverso; já o ARDL Bounds Test, mais adequado à integração mista das séries, estima coeficiente de longo prazo negativo e marginalmente significativo ($-0,112$; $p = 0,051$), evidência qualificadora em favor da substituição. Em contraste, o volume do Pix correlaciona-se fortemente com a queda nos saques em caixas eletrônicos ($r = -0,91$), indicando que a substituição do numerário ocorre sobretudo no fluxo de retiradas. Por fim, o Teste de Chow identificou quebra estrutural em dezembro de 2021 ($F = 36,96$; $p < 0,001$), coincidente com o Pix Saque e Troco. Portanto, os resultados dessa pesquisa oferecem leitura mais matizada da relação entre pagamentos instantâneos e demanda por moeda do que a hipótese de substituição direta sugere, com implicações para a política monetária, a gestão do numerário e a inclusão financeira no Brasil.

Palavras-chave: Pix. Demanda por moeda. Cointegração. Modelo de correção de erros. Causalidade de Granger. Inclusão financeira.

ABSTRACT

This study analyzes the evolution of Pix as a payment method in Brazil, combining a historical-institutional approach with empirical analysis based on official data retrieved directly from the Central Bank of Brazil's (BCB) open-data interfaces — the Time Series Management System (SGS) and the Olinda open-data portal. To this end, the study examines the conception, planning, and implementation of this new system, situating it within the international context of instant-payment infrastructure modernization, and extends the theoretical framework with the Baumol (1952) and Tobin (1956) transactional money-demand models, network and two-sided market economics (Katz; Shapiro, 1985; Rochet; Tirole, 2003), and the literature on the social cost of cash (Rogoff, 2016). Empirically, this research tests the hypothesis that Pix operates as a technological substitute for currency held by the public (PMPP), through a log-log money-demand model complemented by unit-root tests (ADF, KPSS, Zivot-Andrews), cointegration tests (Johansen and the ARDL Bounds Test), an Error Correction Model (ECM), a Vector Autoregression (VAR) with Granger causality tests, a Quandt-Andrews endogenous structural-break test, and rolling-window regressions, using monthly data from January 2021 to December 2025 ($n = 60$). Descriptive analysis reveals 744.21% growth in transaction volume and 578.68% growth in financial value between 2021 and 2025, alongside a marked shift in the transactional mix, with P2B approaching P2P as the system's leading use case. Furthermore, the levels regression shows a positive association between Pix and PMPP ($\beta_1 = 0.032$; $p = 0.029$), but poor residual diagnostics undermine its reliability. More robust specifications offer a mixed picture: the Error Correction Model reproduces a positive short-run association (0.098; $p = 0.019$) and the Granger test shows that PMPP precedes Pix, not the reverse; the ARDL Bounds Test, more appropriate given the series' mixed integration order, estimates a negative and marginally significant long-run coefficient (-0.112 ; $p = 0.051$), qualifying evidence in favor of substitution. By contrast, Pix volume correlates strongly with the decline in ATM cash withdrawals ($r = -0.91$), indicating that currency substitution occurs mainly in withdrawal flows. Lastly, the Chow test identified a structural break in December 2021 ($F = 36.96$; $p < 0.001$), coinciding with the Pix Saque and Pix Troco rollout. Therefore, the results of this research offer a more nuanced reading of the relationship between instant payments and money demand than a direct substitution hypothesis would suggest, with implications for monetary policy, cash management, and financial inclusion in Brazil.

Keywords: Pix. Money demand. Cointegration. Error correction model. Granger causality. Financial inclusion.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Evolução do volume financeiro, número de transações e usuários cadastrados do Pix (2021–2025).....	40
Tabela 2 - Quantidade de transações anuais por instrumento de pagamento selecionado — Pix, cartão de crédito, cartão de débito e TED (2020–2025), em bilhões	42
Tabela 3 - Taxa de crescimento anual composta (CAGR) por instrumento de pagamento (2021–2025)	43
Tabela 4- Distribuição das instituições participantes do Pix por tipo (Brasil).....	45
Tabela 5- Participação da natureza da transação na quantidade de Pix processada — janeiro de 2021 (censo completo), janeiro de 2023 e janeiro de 2025 (amostras de 5.000 combinações)	47
Tabela 6 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as variáveis do modelo	48
Tabela 7 - Teste KPSS para as variáveis do modelo	49
Tabela 8 - Teste de Zivot-Andrews (quebra endógena) para as variáveis do modelo ...	50
Tabela 9 - Teste de Cointegração de Johansen.....	51
Tabela 10 - Teste de Cointegração por Limites (ARDL Bounds Test).....	52
Tabela 11 - Coeficientes de longo prazo da relação de cointegração (ARDL/UECM) ...	52
Tabela 12 - Estimação do modelo de demanda por moeda (variável dependente: $\ln(\text{PMPP})$).....	54
Tabela 13 - Testes de diagnóstico dos resíduos (Modelo 1).....	55
Tabela 14 - Somas dos Quadrados dos Resíduos — Teste de Chow (quebra em dez/2021)	56
Tabela 15 - Coeficientes de $\ln(\text{VolPix})$ por subperíodo, em torno da quebra de dez/2021	57
Tabela 16 - Teste de Quandt-Andrews: busca endógena do ponto de quebra	57
Tabela 17 - Modelo de Correção de Erros (variável dependente: $\Delta \ln(\text{PMPP})$)	58
Tabela 18 - Teste de causalidade de Granger entre Pix e PMPP	59
Tabela 19 - Regressão em janela móvel (24 meses): trajetória do coeficiente de $\ln(\text{VolPix})$	60

Tabela 20 - Matriz de Correlação de Pearson entre meios de pagamento e PMPP (mensal, 2021–25)	61
Tabela 21 - Matriz de correlação de Pearson (trimestral, 2021–2025) com cartões e saques em ATM	62

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Recomendações de política econômica derivadas das evidências empíricas sobre o Pix	65
---	----

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Meios de pagamento por quantidade (mil)	41
Gráfico 2 - Meios de pagamento por valor (milhão)	41
Gráfico 3 - Instituições participantes do Pix entre fev/2024 e jan/2026.....	44
Gráfico 4 - Quantidade mensal de pagamentos/transferências por meios entre mar/2023 e dez/2025.....	46
Gráfico 5 - Valor mensal de pagamentos/transferências (em milhões) por meios entre mar/2023 e dez/2025	46

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	9
2. ASPECTOS HISTÓRICOS E CONCEITUAIS DO PIX.....	12
2.1 A Difusão Internacional dos Pagamentos Instantâneos.....	14
3. A GÊNESE, O PLANEJAMENTO E A IMPLEMENTAÇÃO DO PIX NO CONTEXTO BRASILEIRO.....	19
3.1 O Pix como Infraestrutura Pública de Pagamentos: Economia de Plataformas e Inclusão Financeira.....	22
4. METODOLOGIA.....	24
4.1 Delineamento da Pesquisa e Natureza do Estudo	24
4.2 Unidade de Análise, Recorte Temporal e Objeto Empírico	25
4.3 Fontes de Dados, Procedimentos de Coleta e Tratamento.....	25
4.4 Estratégia de Análise: Descrição, Correlação e Econometria	26
4.5 Testes Estatísticos de Verificação de Premissas	29
4.6 Limitações e Critérios de Validade.....	38
5. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DE RESULTADOS	40
5.1 Evolução do Pix no Período 2021–2025.....	40
5.2 Participação Institucional e Perfil dos Usuários	43
5.3 Decomposição do Mix Transacional	47
5.4 Testes de Raiz Unitária e Cointegração.....	48
5.5 Modelo de Demanda por Moeda em Níveis: Estimação e Diagnóstico	53
5.6 Quebra Estrutural: Teste de Chow e Teste de Quandt-Andrews	56
5.7 Modelo de Correção de Erros (ECM).....	58
5.8 Vetores Autorregressivos, Causalidade de Granger e Função de Resposta a Impulso.....	59

5.9 Regressão em Janela Móvel: Trajetória Temporal da Elasticidade	60
5.10 Matriz de Correlação entre Meios de Pagamento	61
5.11 Análises Complementares: Pressão Competitiva sobre o Cartão de Débito	63
5.12 Síntese dos Resultados: Reinterpretando a Hipótese de Substituição	63
5.13 Recomendações de Política Econômica.....	64
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	67
REFERÊNCIAS	71

1. INTRODUÇÃO

Os sistemas de pagamentos desempenham papel estruturante nas economias contemporâneas, uma vez que constituem o suporte operacional das trocas econômicas e da circulação monetária. A forma como esses sistemas são organizados, regulados e utilizados influencia diretamente o funcionamento dos mercados, a eficiência das transações e a articulação entre agentes econômicos. Ao longo do tempo, transformações tecnológicas e institucionais têm provocado alterações significativas nos instrumentos e nas infraestruturas de pagamento, deslocando progressivamente o uso de meios físicos para soluções baseadas em tecnologia digital (Bech; Hancock, 2020).

A digitalização dos meios de pagamento intensificou-se nas últimas décadas em decorrência da expansão das tecnologias da informação, da conectividade em rede e da disseminação de dispositivos móveis. Esse processo ampliou o debate acadêmico sobre a reorganização das infraestruturas financeiras e sobre o papel das instituições responsáveis pela sua coordenação. Conforme Arner, Barberis e Buckley (2016) a incorporação de soluções digitais aos sistemas de pagamento não representa apenas uma mudança instrumental, mas implica reconfigurações mais amplas nas relações entre usuários, instituições financeiras e autoridades monetárias.

Nesse contexto, os sistemas de pagamentos passaram a ser analisados não apenas sob a ótica operacional, mas também como objetos de estudo relevantes para a compreensão das transformações estruturais dos sistemas financeiros. A literatura recente destaca que a evolução desses sistemas está associada à busca por maior velocidade de processamento, redução de custos operacionais e aprimoramento da segurança das transações, especialmente no segmento de pagamentos de varejo (Khiaonarong; Humphrey, 2022). Tais demandas impulsionaram a adoção de novas arquiteturas tecnológicas e institucionais em diferentes países.

A emergência dos pagamentos digitais instantâneos insere-se nesse movimento mais amplo de transformação dos meios de pagamento. Esses sistemas passaram a ocupar espaço central no debate acadêmico e regulatório por operarem de forma contínua, com liquidação em tempo real e integração entre múltiplos participantes do sistema financeiro. Estudos apontam que a disseminação dessas infraestruturas reflete mudanças no comportamento dos usuários, na

organização dos mercados financeiros e nas estratégias adotadas pelas autoridades monetárias para garantir o funcionamento eficiente dos sistemas de pagamento (Auer; Cornelli; Frost, 2020).

No Brasil, a criação do Pix ocorreu em um cenário marcado por transformações significativas no uso dos meios de pagamento digitais. A introdução desse sistema representou uma alteração relevante na forma como transferências de recursos passaram a ser realizadas no âmbito do sistema financeiro nacional. A análise de sua trajetória enquanto meio de pagamento demanda, contudo, uma abordagem que considere o processo de sua evolução ao longo do tempo, inserindo-o em um contexto mais amplo de mudanças estruturais nos sistemas de pagamento.

A literatura tem enfatizado que a compreensão dos sistemas de pagamentos digitais requer a análise de seus processos históricos de formação, consolidação e adaptação institucional. Conforme destaca Schapiro, Mouallem e Dantas (2023) a evolução desses sistemas não ocorre de maneira instantânea, mas resulta de um conjunto de decisões técnicas, regulatórias e organizacionais que se desenvolvem ao longo do tempo. Dessa forma, o estudo do Pix enquanto meio de pagamento pressupõe a investigação de sua evolução no contexto do sistema financeiro brasileiro.

Apesar da crescente presença do Pix nas transações econômicas cotidianas, a análise acadêmica de sua evolução ainda se apresenta como um campo em consolidação. Este trabalho justifica-se por analisar como o Pix se estruturou, integrou-se aos meios de pagamento existentes e influenciou a dinâmica do sistema de pagamentos brasileiro. Diante desse cenário, o problema de pesquisa que orienta esta monografia consiste em demonstrar a evolução do Pix como meio de pagamentos no Brasil. Este estudo tem como objetivo analisar o processo de concepção, planejamento e implementação do Pix, situando-o no contexto internacional de modernização das infraestruturas de pagamentos instantâneos. A investigação parte da premissa de que o Pix deve ser compreendido como resultado de um processo histórico e institucional, inserido em uma trajetória mais ampla de transformação dos sistemas de pagamento.

Os capítulos seguintes apresentam a revisão da literatura sobre a evolução dos meios de pagamento e dos sistemas de pagamentos instantâneos em âmbito internacional e nacional, com ênfase nos antecedentes conceituais e institucionais que culminaram na criação do Pix (capítulo 2). Na sequência, são discutidos os aspectos que orientam o processo de evolução do Pix como meio de pagamentos no Brasil (capítulo 3). A metodologia adotada é apresentada no capítulo 4, após o referencial teórico, com destaque para o uso do estudo de eventos, uma abordagem quantitativa e

descritiva aplicada à variação no volume de transações via Pix. Por fim, são discutidos os resultados obtidos a partir da análise dos dados e suas implicações para o funcionamento dos sistemas financeiros digitais (capítulo 5), seguidos das considerações finais do estudo, amalgamadas no capítulo 6, que antecede o detalhamento das referências utilizadas na elaboração desta monografia. Adicionalmente, o capítulo 5 amplia a bateria de testes econométricos empregados na literatura prévia sobre o tema, incorporando diagnósticos de especificação, modelo de correção de erros, causalidade de Granger e busca endógena de quebra estrutural, de modo a submeter a hipótese de substituição tecnológica a um escrutínio estatístico mais rigoroso do que o usualmente empregado em monografias de graduação.

2. ASPECTOS HISTÓRICOS E CONCEITUAIS DO PIX

A evolução dos sistemas de pagamentos ao longo das últimas décadas está diretamente associada às transformações tecnológicas, institucionais e regulatórias que reconfiguraram o funcionamento dos mercados financeiros em escala global. A partir do final do século XX, o avanço da digitalização bancária, aliado à expansão da internet e dos dispositivos móveis, intensificou o debate sobre a eficiência, a segurança e a velocidade das transferências financeiras, especialmente no âmbito dos pagamentos de varejo. Nesse contexto, organismos internacionais, bancos centrais e autoridades monetárias passaram a discutir modelos alternativos aos sistemas tradicionais baseados em liquidações diferidas, os quais apresentavam limitações estruturais em termos de tempo de processamento, custo operacional e acessibilidade (Bech; Hancock, 2020), o que será esmiuçado com maior precisão teórica ao longo deste capítulo.

A hipótese de que instrumentos de pagamento digitais substituem o papel-moeda em circulação não é uma proposição nova na literatura monetária, mas encontra fundamento direto nos modelos de demanda transacional por moeda desenvolvidos por Baumol (1952) e Tobin (1956). No modelo de Baumol-Tobin, os agentes econômicos escolhem a quantidade de moeda a manter em caixa ponderando o custo de oportunidade de reter recursos sem remuneração (a taxa de juros de mercado) contra o custo de transação associado a conversões frequentes entre ativos remunerados e moeda corrente. Formalmente, a demanda média por moeda no modelo é dada por $M^* = \sqrt{(bY / 2i)}$, em que b representa o custo fixo por transação de conversão, Y a renda (ou o volume total de gastos no período) e i a taxa de juros nominal. A implicação central desse arcabouço para a presente pesquisa é que qualquer inovação capaz de reduzir o custo de transação b — como a disponibilidade ininterrupta e o custo marginal nulo do Pix para pessoas físicas — deveria, *ceteris paribus*, reduzir a demanda média por saldos monetários líquidos, incluindo o papel-moeda em poder do público.

Essa previsão teórica é reforçada pela literatura sobre o custo social do numerário. Rogoff (2016) argumenta que a manutenção de grandes volumes de papel-moeda em circulação impõe custos sociais relevantes — favorecendo a evasão fiscal, a informalidade e a atividade ilícita —, de modo que a difusão de meios de pagamento digitais eficientes tenderia a deslocar parte da demanda por moeda física para saldos em conta, especialmente quando tal migração não implica perda de liquidez ou de privacidade significativa para o usuário. Friedman (1969), em sua discussão

sobre a quantidade ótima de moeda, já apontava que o custo de produção e manutenção de um meio de troca físico constitui uma ineficiência que arranjos institucionais alternativos poderiam mitigar. Tomados em conjunto, esses argumentos compõem a base teórica da hipótese de substituição tecnológica testada empiricamente no capítulo 5.

Entretanto, a literatura também reconhece mecanismos que operam na direção oposta. Freedman (2000) observa que a proliferação de moeda eletrônica não implica, necessariamente, redução do estoque agregado de meios de pagamento, pois parte da expansão dos instrumentos digitais pode refletir crescimento da própria atividade econômica, formalização de transações antes não registradas ou efeito-renda associado à maior conveniência transacional — hipóteses que, se dominantes, produziriam associação positiva, e não negativa, entre o volume de pagamentos instantâneos e a demanda agregada por moeda, ainda que a divisão relativa entre numerário físico e depósitos à vista se altere. Essa ambiguidade teórica — substituição no nível individual *versus* possível complementaridade no nível agregado, em razão do crescimento e da formalização da economia — é o que justifica submeter a hipótese a testes estatísticos formais, em vez de presumir seu sinal *a priori*, tal como se procede na seção 5.5 deste trabalho.

Um segundo pilar teórico relevante para a compreensão da trajetória do Pix é a economia de redes e dos mercados de dois lados. Katz e Shapiro (1985) demonstram que bens sujeitos a externalidades de rede — nos quais o valor de uso para cada participante cresce com o número total de usuários — tendem a apresentar dinâmicas de adoção não lineares, com fase inicial lenta seguida de crescimento acelerado após se atingir uma massa crítica de usuários, e posterior desaceleração ao se aproximar da saturação do mercado potencial. Rochet e Tirole (2003) estendem esse arcabouço para plataformas que intermedeiam dois grupos distintos de agentes — no caso do Pix, pagadores e recebedores, ou usuários pessoas físicas e estabelecimentos comerciais —, mostrando que a viabilidade da plataforma depende da precificação e da coordenação simultânea de ambos os lados do mercado. Rysman (2009) revisa a evidência empírica sobre mercados de dois lados e destaca o papel de arranjos institucionais — inclusive a intervenção regulatória — na superação do problema de coordenação inicial, quando nenhum dos lados do mercado tem incentivo a aderir à plataforma antes que o outro lado já esteja presente.

Esse referencial explica por que a trajetória de adoção do Pix, discutida de maneira mais aprofundada no capítulo 5, segue o formato de curva em S característico dos modelos de difusão de inovações. Formalmente, o modelo de Bass (1969) descreve a taxa de adoção acumulada $F(t)$

de uma inovação por meio da equação diferencial $dF(t)/dt = [p + q \cdot F(t)] \cdot [1 - F(t)]$, em que p representa o coeficiente de inovação (adoção independente de influência social, associada por exemplo à obrigatoriedade regulatória de oferta do Pix pelas instituições financeiras) e q o coeficiente de imitação (adoção por efeito de rede e contágio social). A magnitude elevada de q , plausível no caso do Pix dado o caráter gratuito e "interoperável" do sistema, é consistente com a fase de crescimento acelerado identificada entre 2021 e 2023 e com a desaceleração observada a partir de 2024, quando a base de usuários se aproxima da saturação da população economicamente ativa bancarizada — padrão também descrito, em termos qualitativos, pela teoria da difusão de inovações de Rogers (2003).

A centralidade do Banco Central do Brasil na coordenação do Pix — em contraste com arranjos privados de pagamento móvel, como o M-Pesa queniano discutido na seção 2.1 — encontra, portanto, justificativa teórica direta na literatura de mercados de dois lados: ao mandar a participação de instituições financeiras autorizadas e garantir interoperabilidade plena desde o lançamento, o regulador eliminou o problema de coordenação que tipicamente retarda a adoção de novas infraestruturas de pagamento, permitindo que o Pix atingisse a massa crítica de usuários em prazo substancialmente inferior ao observado em arranjos conduzidos exclusivamente pelo setor privado.

2.1 A Difusão Internacional dos Pagamentos Instantâneos

As primeiras reflexões sistemáticas sobre pagamentos instantâneos surgiram no âmbito dos debates promovidos pelo Banco de Compensações Internacionais, especialmente por meio do Comitê de Pagamentos e Infraestruturas de Mercado. Esses debates enfatizavam a necessidade de sistemas capazes de operar em tempo real, com liquidação imediata e disponibilidade contínua, visando reduzir riscos sistêmicos e ampliar a eficiência das transações financeiras (CPMI, 2020). Conforme Bech et al. (2021) a crescente interdependência entre economias nacionais e a intensificação dos fluxos financeiros globais reforçaram a percepção de que os modelos tradicionais de compensação bancária já não atendiam às demandas de uma economia digitalizada e orientada à instantaneidade.

A partir dos anos 2000, alguns países iniciaram experiências pioneiras com sistemas de transferências analisadas em tempo real. O caso do *Real-Time Gross Settlement* (RTGS),

inicialmente concebido para operações de grande valor, serviu como base conceitual para a adaptação desses mecanismos ao varejo financeiro. No entanto, a transposição dessa lógica para pagamentos de pequeno valor exigiu inovações institucionais, tecnológicas e regulatórias mais profundas, especialmente no que se refere à interoperabilidade entre instituições financeiras e à padronização de mensagens de pagamento (BIS, 2018).

Além disso, embora os sistemas de pagamentos instantâneos, tal como atualmente concebidos e operados por bancos centrais, tenham se consolidado apenas a partir da década de 2010, houveram experiências anteriores que desempenharam papel fundamental na construção conceitual desses modelos. Nesse contexto, destaca-se o caso do Quênia, onde, em 2007, foi lançado o sistema M-Pesa, uma plataforma de pagamentos móveis que permitia transferências eletrônicas de valores em tempo quase real por meio de dispositivos celulares, independentemente da vinculação formal dos usuários ao sistema bancário tradicional (Jack; Suri, 2011).

O M-Pesa foi desenvolvido, inicialmente, como uma solução voltada à transferência de recursos entre indivíduos em um contexto marcado por baixa bancarização e infraestrutura financeira limitada. Seu funcionamento baseava-se na utilização de redes de telefonia móvel, agentes locais e contas eletrônicas pré-pagas, possibilitando a realização de pagamentos e remessas com elevada rapidez e baixo custo operacional (Mas; Radcliffe, 2010). Embora não se tratasse de um sistema de liquidação em tempo real operado por um banco central, a experiência queniana introduziu elementos que posteriormente se tornariam centrais nos pagamentos instantâneos modernos, como a disponibilidade contínua, a simplicidade operacional e a ampla acessibilidade.

A literatura econômica e financeira reconhece que o impacto do M-Pesa extrapolou o contexto nacional, tornando-se objeto de estudos comparativos e referência para formuladores de políticas públicas em diversos países. Conforme destaca Suri (2017) a experiência do Quênia demonstrou empiricamente que sistemas de pagamento baseados em tecnologia digital poderiam operar de forma segura, escalável e eficiente fora da estrutura bancária tradicional, o que contribuiu para a ampliação do debate internacional sobre inovação nos meios de pagamento.

A partir dessa experiência, organismos multilaterais e autoridades monetárias passaram a incorporar, em seus estudos e recomendações, a noção de que sistemas de pagamentos deveriam priorizar a velocidade, a interoperabilidade e a inclusão. Segundo Evans e Pirchio (2015) o sucesso do M-Pesa influenciou diretamente a formulação de políticas relacionadas a pagamentos digitais

em países emergentes, ao evidenciar que a eficiência dos sistemas de pagamento poderia ser ampliada por meio de arranjos tecnológicos alternativos e modelos institucionais flexíveis.

No entanto, é importante destacar que os sistemas de pagamentos instantâneos implementados posteriormente por bancos centrais diferem substancialmente do modelo queniano em termos de governança, arquitetura e objetivos regulatórios. Como mostra Aurazo e Gasmi (2024), enquanto o M-Pesa no Quênia se consolidou como uma plataforma privada de pagamentos móveis operada por uma empresa de telecomunicações, arranjos como o UPI na Índia e o Pix no Brasil foram desenhados como infraestruturas de pagamentos de caráter público, operadas pelos bancos centrais, com operações no sistema bancário nacional e plena integração ao sistema financeiro formal.

Ainda assim, a experiência do Quênia exerceu influência indireta sobre o desenho desses sistemas ao demonstrar a viabilidade operacional de pagamentos rápidos e acessíveis em larga escala. Estudos posteriores indicam que, ao longo da década de 2010, autoridades monetárias de diversos países analisaram o caso do M-Pesa como referência empírica para compreender os impactos econômicos, sociais e institucionais da digitalização dos meios de pagamento (Ozili, 2018). Esse processo contribuiu para a consolidação de uma agenda internacional voltada à modernização das infraestruturas de pagamento.

Dessa maneira, a consolidação do conceito de pagamentos instantâneos ocorreu, sobretudo, a partir da década de 2010, quando diversos países passaram a implementar infraestruturas nacionais específicas para esse fim. Experiências como o *Faster Payments*, no Reino Unido, o *SEPA Instant Credit Transfer*, na União Europeia, e o *Immediate Payment Service* (IMPS), na Índia, demonstraram que a adoção de sistemas instantâneos estava associada a ganhos operacionais, maior inclusão financeira e estímulo à inovação no setor de serviços financeiros (Khiaonarong; Humphrey, 2022). Esses sistemas compartilhavam características comuns, como liquidação em tempo real, funcionamento ininterrupto e a centralidade do BACEN ou de entidades reguladoras na governança da infraestrutura.

A literatura destaca que a implementação desses sistemas não ocorreu de forma homogênea, sendo fortemente condicionada pelas especificidades institucionais e regulatórias de cada país. Neste sentido, conforme Arner, Barberis e Buckley (2016), a adoção bem-sucedida de pagamentos instantâneos dependeu da articulação entre políticas públicas, regulação prudencial e incentivos à participação do setor privado. Portanto, o papel dos bancos centrais foi gradualmente ampliado,

deixando de atuar apenas como supervisores para assumirem funções de operadores ou coordenadores das infraestruturas de pagamento.

No plano internacional, observa-se que a difusão dos pagamentos instantâneos também foi impulsionada pela emergência das *fintechs* e pelo aumento da competição no setor financeiro. A entrada de novos agentes, frequentemente alheios à estrutura bancária tradicional, pressionou autoridades monetárias a repensarem os modelos existentes de pagamentos, de modo a preservar a estabilidade financeira sem comprometer a inovação (Carstens, 2021). Esse cenário reforçou a necessidade de sistemas abertos, interoperáveis e baseados em padrões técnicos comuns, capazes de integrar diferentes tipos de instituições.

A partir de 2015, organismos multilaterais passaram a recomendar explicitamente a adoção de infraestruturas de pagamentos instantâneos como instrumento de modernização dos sistemas financeiros nacionais. O Banco Mundial e o Fundo Monetário Internacional destacaram esses sistemas como elementos estratégicos para a ampliação da inclusão financeira, especialmente em economias emergentes, ao reduzir barreiras de acesso e custos de transação (Joshi, 2025). Conforme enfatiza Auer, Cornelli e Frost (2020) a disseminação dessas infraestruturas também criou as bases técnicas e institucionais para a integração futura com moedas digitais emitidas por bancos centrais.

Nesse contexto internacional, o debate sobre governança tornou-se central. Estudos recentes apontam que os modelos mais eficazes foram aqueles nos quais o banco central exerceu papel coordenador, garantindo neutralidade competitiva, segurança operacional e padronização tecnológica (Gnan; Masciandaro, 2021). Essa abordagem mitigou riscos de fragmentação do sistema e assegurou a interoperabilidade entre diferentes prestadores de serviços de pagamento, condição considerada essencial para o funcionamento eficiente dos pagamentos instantâneos.

A experiência internacional também evidenciou que a implementação desses sistemas exige processos extensos de planejamento e negociação entre os diversos atores envolvidos. Conforme Kosse e Mattei (2022) a definição de regras operacionais, protocolos de segurança, modelos de liquidação e estruturas tarifárias demandou anos de discussão em diversos países, frequentemente acompanhadas de consultas públicas e fases piloto. Esse processo gradual permitiu ajustes institucionais e tecnológicos antes da entrada em operação plena dos sistemas.

À medida que essas experiências se consolidavam, países da América Latina passaram a observar com maior atenção os resultados obtidos em outras regiões. O êxito de sistemas asiáticos

e europeus contribuiu para a difusão do entendimento de que pagamentos instantâneos poderiam desempenhar papel estruturante nos sistemas financeiros nacionais, especialmente em contextos marcados por elevada informalidade e concentração bancária (Aurazo; Gasmi, 2024). Esse ambiente internacional constituiu o pano de fundo no qual se inseriram as discussões iniciais sobre a criação de um sistema de pagamentos instantâneos no Brasil.

Antes de sua implementação nacional, o modelo brasileiro foi precedido por um processo de análise comparada das experiências internacionais, com especial atenção às soluções adotadas por países que enfrentavam desafios institucionais semelhantes. Conforme relatado por Schapiro, Mouallem e Dantas (2023), as autoridades brasileiras acompanharam de forma sistemática a evolução desses sistemas no exterior, incorporando práticas relacionadas à governança centralizada, interoperabilidade plena e acesso amplo ao sistema financeiro.

Assim, a chegada do Pix ao Brasil não representou um movimento isolado, mas a culminância de um processo internacional de transformação dos sistemas de pagamentos, fundamentado em debates técnicos, experiências regulatórias e avanços tecnológicos acumulados ao longo de décadas. O contexto global, marcado pela consolidação dos pagamentos instantâneos como padrão emergente, forneceu as bases conceituais, institucionais e operacionais que orientaram as etapas subsequentes de planejamento e implementação do sistema brasileiro, as quais serão abordadas de forma específica na sequência deste trabalho.

3. A GÊNESE, O PLANEJAMENTO E A IMPLEMENTAÇÃO DO PIX NO CONTEXTO BRASILEIRO

A consolidação de sistemas de pagamento instantâneos no Brasil insere-se em um movimento institucional mais amplo de modernização da infraestrutura financeira nacional, impulsionado por transformações tecnológicas, mudanças nos hábitos de consumo e demandas por maior eficiência nos meios de transferência de recursos (Garcia, 2023). No contexto brasileiro, essa trajetória culminou na criação do Pix, sistema de pagamentos instantâneos desenvolvido e operado pelo Banco Central do Brasil, cuja concepção resulta de um processo gradual de diagnósticos, estudos técnicos, articulações regulatórias e decisões institucionais fundamentadas em evidências empíricas e análises comparativas internacionais (Cordeiro, 2023).

A origem da ideia de um sistema de pagamentos instantâneos no Brasil remonta ao reconhecimento, por parte das autoridades monetárias, das limitações estruturais dos instrumentos de pagamento tradicionais, como transferências interbancárias convencionais, boletos bancários e cartões. Segundo Garcia (2023) esses instrumentos apresentavam custos operacionais elevados, prazos extensos para liquidação e barreiras de acesso que restringiam a inclusão financeira de parcelas significativas da população. Esse diagnóstico foi reforçado por estudos conduzidos no âmbito do Sistema de Pagamentos Brasileiro (SPB), que apontaram a necessidade de mecanismos mais eficientes, interoperáveis e acessíveis para a circulação de recursos no ambiente digital.

O Banco Central do Brasil passou a estruturar, a partir de 2016, uma agenda institucional voltada à inovação financeira, alinhada às diretrizes internacionais de modernização dos sistemas de pagamento. Conforme relata Araújo (2024) esse movimento foi consolidado com a criação do Laboratório de Inovações Financeiras e Tecnológicas (Lift), espaço destinado à experimentação regulatória e ao diálogo entre o regulador, instituições financeiras e agentes de tecnologia. Nesse ambiente, a discussão sobre pagamentos instantâneos ganhou centralidade, especialmente diante da expansão de soluções privadas digitais que operavam à margem de uma padronização nacional.

O processo de planejamento do Pix foi formalmente iniciado em 2018, quando o Banco Central instituiu grupos de trabalho específicos para analisar modelos internacionais de pagamentos instantâneos e avaliar sua aplicabilidade ao contexto brasileiro. De acordo com o Banco Central do Brasil (2020), foram examinadas experiências de países como Reino Unido, Índia e Suécia, considerando aspectos técnicos, jurídicos e operacionais. A partir dessas análises, optou-

se por um modelo centralizado de liquidação, sob governança do Banco Central, com participação obrigatória das instituições financeiras autorizadas, o que asseguraria interoperabilidade, segurança sistêmica e ampla capilaridade.

A fase de negociação institucional envolveu intenso diálogo com bancos, cooperativas de crédito, instituições de pagamento e representantes do setor de tecnologia. Para Barba (2023) esse processo buscou harmonizar interesses diversos, equilibrando a necessidade de inovação com a preservação da estabilidade financeira. As consultas públicas realizadas pelo Banco Central desempenharam papel central nesse estágio, permitindo a incorporação de contribuições técnicas relativas à estrutura do sistema, à experiência do usuário e aos mecanismos de prevenção a riscos operacionais e de fraude.

Do ponto de vista normativo, o arcabouço regulatório do Pix foi estruturado principalmente por meio de resoluções do Conselho Monetário Nacional (CMN) e resoluções, circulares e instruções normativas do Banco Central do Brasil (BCB), editadas entre 2020 e 2022, que disciplinam a criação, a operação e a supervisão do sistema de pagamentos instantâneos. Entre os principais atos normativos, destaca-se a Resolução BCB nº 1, de 12 de agosto de 2020, que instituiu o Pix e definiu suas características fundamentais, estabelecendo-o como arranjo de pagamento integrante do Sistema de Pagamentos Brasileiro, sob gestão do Banco Central do Brasil. Essa resolução fixou os princípios gerais do sistema, as responsabilidades do regulador e a obrigatoriedade de participação de determinadas instituições financeiras e de pagamento autorizadas a funcionar pelo Banco Central.

Complementarmente, a Resolução BCB nº 1, de 12 de agosto de 2020, dispôs sobre o regulamento do Pix, detalhando os requisitos de participação, as modalidades de transação, os deveres dos participantes diretos e indiretos, bem como os mecanismos de governança e de gerenciamento de riscos. Esse normativo estabeleceu, ainda, diretrizes voltadas à neutralidade competitiva, à interoperabilidade e à eficiência operacional do sistema.

Antecedentemente, a Circular BCB nº 4.027, de 12 de junho de 2020, regulamentou aspectos específicos relacionados à iniciação de transações de pagamento e à comunicação entre os sistemas das instituições participantes, reforçando a padronização tecnológica e a interoperabilidade do Pix. Esse normativo contribuiu para consolidar a arquitetura aberta do sistema, alinhada às diretrizes de inovação financeira e concorrência regulada. Esse conjunto normativo, conforme analisado por Pereira (2022), estruturou um regime regulatório coerente e

integrado, capaz de definir responsabilidades institucionais, assegurar a liquidação em tempo real das transações e garantir a supervisão contínua da infraestrutura de pagamentos instantâneos no Brasil, em consonância com os princípios do Sistema de Pagamentos Brasileiro e com as diretrizes internacionais de estabilidade financeira.

Vale destacar ainda que a implementação do Pix ocorreu de forma gradual e planejada, organizada em fases sucessivas, conforme cronograma e diretrizes estabelecidos pelo Banco Central do Brasil, no âmbito da “Agenda BC”. Essa estratégia visou assegurar a adaptação progressiva das instituições financeiras, a estabilidade operacional dos sistemas e a mitigação de riscos associados à adoção de novas infraestruturas tecnológicas no Sistema Financeiro Nacional (Grabenschröer, 2024).

Em linhas gerais, a Fase 1 concentrou-se nos canais de atendimento, nos produtos e serviços essenciais e nas operações básicas, como abertura de contas de depósitos à vista e operações de crédito. Essa etapa teve como objetivo garantir que as instituições participantes estivessem aptas a oferecer funcionalidades mínimas padronizadas, assegurando a interoperabilidade inicial do sistema e a integração com as rotinas já existentes no Sistema de Pagamentos Brasileiro (Pereira, 2022).

Na sequência, a Fase 2 ampliou o escopo regulatório para abranger os cadastros e transações relacionadas aos produtos e serviços da fase anterior. Nessa etapa, foram consolidados os mecanismos de registro, atualização e compartilhamento de informações cadastrais, reforçando a padronização dos dados e a eficiência operacional das transações. Essa fase foi fundamental para aprimorar a governança do sistema e assegurar maior consistência no fluxo de informações entre os participantes (Grabenschröer, 2024).

A Fase 3 introduziu os serviços de iniciação de transação de pagamento e de encaminhamento de propostas de operações de crédito. Essa etapa representou um avanço significativo no processo de integração entre instituições financeiras e instituições de pagamento, ao permitir a atuação de iniciadores de pagamento, em consonância com os princípios de interoperabilidade e concorrência regulada. O objetivo central foi ampliar as possibilidades de uso do Pix, preservando a segurança e a rastreabilidade das operações (Pereira, 2022).

Por fim, a Fase 4 contemplou a incorporação de outros produtos, serviços e transações de clientes, incluindo operações relacionadas a câmbio, investimentos, seguros e contas-salário. Essa etapa marcou a consolidação do modelo regulatório, ao expandir o alcance do sistema para além

das transferências básicas, integrando o Pix de forma mais ampla às atividades financeiras cotidianas e às demais infraestruturas do sistema financeiro nacional (Pereira, 2022).

Outro elemento fundamental da implementação foi a criação do Diretório de Identificadores de Contas Transacionais (DICT), que possibilitou a vinculação de chaves simplificadas às contas dos usuários. Conforme Barba (2023), esse mecanismo representou uma inovação relevante ao reduzir a complexidade das transações e minimizar erros operacionais, ao mesmo tempo em que manteve padrões elevados de segurança da informação. A estrutura do DICT foi integrada aos sistemas das instituições participantes, assegurando interoperabilidade e rastreabilidade das operações.

No contexto brasileiro, a adoção do Pix também foi influenciada por fatores socioeconômicos e institucionais específicos, pois conforme Gonçalves (2025) o elevado grau de bancarização digital, associado à disseminação de dispositivos móveis, criou condições favoráveis para a rápida difusão do sistema. Ainda, políticas públicas voltadas à inclusão financeira contribuíram para ampliar o acesso de populações historicamente marginalizadas aos serviços de pagamento digital.

Sendo assim, percebe-se que a consolidação do Pix como infraestrutura nacional de pagamentos evidencia a atuação do Estado como agente coordenador da inovação financeira, sem prejuízo à participação do setor privado. Esse modelo híbrido de governança permitiu combinar eficiência operacional, segurança jurídica e estímulo à concorrência, inserindo o Brasil em um patamar avançado no cenário internacional de sistemas de pagamento instantâneo (Silva et al., 2024). Ao longo de sua trajetória de concepção, planejamento e implementação, o Pix configurou-se como resultado de um processo institucional estruturado, baseado em evidências empíricas, diálogo regulatório e alinhamento às melhores práticas internacionais. Esse percurso revela a importância da coordenação entre inovação tecnológica, regulação econômica e políticas públicas no desenvolvimento de infraestruturas financeiras modernas e acessíveis no contexto brasileiro.

3.1 O Pix como Infraestrutura Pública de Pagamentos: Economia de Plataformas e Inclusão Financeira

A opção institucional por um arranjo de pagamentos instantâneos operado diretamente pelo Banco Central do Brasil, e não por um consórcio privado, é consistente com a literatura sobre bens de infraestrutura sujeitos a fortes externalidades de rede. Quando a interoperabilidade entre

provedores concorrentes não pode ser assegurada espontaneamente pelo mercado — por ausência de incentivo individual das instituições financeiras responsáveis em compartilhar sua base de clientes com concorrentes —, a coordenação centralizada por um regulador dotado de poder normativo tende a acelerar a adoção e a reduzir a fragmentação da infraestrutura, tal como argumentam Rochet e Tirole (2003) para plataformas de dois lados em geral e como constataam Aurazo e Gasmi (2024) especificamente para os arranjos públicos de pagamento instantâneo da Índia e do Brasil, em contraste com o modelo privado do M-Pesa queniano.

Sob a ótica da economia do desenvolvimento financeiro, a literatura sobre inclusão financeira oferece um segundo eixo teórico relevante. Demirgüç-Kunt e Klapper (2012), em estudo seminal sobre a mensuração da inclusão financeira em escala global, demonstram que o custo de abertura e manutenção de contas bancárias, a distância física até agências e a ausência de instrumentos de pagamento de baixo custo constituem as principais barreiras à inclusão de populações de baixa renda no sistema financeiro formal. Um sistema de pagamentos instantâneos gratuito para pessoas físicas, interoperável entre todas as instituições autorizadas e acessível por meio de dispositivos móveis já amplamente difundidos na população brasileira atua diretamente sobre essas barreiras, o que fundamenta teoricamente a hipótese, discutida na seção 6 deste trabalho a partir da evidência de Cayres (2025), de que a intensidade de uso do Pix está associada a ganhos de inclusão financeira em nível municipal.

Esses dois arcabouços teóricos — a economia de plataformas de dois lados e a literatura de inclusão financeira — não são mutuamente excludentes; ao contrário, reforçam-se mutuamente na medida em que a governança pública do Pix reduz o custo de coordenação entre pagadores e recebedores e, simultaneamente, amplia o acesso de segmentos historicamente desbancarizados a um instrumento de pagamento eletrônico, dois efeitos que se manifestam de forma entrelaçada nos dados apresentados no capítulo 5, particularmente na análise da distribuição regional das transações e na evolução da base de usuários cadastrados no Diretório de Identificadores de Contas Transacionais (DICT)..

4. METODOLOGIA

4.1 Delineamento da Pesquisa e Natureza do Estudo

A presente pesquisa adota um delineamento metodológico de natureza quantitativa, com finalidade analítica aplicada à compreensão da evolução do Pix como meio de pagamento no Brasil. O enfoque quantitativo justifica-se pela necessidade de mensurar, organizar e interpretar a trajetória do Pix a partir de indicadores objetivos (volume financeiro transacionado, número de transações e base de usuários), permitindo identificar padrões de crescimento, eventuais inflexões estruturais e relações de substituição entre instrumentos de pagamento ao longo do tempo. A abordagem combina dois planos analíticos complementares: um plano descritivo, voltado à caracterização empírica da dinâmica do fenômeno, e um plano inferencial, orientado à estimação econométrica de relações entre variáveis e à realização de testes estatísticos de hipóteses formais.

No plano descritivo, emprega-se o método de estudo de eventos (*event study*), originalmente desenvolvido no campo das finanças e progressivamente incorporado às análises de política econômica e sistemas de pagamento. Conforme Ball e Brown (1968) e MacKinlay (1997), o estudo de eventos permite avaliar a resposta de uma variável de interesse a ocorrências específicas em uma linha temporal, comparando o comportamento observado ao redor do evento com um padrão esperado construído a partir de tendências históricas. Neste trabalho, o método é empregado para investigar se marcos institucionais relevantes do Pix, como a introdução de novas funcionalidades ou mudanças normativas, coincidem com alterações detectáveis no volume de transações, sendo mobilizado em seu potencial diagnóstico e descritivo, sem pretensão de estabelecer causalidade estrita.

No plano inferencial, a análise é aprofundada por meio de modelagem econométrica de séries temporais, incluindo testes de raiz unitária, cointegração, detecção de quebra estrutural e avaliação de diagnóstico dos resíduos. O conjunto dessas técnicas permite testar formalmente a hipótese central de que o Pix atua como substituto tecnológico do papel-moeda em circulação, controlando o efeito da atividade econômica. Os procedimentos específicos são detalhados nas seções 4.4 e 4.5.

4.2 Unidade de Análise, Recorte Temporal e Objeto Empírico

A unidade de análise consiste nas transações realizadas por meio do Pix, observadas em séries temporais oficiais, com atenção ao volume financeiro transacionado, à quantidade de operações e à base de usuários cadastrados. O objeto empírico principal é a evolução do Pix enquanto infraestrutura de pagamentos instantâneos, operacionalizada por indicadores como: (i) volume financeiro anual transacionado; (ii) número de transações anuais; (iii) número e tipo de instituições participantes; (iv) quantidade e valor mensais transacionados por instrumento de pagamento; e (v) decomposição do mix transacional por modalidade (P2P, P2B, B2B, G2P/P2G).

O recorte temporal da análise descritiva incorpora séries distintas conforme o indicador analisado: para a evolução histórica agregada do Pix, o período cobre 2021 a 2025; para a comparação com outros meios de pagamento, as séries mensais abrangem março de 2023 a dezembro de 2025; e para a análise de participação institucional, base de usuários e distribuição sociodemográfica e territorial, o intervalo vai de fevereiro de 2024 a janeiro de 2026. Para a estimação econométrica do modelo de demanda por moeda, utiliza-se a série mensal de janeiro de 2021 a dezembro de 2025, totalizando 60 observações. A delimitação de cada recorte decorre de critérios de disponibilidade e consistência das séries oficiais, bem como da necessidade de capturar tanto a fase de decolagem do Pix quanto seu estágio de maturidade operacional.

4.3 Fontes de Dados, Procedimentos de Coleta e Tratamento

Os dados utilizados são de natureza secundária, provenientes exclusivamente de fontes oficiais do Banco Central do Brasil (BCB), extraídas de forma programática por meio das interfaces de dados abertos do próprio BCB, o que assegura rastreabilidade e replicabilidade integral da coleta. Para a estimação econométrica (seção 5.4 em diante), foram utilizadas as seguintes séries: i) papel-moeda em poder do público (PMPP), série 27789 do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS/BCB) — "Meios de pagamento — Papel-moeda em poder do público (saldo em final de período) — Novo", que substitui a série metodologicamente descontinuada anteriormente identificada como "Série 210"; ii) volume financeiro e quantidade mensais de transações Pix, TED, boleto, cheque e DOC, obtidos do recurso "Meios de Pagamentos Mensais" (MeiosdePagamentosMensalDA) da API Olinda de Estatísticas de Meios de Pagamento do BCB, uma vez que não existe série individual no SGS para o volume transacionado pelo Pix; iii) Índice

de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), série 24363 do SGS, utilizado como proxy mensal do PIB; iv) taxa CDI mensal, série 4390 do SGS, utilizada como *proxy* do custo de oportunidade de reter moeda; e v) variação mensal do IPCA, série 433 do SGS, como variável de controle inflacionário. Adicionalmente, foram coletados dados trimestrais de quantidade e valor de transações com cartão de crédito, cartão de débito e saques em caixas eletrônicos (recurso MeiosdePagamentosTrimestralDA) e a série mensal de usuários pessoas físicas e jurídicas cadastrados no Diretório de Identificadores de Contas Transacionais — DICT (recurso PixUsuariosCadastradosDICT da API Olinda de Estatísticas do Pix), empregados, respectivamente, na matriz de correlação ampliada (seção 5.10) e na caracterização da base de usuários (seção 5.3).

Os procedimentos de coleta consistiram na extração sistemática das séries via requisição direta às interfaces de dados abertos do BCB (protocolos REST/JSON e OData), com consolidação em uma base de dados estruturada por periodicidade mensal e trimestral. Em seguida, foram realizados procedimentos de padronização, entre eles: i) a conferência e uniformização de unidades (volumes em reais, transações em unidades, usuários em indivíduos); ii) a uniformização dos períodos de referência; e iii) a verificação de consistência e ausência de duplicidades. Diferentemente de versões preliminares deste trabalho, as séries do modelo econométrico são utilizadas em sua forma original (não dessazonalizada), uma vez que a aplicação de filtros de dessazonalização a séries com tendência determinística acentuada — como o volume do Pix em sua fase de adoção — pode introduzir distorções artificiais nos coeficientes estimados (Ghysels; Perron, 1993). A eventual sazonalidade residual é tratada de forma indireta, por meio da modelagem em primeiras diferenças no Modelo de Correção de Erros (seção 4.5.7) e da regressão em janelas móveis (seção 4.5.12), que absorvem padrões sazonais estáveis ao longo do tempo. Importa registrar que os dados são de natureza agregada e, portanto, não capturam heterogeneidades microeconômicas individuais, o que é coerente com o objetivo macroinstitucional do trabalho.

4.4 Estratégia de Análise: Descrição, Correlação e Econometria

A análise foi organizada em três níveis complementares e progressivamente mais aprofundados. O primeiro nível corresponde à análise descritiva e ao estudo de eventos, cujos procedimentos são detalhados na seção 4.4.1. O segundo nível consiste na análise de correlação

entre meios de pagamento, descrita na seção 4.4.2. O terceiro nível, de caráter inferencial, compreende a especificação e estimação do modelo econométrico de demanda por moeda, junto com os procedimentos de verificação de premissas e testes de hipóteses formais, apresentados nas seções 4.4.3 e 4.5.

4.4.1 Análise Descritiva e Estudo de Eventos

O primeiro nível analítico compreende a descrição estatística e gráfica da evolução do Pix, com uso de séries temporais para evidenciar tendências, patamares e pontos de inflexão. Empregam-se métricas de variação absoluta e percentual, taxa de crescimento anual composta (CAGR) e leitura comparativa entre instrumentos de pagamento. A CAGR permite comparar a velocidade de crescimento de diferentes modalidades transacionais ao longo do período analisado (Damodaran, 2012).

No interior desse primeiro nível, adota-se o estudo de eventos como estratégia para examinar variações no comportamento das séries em períodos delimitados por marcos institucionais. A janela de estimação (período anterior ao evento) caracteriza o comportamento esperado na ausência do marco, servindo como linha de base (*baseline*). A janela do evento corresponde ao intervalo ao redor do marco selecionado, no qual se busca identificar desvios do padrão esperado. A variação anormal é operacionalizada como a diferença entre a taxa de crescimento observada na janela do evento e a taxa média histórica da janela de estimação (MacKinlay, 1997). Dado o caráter descritivo do estudo, o método é empregado para identificar pontos de inflexão plausíveis, sem pretensão de inferência causal definitiva.

4.4.2 Análise de Correlação entre Meios de Pagamento

O segundo grau de análise utiliza o Coeficiente de Correlação de Pearson (r) para mensurar a direção e a intensidade da associação linear entre as séries temporais mensais dos diferentes meios de pagamento e o papel-moeda em poder do público, no período 2021–2025 (Pearson, 1895; Triola, 2017).

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n [(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})]}{[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \cdot \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2]} \quad (1)$$

Em que x_i e y_i são os valores das duas séries temporais mensais no mês i , e $\bar{x}$ e $\bar{y}$ suas respectivas médias amostrais; r varia no intervalo $[-1, 1]$, com valores próximos dos extremos indicando associação linear forte, positiva ou negativa (Pearson, 1895).

Complementarmente, para a análise da pressão competitiva do Pix sobre as taxas de intercâmbio dos cartões de pagamento, emprega-se o Coeficiente de Correlação de Postos de Spearman (ρ). Diferentemente de Pearson, o coeficiente de Spearman não pressupõe normalidade da distribuição e é baseado nos postos (*rankings*) das observações, sendo mais robusto na presença de outliers ou quando a relação entre as variáveis é monótona, mas não necessariamente linear (Spearman, 1904; Siegel; Castellan, 1988).

$$\rho = 1 - [6 \cdot \sum_{i=1}^n d_i^2] / [n(n^2 - 1)] \quad (2)$$

Onde d_i é a diferença entre os postos (*rankings*) das observações pareadas das duas séries no mês i , e n o número de pares observados; assim como r , ρ varia no intervalo $[-1, 1]$ (Spearman, 1904).

4.4.3 Especificação do Modelo Econométrico de Demanda por Moeda

O terceiro nível analítico consiste na estimação de um modelo de demanda por moeda em especificação log-log, com o objetivo de testar formalmente se o Pix exerce efeito de substituição sobre o papel-moeda em poder do público (PMPP). O uso de logaritmos naturais permite interpretar os coeficientes diretamente como elasticidades: β_1 representa a elasticidade-substituição do Pix em relação ao papel-moeda, e β_2 representa a elasticidade-atividade da demanda por moeda (Gujarati; Porter, 2011).

$$\ln(PMPP_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(VolPix_t) + \beta_2 \ln(IBC - Br_t) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\ln(PMPP_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(VolPix_t) + \beta_2 \ln(IBC - Br_t) + \beta_3 CDI_t + \beta_4 IPCA_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Em que t indexa os 60 meses do período jan/2021–dez/2025, ε_t é o termo de erro estocástico, e os parâmetros β_1 a β_4 são interpretáveis diretamente como elasticidades, dada a

especificação em duplo logaritmo (Equação 1, especificação básica, e Equação 2, especificação estendida com variáveis de controle — respectivamente Modelos (1) e (2) da Tabela 6, seção 5.5).

A estimação é realizada pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com erros padrão robustos à heterocedasticidade (estimador de White), o que dispensa a pressuposição de variância constante dos resíduos e produz inferências válidas mesmo na presença de heterocedasticidade moderada (White, 1980; Wooldridge, 2016). A validade das estimativas depende, contudo, do atendimento de premissas relacionadas à estacionariedade das séries, à existência de relação de longo prazo entre elas e à ausência de quebras estruturais nos parâmetros, verificadas pelos testes descritos na seção 4.5.

Complementarmente, e em resposta à recomendação de ampliar a bateria de testes de robustez para além do roteiro inicialmente delineado, os erros-padrão de ambas as especificações são recalculados também pelo estimador HAC (Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent) de Newey e West (1987), com número de defasagens definido pela regra $[4 \cdot (T/100)^{(2/9)}]$ (Newey; West, 1994). Diferentemente do estimador de White (HC3), que corrige exclusivamente a heterocedasticidade, o estimador de Newey-West corrige simultaneamente heterocedasticidade e autocorrelação serial dos resíduos — comparação particularmente relevante à luz do quadro de autocorrelação severa diagnosticado na seção 5.5 (Tabela 7). Os resultados comparados HC3 versus HAC são reportados na seção 5.5.

4.5 Testes Estatísticos de Verificação de Premissas

Para assegurar a validade das inferências derivadas do modelo econométrico, e em resposta à recomendação de que os resultados sejam submetidos a testes adicionais de robustez, não restritos ao roteiro inicialmente delineado, foram realizados dezesseis procedimentos estatísticos organizados em quatro blocos: i) diagnóstico de premissas do modelo em níveis — estacionariedade por três abordagens complementares (ADF, KPSS e Zivot-Andrews com quebra estrutural endógena), cointegração por dois métodos independentes (Johansen e ARDL Bounds Test), quebra estrutural teórica (Chow) e quebra estrutural endógena (Quandt-Andrews); ii) diagnóstico dos resíduos — normalidade (Jarque-Bera), autocorrelação serial (Breusch-Godfrey), heterocedasticidade condicional (ARCH-LM) e forma funcional (RESET de Ramsey), complementados pelo diagnóstico de multicolinearidade (Fatores de Inflação de Variância); iii)

especificações alternativas mais robustas à não estacionariedade e à autocorrelação — Modelo de Correção de Erros (ECM), Vetores Autorregressivos (VAR) com testes de causalidade de Granger, e erros-padrão robustos a heterocedasticidade e autocorrelação (Newey-West HAC) como alternativa ao estimador de White; e iv) análise de estabilidade temporal dos coeficientes por meio de regressão em janelas móveis.

4.5.1 Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) – Estacionariedade

O Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é empregado para verificar se as séries temporais possuem raiz unitária, condição que caracteriza a não estacionariedade e pode gerar regressões espúrias – situação em que duas séries aparentemente relacionadas são, na verdade, independentes, mas apresentam correlação espúria em razão de tendências comuns não estacionárias (Granger; Newbold, 1974; Dickey; Fuller, 1979).

O teste avalia a hipótese nula H_0 : a série possui raiz unitária (é não estacionária) contra a hipótese alternativa H_1 : a série é estacionária. A versão aumentada do teste original de Dickey e Fuller (1979) incorpora defasagens da variável dependente para controlar a autocorrelação dos resíduos.

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde y representa a série em análise [$\ln(\text{PMPP})$, $\ln(\text{VolPix})$ ou $\ln(\text{IBC-Br})$], Δ é o operador de primeira diferença, e p o número de defasagens necessárias para eliminar a autocorrelação residual, selecionado pelo critério de informação de Akaike. A hipótese nula $H_0: \gamma = 0$ (raiz unitária) é testada contra $H_1: \gamma < 0$ (estacionariedade) por meio de uma estatística t que não segue a distribuição t convencional, mas sim a distribuição não padronizada tabulada por Dickey e Fuller (1979).

4.5.1.1 Teste KPSS — Confirmação por Hipótese Nula Invertida

O teste ADF é complementado pelo Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), que inverte a hipótese nula: H_0 : a série é estacionária, contra H_1 : a série possui raiz unitária (Kwiatkowski et al., 1992). A combinação dos dois testes, com hipóteses nulas opostas, permite uma triangulação mais robusta da ordem de integração do que qualquer um dos testes isoladamente: séries em que ADF não rejeita e KPSS rejeita (ou vice-versa) apresentam evidência ambígua, frequentemente associada à presença de quebras estruturais não modeladas ou a componentes de

tendência determinística acentuada — exatamente o tipo de diagnóstico que a seção 5.4 buscará qualificar para as séries deste trabalho.

$$y_t = \xi \cdot t + r_t + \varepsilon_t, \quad r_t = r_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Em que r_t é um passeio aleatório (random walk), ε_t é estacionário e $u_t \sim i.i.d. (0, \sigma_u^2)$. A estatística de teste é $LM = (\sum_t S_t^2) / (T^2 \cdot f_0)$, em que S_t é a soma parcial dos resíduos da regressão de y_t sobre uma tendência determinística e f_0 é um estimador consistente da densidade espectral dos resíduos na frequência zero (Kwiatkowski et al., 1992).

4.5.1.2 Teste de Zivot-Andrews — Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena

Séries com tendência determinística sujeitas a uma quebra estrutural não modelada tendem a produzir, sob os testes ADF e KPSS convencionais, resultados enviesados em favor da hipótese de raiz unitária (Perron, 1989). O Teste de Zivot e Andrews (1992) generaliza essa crítica ao permitir que o próprio procedimento de teste identifique endogenamente o ponto de quebra mais plausível na tendência e/ou no intercepto da série, testando a hipótese nula de raiz unitária sem quebra contra a hipótese alternativa de estacionariedade em torno de uma tendência determinística com quebra em data desconhecida τ^* . O procedimento estima, para cada data candidata τ no intervalo de busca, a regressão

$$y_t = \mu + \beta \cdot t + \theta \cdot DU_t(\tau) + \gamma \cdot DT_t(\tau) + \alpha \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Já que $DU_t(\tau)$ é uma variável dummy de mudança de nível ($DU_t = 1$ se $t > \tau$, 0 caso contrário) e $DT_t(\tau)$ é uma variável dummy de mudança de inclinação da tendência a partir de τ , e retém a data τ^* que minimiza a estatística t associada a α (evidência mais forte contra a raiz unitária). Como τ^* é escolhido para maximizar a evidência contra H_0 , os valores críticos apropriados não são os da distribuição t convencional, mas os tabulados por simulação em Zivot e Andrews (1992). Esse procedimento é particularmente adequado para a série $\ln(\text{PMPP})$, cuja ordem de integração permanece ambígua nos testes ADF e KPSS convencionais (seção 5.4), e para $\ln(\text{VolPix})$, cuja trajetória em curva em S sugere a presença de um ponto de inflexão que pode ser mal interpretado pelos testes convencionais como raiz unitária.

4.5.2 Teste de Cointegração de Johansen - Equilíbrio de Longo Prazo

Quando duas ou mais séries são individualmente não estacionárias – $I(1)$ –, mas uma combinação linear delas é estacionária, diz-se que as séries são cointegradas. A cointegração indica a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, mesmo que cada série individualmente divirja no curto prazo (Engle; Granger, 1987). A identificação dessa relação é fundamental para validar a estimação em níveis logarítmicos: sem cointegração, a regressão seria espúria; com cointegração, os estimadores de MQO são superconsistentes.

O Teste de Cointegração de Johansen (1988, 1991) é o procedimento mais amplamente utilizado para verificar a existência e o número de vetores de cointegração em um sistema multivariado. O teste baseia-se na estimação de um Modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) e deriva duas estatísticas de teste: a Estatística Traço e a Estatística do Máximo Autovalor. Para este trabalho, utiliza-se a Estatística Traço para $r = 0$, que testa a hipótese nula de que não existe nenhum vetor de cointegração contra a alternativa de que existe pelo menos um. A rejeição dessa hipótese – quando a estatística calculada supera o valor crítico a 5% - confirma a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo, validando a estimação em níveis (Johansen; Juselius, 1990).

Formalmente, o teste de Johansen baseia-se na representação VECM (Vector Error Correction Model) do sistema:

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

Em que $Y_t = [\ln(PMPP_t), \ln(VolPix_t), \ln(IBC - Br_t)]'$, $\Pi = \alpha\beta'$ é a matriz de longo prazo, cujo posto r determina o número de vetores de cointegração (as linhas de β'), α é a matriz de velocidades de ajustamento, e Γ_i captura a dinâmica de curto prazo. O teste de Johansen avalia sequencialmente $H_0: \text{posto}(\Pi) \leq r$ contra a alternativa de posto superior, por meio da Estatística Traço = $-T \cdot \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$, em que $\hat{\lambda}_i$ são os autovalores estimados da matriz Π (Johansen, 1988).

4.5.2.1 Teste de Cointegração por Limites (ARDL Bounds Test)

O teste de Johansen pressupõe que todas as variáveis do sistema sejam integradas de mesma ordem — tipicamente $I(1)$. Essa pressuposição é precisamente o que os testes ADF e KPSS da seção 5.4 colocam em dúvida para este conjunto de dados: $\ln(VolPix)$ aproxima-se de

estacionariedade em nível, $\ln(\text{IBC-Br})$ comporta-se como $I(1)$ convencional, e $\ln(\text{PMPP})$ apresenta ordem de integração ambígua. Nesse cenário de possível mistura entre $I(0)$ e $I(1)$, o Teste de Cointegração por Limites — ARDL Bounds Test — de Pesaran, Shin e Smith (2001) constitui alternativa metodologicamente mais adequada, por ser válido independentemente de as variáveis explicativas serem $I(0)$, $I(1)$, ou uma combinação de ambas, desde que nenhuma seja integrada de ordem 2. O procedimento reparametriza o modelo $\text{ARDL}(p, q_1, q_2)$ na forma de Mecanismo de Correção de Erros Irrestrito (UECM):

$$\Delta \ln(\text{PMPP}_t) = c + \varphi \cdot \ln(\text{PMPP}_{t-1}) + \theta_1 \ln(\text{VolPix}_{t-1}) + \theta_2 \ln(\text{IBC} - \text{Br}_{t-1}) + \sum \delta_i \Delta \ln(\text{PMPP}_{t-i}) + \sum \kappa_j \Delta \ln(\text{VolPix}_{t-j}) + \sum \psi_l \Delta \ln(\text{IBC} - \text{Br}_{t-l}) + \varepsilon_t \quad (9)$$

Uma vez que a ordem de defasagens (p, q_1, q_2) é selecionada pelo critério de Akaike entre especificações candidatas. O teste de limites avalia a hipótese nula de ausência de relação de longo prazo, $H_0: \varphi = \theta_1 = \theta_2 = 0$, por meio de uma estatística F cuja distribuição não é padronizada: Pesaran, Shin e Smith (2001) tabulam dois conjuntos de valores críticos por simulação — um limite inferior $I(0)$, assumindo que todos os regressores são estacionários, e um limite superior $I(1)$, assumindo que todos são integrados de ordem 1. Se a estatística F calculada exceder o limite superior, rejeita-se H_0 e conclui-se pela existência de relação de cointegração independentemente da ordem de integração exata das séries; se for inferior ao limite inferior, não se rejeita H_0 ; valores intermediários são inconclusivos. Uma vez confirmada a cointegração, os coeficientes de longo prazo são recuperados pela razão $-\theta_k/\varphi$ para cada variável k, com erros-padrão obtidos pelo método delta.

4.5.3 Teste de Chow - Quebra Estrutural

O Teste de Chow (Chow, 1960) é empregado para verificar se os coeficientes de um modelo de regressão são estáveis ao longo do tempo ou se existe uma quebra estrutural em um ponto conhecido a priori. O teste é construído sobre a comparação entre a Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) do modelo restrito — estimado para todo o período — e a soma das SQRs dos modelos irrestritos — estimados separadamente para cada subperíodo.

Neste trabalho, o ponto de quebra testado é dezembro de 2021, mês em que o Banco Central do Brasil implementou o Pix Saque e o Pix Troco (funcionalidades que, pela primeira vez, permitiram ao usuário realizar saques em espécie em estabelecimentos varejistas por meio do

sistema). Essa inovação é tratada como hipótese de quebra estrutural porque altera, potencialmente, a relação entre o volume do Pix e a demanda por papel-moeda: antes da funcionalidade, o Pix operava exclusivamente como instrumento de pagamento e transferência digital; após sua implementação, passou a competir diretamente com a função de retirada de numerário. O ponto de quebra foi, portanto, definido por critério teórico e institucional, e não por procedimento de busca endógena, o que é requisito para a aplicação válida do teste de Chow (Chow, 1960).

$$F = \{ [SQR_r - (SQR_{u1} + SQR_{u2})] / k \} / \{ (SQR_{u1} + SQR_{u2}) / (n_1 + n_2 - 2k) \} \quad (10)$$

Onde SQR_r é a Soma dos Quadrados dos Resíduos do modelo restrito (estimado para toda a amostra), SQR_{u1} e SQR_{u2} são as somas dos quadrados dos resíduos dos modelos irrestritos estimados separadamente para os subperíodos anterior e posterior à quebra, k é o número de parâmetros do modelo, e n_1 e n_2 são os tamanhos amostrais de cada subperíodo. Sob H_0 de estabilidade dos coeficientes, a estatística F segue distribuição $F(k, n_1 + n_2 - 2k)$ (Chow, 1960).

4.5.4 Teste de Jarque-Bera - Normalidade dos Resíduos

O Teste de Jarque-Bera (JB) avalia a hipótese nula de que os resíduos do modelo seguem distribuição normal, com base nos momentos de terceira e quarta ordem – assimetria (S) e curtose (K) – da distribuição amostral dos resíduos (Jarque; Bera, 1987).

4.5.5 Teste de Breusch-Godfrey - Autocorrelação Serial

O Teste de Breusch-Godfrey (BG), também denominado Teste LM de Autocorrelação, avalia a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial nos resíduos até uma ordem de defasagem pré-especificada. Diferentemente da estatística de Durbin-Watson, o teste de Breusch-Godfrey é válido na presença de variáveis dependentes defasadas como regressores e pode detectar processos autorregressivos de ordem superior a 1, o que o torna mais geral e indicado para séries temporais mensais com possível dependência serial de maior alcance (Breusch, 1978; Godfrey, 1978).

$$\hat{u}_t = \gamma_0 + \sum_j \gamma_j x_{jt} + \sum_{i=1}^p \rho_i \hat{u}_{t-i} + v_t, \quad LM = n \cdot R^2 \sim \chi^2(p) \quad (11)$$

Já que $\hat{u}_t$ são os resíduos da equação principal, x_{jt} são os regressores originais do modelo (incluídos para preservar a validade assintótica do teste na presença de regressores predeterminados), e $\hat{u}_{t-i}$ são as defasagens dos próprios resíduos até a ordem p . Sob H_0 de ausência de autocorrelação ($\rho_1 = \dots = \rho_p = 0$), a estatística $LM = n \cdot R^2$ da regressão auxiliar converge assintoticamente para uma distribuição qui-quadrado com p graus de liberdade (Breusch, 1978; Godfrey, 1978).

4.5.6 Teste de Quandt-Andrews (Sup_F) - Quebra Estrutural Endógena

Enquanto o Teste de Chow (seção 4.5.3) exige que o ponto de quebra seja definido a priori por critério teórico ou institucional, o procedimento de Quandt-Andrews (Andrews, 1993) relaxa essa exigência ao testar a hipótese nula de estabilidade paramétrica contra a hipótese alternativa de quebra estrutural em um ponto desconhecido. O teste consiste em computar a estatística F de Chow para cada data candidata a quebra dentro de um intervalo de busca (trimming), tipicamente excluindo os primeiros e os últimos 15% das observações para preservar graus de liberdade suficientes em ambos os subperíodos, e reter o valor máximo da série de estatísticas F resultante — a estatística Sup_F . Formalmente, $\text{sup-F} = \max\{F(\tau) : \tau \in [\tau_0, \tau_1]\}$, em que $F(\tau)$ é a estatística de Chow calculada com ponto de quebra em τ . Como sup-F não segue uma distribuição F ou qui-quadrado convencional — dado que o ponto de quebra é escolhido de forma a maximizar a estatística de teste, e não fixado exogenamente —, os valores críticos apropriados são tabulados por simulação em Andrews (1993). Esse procedimento permite verificar se o ponto de quebra teoricamente motivado (dezembro de 2021, associado ao Pix Saque e Troco) coincide com o momento de maior instabilidade estatística nos dados, ou se fatores adicionais, não capturados pelo marco regulatório isolado, respondem por eventual quebra em outro momento da série.

4.5.7 Modelo de Correção de Erros (ECM)

Quando duas ou mais séries integradas de mesma ordem são cointegradas — conforme verificado pelo teste de Johansen (seção 4.5.2) —, o Teorema da Representação de Granger (Engle; Granger, 1987) estabelece que a relação entre elas admite uma representação equivalente na forma de Modelo de Correção de Erros, que combina a dinâmica de curto prazo (em primeiras diferenças, portanto estacionárias) com um mecanismo de ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo. A especificação estimada neste trabalho é: $\Delta \ln(PMPP_t) = \alpha + \beta_1 \Delta \ln(VolPix_t) +$

$\beta_2 \Delta \ln(IBC - Br_t) + \lambda \cdot ECT_{t-1} + \varepsilon_t$, em que ECT_{t-1} é o termo de correção de erro, definido como o resíduo defasado da relação de longo prazo estimada em níveis (seção 4.4.3), e λ é o coeficiente de velocidade de ajustamento, cujo sinal esperado é negativo e cuja magnitude indica a fração do desequilíbrio corrigida a cada período. O ECM é, adicionalmente, uma verificação de robustez importante em relação ao modelo em níveis: por operar inteiramente com variáveis estacionárias, não está sujeito ao risco de regressão espúria entre tendências comuns, e seus coeficientes de curto prazo podem ser comparados aos obtidos na especificação em níveis para avaliar a sensibilidade dos resultados à forma funcional adotada.

4.5.8 Vetores Autorregressivos (VAR) e Causalidade de Granger

Para investigar a direção temporal da relação entre o Pix e o papel-moeda em poder do público, sem impor a priori uma estrutura de exogeneidade a nenhuma das variáveis, estima-se um Vetor Autorregressivo (VAR) nas primeiras diferenças de $\ln(\text{PMPP})$ e $\ln(\text{VolPix})$, na forma geral $Y_t = c + \sum_{j=1}^p A_j Y_{t-j} + u_t$, em que Y_t é o vetor das variáveis endógenas, A_j as matrizes de coeficientes e p a ordem de defasagem, selecionada pelo critério de informação de Akaike (Sims, 1980). A partir do VAR estimado, aplica-se o teste de causalidade de Granger (Granger, 1969), que avalia se as defasagens de uma variável contribuem significativamente para a previsão de outra, além do que já é explicado pelas defasagens desta última. Formalmente, testa-se H_0 : os coeficientes de todas as defasagens de $\ln(\text{VolPix})$ na equação de $\ln(\text{PMPP})$ são conjuntamente nulos, por meio de um teste F sobre a razão das somas de quadrados dos resíduos dos modelos restrito e irrestrito. O procedimento é aplicado nas duas direções — de Pix para PMPP e de PMPP para Pix —, permitindo identificar se a relação é unidirecional, bidirecional ou ausente. Complementarmente, calcula-se a Função de Resposta a Impulso (IRF), que traça a trajetória esperada de $\ln(\text{PMPP})$ diante de um choque unitário em $\ln(\text{VolPix})$, permitindo quantificar a magnitude e a persistência do efeito ao longo de um horizonte de doze meses.

4.5.9 Teste ARCH-LM - Heterocedasticidade Condicional

O Teste do Multiplicador de Lagrange para heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH-LM), proposto por Engle (1982), avalia se a variância dos resíduos de um modelo de regressão exibe dependência temporal — isto é, se períodos de resíduos elevados tendem a ser seguidos por outros períodos de resíduos igualmente elevados, violando a premissa de homocedasticidade incondicional. O procedimento consiste em regredir o quadrado dos resíduos

da equação principal sobre suas próprias defasagens e testar a significância conjunta dos coeficientes por meio da estatística $LM = n \cdot R^2$, assintoticamente distribuída como qui-quadrado com graus de liberdade iguais ao número de defasagens incluídas. A rejeição da hipótese nula de ausência de efeitos ARCH é particularmente relevante em séries de rápida transformação estrutural, como as associadas à difusão do Pix, nas quais a variância dos choques tende a ser maior durante a fase de adoção acelerada do que no período de maturidade do sistema.

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \hat{u}_{t-i}^2 + v_t, \quad LM = n \cdot R^2 \sim \chi^2(q) \quad (12)$$

Onde $\hat{u}_t^2$ é o quadrado dos resíduos da equação principal, e q o número de defasagens incluídas na regressão auxiliar. Sob H_0 de ausência de efeitos ARCH ($\alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$), a estatística $LM = n \cdot R^2$ converge assintoticamente para uma distribuição qui-quadrado com q graus de liberdade (Engle, 1982).

4.5.10 Teste RESET de Ramsey - Forma Funcional

O teste RESET (Regression Equation Specification Error Test), proposto por Ramsey (1969), verifica se a forma funcional especificada para o modelo de regressão é adequada, testando a hipótese nula de que potências superiores dos valores ajustados da variável dependente não contribuem para explicar os resíduos do modelo original. Operacionalmente, reestima-se a equação principal incluindo termos como $\hat{y}_t^2$ e $\hat{y}_t^3$ entre os regressores e testa-se a significância conjunta desses termos por meio de um teste F. A rejeição da hipótese nula sugere que a especificação log-log pode não capturar adequadamente a relação entre as variáveis — por exemplo, em razão de nulidades estruturais, relações não lineares no tempo ou omissão de variáveis relevantes —, o que motiva a interpretação cautelosa dos coeficientes do modelo em níveis e reforça a relevância das especificações alternativas (ECM, VAR) discutidas nas seções 4.5.7 e 4.5.8.

$$y_t = X_t \beta + \gamma_1 \hat{y}_t^2 + \gamma_2 \hat{y}_t^3 + \eta_t, \quad H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0 \quad (13)$$

Em que $X_t \beta$ é a especificação original do modelo, $\hat{y}_t$ são os valores ajustados da equação principal, e γ_1 e γ_2 são os coeficientes das potências superiores dos valores ajustados, cuja significância conjunta é avaliada por um teste F (Ramsey, 1969).

4.5.11 Fatores de Inflação de Variância (VIF) - Multicolinearidade

Nos modelos que incluem variáveis de controle adicionais (taxa CDI e IPCA, seção 5.5), verifica-se a possível multicolinearidade entre os regressores por meio dos Fatores de Inflação de Variância (VIF), definidos para cada regressor k como $VIF_k = 1 / (1 - R_k^2)$, em que R_k^2 é o coeficiente de determinação da regressão do regressor k sobre os demais regressores do modelo. Valores de VIF superiores a 10 são convencionalmente interpretados como indicativos de multicolinearidade severa o suficiente para comprometer a precisão das estimativas de erro-padrão (Gujarati; Porter, 2011; Wooldridge, 2016).

4.5.12 Regressão em Janela Móvel (Rolling Window)

Por fim, para investigar se a elasticidade de substituição entre o Pix e o papel-moeda permanece estável ao longo de todo o período amostral ou varia de forma contínua — para além da variação discreta capturada pelo Teste de Chow —, estima-se o modelo em níveis repetidamente sobre janelas móveis de 24 observações mensais, deslocando a janela um mês por vez ao longo de toda a amostra. A sequência resultante de coeficientes estimados para $\ln(\text{VolPix})$ permite construir uma trajetória temporal contínua da elasticidade de substituição, evidenciando eventuais tendências, reversões de sinal ou períodos de maior instabilidade que não seriam identificáveis a partir de uma única quebra estrutural fixa.

4.6 Limitações e Critérios de Validade

Entre as limitações metodológicas do estudo, destacam-se: i) a natureza agregada dos dados, que restringe análises de heterogeneidade microeconômica individual e não permite isolar comportamentos de segmentos específicos de usuários ou regiões; ii) a impossibilidade de controlar experimentalmente fatores externos que atuam concomitantemente aos eventos analisados (como ciclos econômicos, mudanças de comportamento do consumidor e estratégias de plataformas digitais privadas), o que impede afirmações causais definitivas a partir dos resultados descritivos; iii) a presença de sazonalidade nas séries de pagamentos, que não é removida por procedimento formal de dessazonalização — opção metodológica deliberada, justificada na seção 4.3 pelo risco de distorção em séries com tendência determinística acentuada (Ghysels; Perron, 1993) —, cujo eventual efeito residual é absorvido de forma indireta pela modelagem em primeiras diferenças no Modelo de Correção de Erros e pela regressão em janelas móveis; e iv) a dependência de dados

oficiais, que, embora confiáveis e padronizados, podem estar sujeitos a revisões metodológicas futuras pelo Banco Central.

Para mitigar essas limitações e assegurar a validade interna dos resultados, o trabalho adota as seguintes estratégias: i) triangulação analítica entre múltiplos indicadores (participação institucional, base de usuários, distribuição etária e regional, e comparação com outros instrumentos de pagamento), de modo que nenhuma conclusão relevante dependa de uma única série ou método; ii) aplicação de sequência de testes estatísticos de diagnóstico (ADF, Johansen, Chow, Jarque-Bera, Breusch-Godfrey) antes de interpretar os coeficientes do modelo econométrico, assegurando que as premissas da inferência sejam verificadas e não apenas pressupostas; iii) interpretação ancorada no referencial teórico e no arcabouço institucional do Pix, evitando generalizações não sustentadas pelos dados; e iv) transparência na definição dos recortes temporais e na especificação das fontes de dados, permitindo a replicabilidade do estudo.

5. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DE RESULTADOS

5.1 Evolução do Pix no Período 2021–2025

Os dados consolidados da Tabela 1, extraídos das séries oficiais do Banco Central do Brasil, evidenciam a expansão do Pix desde seu lançamento operacional. Entre 2021 e 2025, o volume financeiro transacionado cresceu 578,68%, passando de R\$ 5,20 trilhões para R\$ 35,32 trilhões anuais (CAGR de 61,40% ao ano). O número de transações avançou 744,21%, de 9,43 bilhões para 79,64 bilhões de operações (CAGR de 70,46% ao ano), ao passo que os usuários pessoas físicas cadastrados no Diretório de Identificadores de Contas Transacionais (DICT) cresceram 48,32% no mesmo intervalo, de 109,82 milhões para 162,88 milhões.

A assimetria entre o crescimento do volume financeiro (578,68%) e do número de transações (744,21%) revela uma mudança qualitativa relevante: o Pix não apenas processou um número muito maior de operações, como também incorporou progressivamente transações de menor valor unitário médio, evidenciando sua disseminação para o cotidiano de pagamentos rotineiros de pequeno montante, para além das transferências de maior valor que caracterizaram seu uso inicial.

Tabela 1 - Evolução do volume financeiro, número de transações e usuários cadastrados do Pix (2021–2025)

Ano	Volume Financeiro (R\$ trilhões)	Nº de Transações (bilhões)	Usuários PF Cadastrados no DICT (milhões)
2021	5,20	9,43	109,82
2022	10,89	24,03	130,68
2023	17,12	41,68	144,83
2024	26,40	63,42	156,27
2025	35,32	79,64	162,88

Fonte: Adaptado de Banco Central do Brasil (BCB) — SGS série 27789 e API. Elaboração própria, 2026.

Contudo, para compreender o real impacto do Pix no sistema de pagamentos brasileiro, é necessário situá-lo em relação aos demais meios. Os gráficos 1 e 2 apresentam a evolução da quantidade e do valor das transações em diferentes modalidades, e a Tabela 2 detalha os

quantitativos anuais do Pix frente ao cartão de crédito, ao cartão de débito e à TED no período 2020–2025.

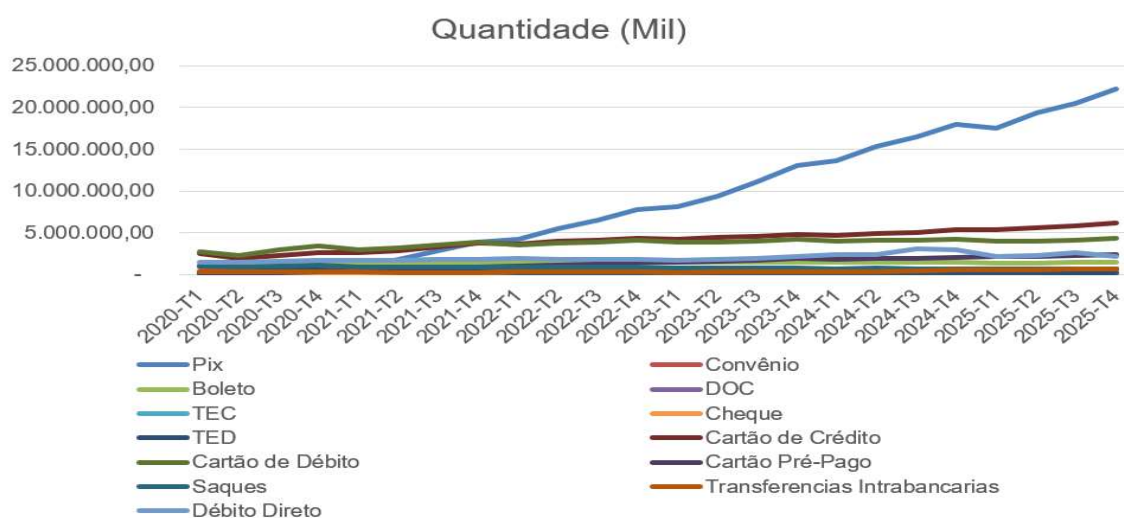


Gráfico 1 - Meios de pagamento por quantidade (mil)

Fonte: Adaptado de Banco Central do Brasil, 2026. Elaboração própria

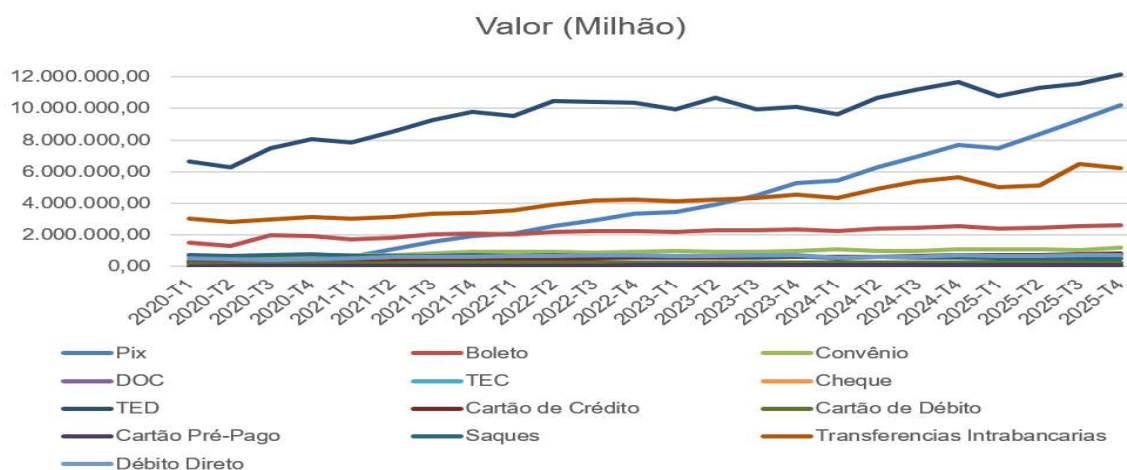


Gráfico 2 - Meios de pagamento por valor (milhão)

Fonte: Adaptado de Banco Central do Brasil, 2026. Elaboração própria

Tabela 2 - Quantidade de transações anuais por instrumento de pagamento selecionado — Pix, cartão de crédito, cartão de débito e TED (2020–2025), em bilhões

Ano	Pix	Cartão de Crédito	Cartão de Débito	TED
2020	0,18	9,36	11,46	1,83
2021	9,43	12,47	13,52	1,28
2022	24,03	16,13	15,32	1,02
2023	41,68	18,02	16,02	0,89
2024	63,42	20,01	16,42	0,82
2025	79,64	23,09	16,39	0,78

Fonte: Adaptado de Banco Central do Brasil (BCB) e API Olinda. Elaboração própria, 2026.

A trajetória evidenciada na Tabela 2 ilustra o fenômeno da substituição tecnológica. Em 2020, primeiro ano de operação parcial do sistema, o Pix registrava apenas 0,18 bilhão de transações frente aos 9,36 bilhões do cartão de crédito e 11,46 bilhões do cartão de débito. Já em 2021 — seu primeiro ano completo de operação —, o volume de transações do Pix (9,43 bilhões) já se aproximava do cartão de crédito (12,47 bilhões). Em 2022, ao atingir 24,03 bilhões de operações, o Pix superou definitivamente tanto o cartão de crédito (16,13 bilhões) quanto o cartão de débito (15,32 bilhões), posição que consolidou com margem crescente nos anos subsequentes: em 2025, o Pix processou mais transações (79,64 bilhões) do que a soma de cartão de crédito e cartão de débito juntos (39,48 bilhões).

Essa trajetória corresponde à clássica curva em S descrita pela teoria de difusão de inovações (Rogers, 2003) e formalizada pelo modelo de Bass (1969) apresentado na seção 2.1. A fase de introdução (nov/2020–jun/2021) foi marcada por inclinação suave, refletindo a adoção pelos primeiros usuários; a fase de crescimento acelerado (jul/2021–dez/2022) apresentou inclinação acentuada, período em que o Pix ultrapassou sucessivamente o cartão de débito e o cartão de crédito em quantidade de transações; e, a partir de 2023, a curva começa a suavizar-se — a taxa de crescimento anual do número de transações do Pix caiu de 155,7% (2021–2022) para 52,2% (2023–2024) e 25,6% (2024–2025) —, indicando aproximação a um estágio de maturidade, ainda que em patamar de crescimento superior ao de qualquer outro instrumento de pagamento no período.

Em contraste, a TED apresentou declínio constante ao longo do período, com CAGR de $-11,53\%$ entre 2021 e 2025 (Tabela 2-A), e o DOC foi descontinuado operacionalmente. O cartão de crédito manteve crescimento positivo, porém moderado (CAGR de $16,67\%$), e o cartão de débito praticamente estagnou (CAGR de $4,93\%$) — evidência consistente com a hipótese de que o Pix, por seu custo marginal nulo para lojistas e disponibilidade ininterrupta, capturou parte relevante do crescimento que, na ausência do sistema, teria beneficiado o cartão de débito no ponto de venda. A Tabela 3 sintetiza as taxas de crescimento anual composto (CAGR) para os principais instrumentos de pagamento no período 2021–2025.

Tabela 3 - Taxa de crescimento anual composta (CAGR) por instrumento de pagamento (2021–2025)

Instrumento	2021 (bilhões)	2025 (bilhões)	CAGR 2021–2025
Pix	9,43	79,64	70,46%
Cartão de Crédito	12,47	23,09	16,67%
Cartão de Débito	13,52	16,39	4,93%
Boleto	4,12	4,08	$-0,23\%$
TED	1,28	0,78	$-11,53\%$
Saques em caixas eletrônicos (ATM)	3,72	2,59	$-8,60\%$

Fonte: Adaptado de Banco Central do Brasil (BCB) — API Olinda. Elaboração própria, 2026.

5.2 Participação Institucional e Perfil dos Usuários

A análise dos dados oficiais disponibilizados pelo Banco Central do Brasil permite examinar empiricamente a evolução da participação institucional no arranjo Pix, bem como a composição tipológica das instituições participantes, oferecendo subsídios relevantes para a compreensão da consolidação do sistema no âmbito do Sistema de Pagamentos Brasileiro. Nesse sentido, o Gráfico 3 evidencia uma trajetória de crescimento contínuo ao longo do período analisado, com início em patamar inferior a 850 participantes em fevereiro de 2024 e expansão progressiva até alcançar 921 instituições no início de 2026. O crescimento ocorre de maneira gradual, com incrementos mensais relativamente estáveis ao longo de 2024, intensificando-se entre o final desse ano e o primeiro semestre de 2025. Em junho de 2025 registrou-se o auge, com 942 instituições participantes.

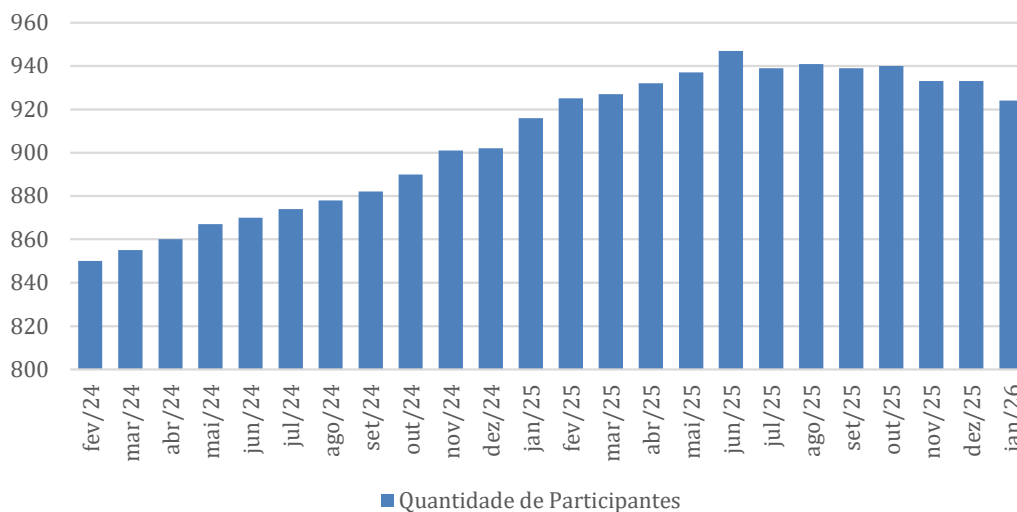


Gráfico 3 - Instituições participantes do Pix entre fev/2024 e jan/2026.

Fonte: Adaptado de Banco Central do Brasil (BCB). Elaboração própria, 2026.

Esse pico pode ser associado ao encerramento do ciclo de implementação e amadurecimento regulatório do Pix. O contexto regulatório mais estável e previsível reduziu incertezas institucionais, estimulando a adesão de instituições que adotaram postura mais cautelosa nas fases iniciais. Também, o período coincide com a conclusão de processos internos de adequação tecnológica, *compliance* regulatório e integração sistêmica de cooperativas de crédito e instituições de pagamento. A partir do segundo semestre de 2025, observa-se estabilização relativa, sugerindo a aproximação de um nível de maturidade no que se refere à adesão institucional.

Em complemento, a Tabela 4 detalha a composição por tipo de instituição participante, revelando a estrutura heterogênea do arranjo.

Os dados demonstram a predominância expressiva das cooperativas de crédito, com 576 instituições (62,41% do total), seguidas pelas instituições de pagamento, com 189 participantes (20,48%). Conjuntamente, esses dois segmentos respondem por mais de 80% do total. Em contraste, os bancos múltiplos somam 58 instituições (6,28%), enquanto bancos comerciais e demais categorias tradicionais apresentam participação numericamente mais restrita. Essa assimetria reflete a própria estrutura do sistema financeiro brasileiro, em que poucas instituições concentram grande participação de mercado, enquanto um número elevado de cooperativas e instituições de pagamento compõe a base ampliada do arranjo.

Tabela 4- Distribuição das instituições participantes do Pix por tipo (Brasil)

Tipo de Instituição	Número de Participantes	Participação no Total (%)
Associação de Poupança e Empréstimo	1	0,11%
Banco Comercial	8	0,87%
Banco de Câmbio	1	0,11%
Banco Múltiplo	58	6,28%
Banco Múltiplo Cooperativo	2	0,22%
Caixa Econômica Federal	1	0,11%
Cooperativa de Crédito	576	62,41%
Instituição de Pagamento	189	20,48%
Sociedade de Crédito, Financiamento e Investimento	16	1,73%
Sociedade de Crédito ao Microempreendedor	7	0,76%
Sociedade de Crédito Direto	51	5,52%
Ente Governamental	1	0,11%
Sociedade Corretora de Títulos e Valores Mobiliários	5	0,54%
Distribuidora de Títulos e Valores Mobiliários	5	0,54%
Total	923	100,00%

Fonte: Adaptado de Banco Central do Brasil, 2026.

O cruzamento entre o crescimento temporal e a composição por tipo indica que a expansão do número de participantes decorre sobretudo da adesão progressiva de cooperativas de crédito e instituições de pagamento – agentes com modelo operacional mais flexível e forte orientação para serviços digitais. Esse padrão indica que o Pix se consolidou como infraestrutura particularmente atrativa para instituições voltadas a segmentos regionais e nichos específicos de mercado.

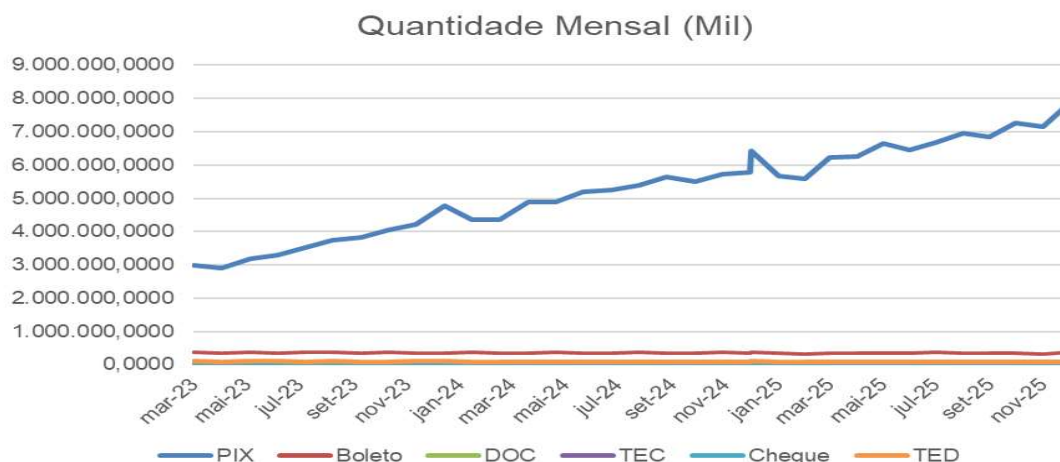


Gráfico 4 - Quantidade mensal de pagamentos/transferências por meios entre mar/2023 e dez/2025.

Fonte: Adaptado de Banco Central do Brasil, 2026. Elaboração própria

Em termos de valor financeiro (Gráfico 8), o Pix parte de patamares próximos a R\$ 1,2 trilhão mensais em 2023 e alcança valores superiores a R\$ 3,5 trilhões ao final de 2025, confirmando não apenas sua disseminação como instrumento de pagamentos cotidianos, mas sua crescente relevância em transações de maior valor monetário. A TED, embora tenha perdido protagonismo em quantidade, manteve posição de destaque em valor médio por operação, oscilando entre R\$ 3 trilhões e R\$ 4,5 trilhões mensais, mostrando uma segmentação funcional, ou seja, diferentes instrumentos coexistem conforme o perfil econômico das transações.

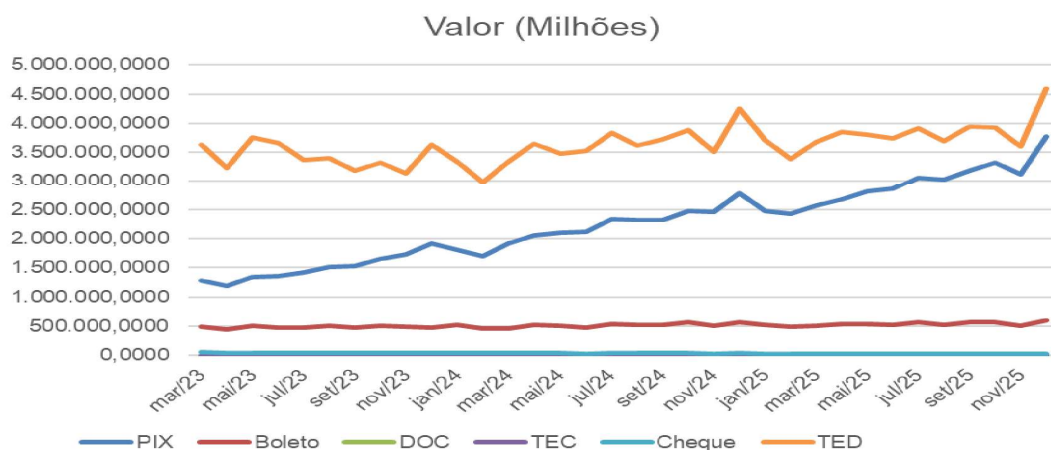


Gráfico 5 - Valor mensal de pagamentos/transferências (em milhões) por meios entre mar/2023 e dez/2025

Fonte: Adaptado de Banco Central do Brasil, 2026. Elaboração própria

5.3 Decomposição do Mix Transacional

Uma análise robusta do crescimento do Pix exige a segmentação por natureza da transação (P2P — pessoa a pessoa; P2B/B2P — pessoa a empresa e vice-versa; B2B — empresa a empresa; e transações envolvendo o setor público), pois o significado econômico do crescimento agregado não é uniforme entre essas modalidades. Diferentemente dos demais indicadores deste capítulo, a base de dados desagregada por natureza da transação (EstatísticasTransacoesPix, API Olinda) não é acessível de forma integralmente paginada para todo o universo de combinações mensais dentro dos limites operacionais de coleta deste trabalho. Para janeiro de 2021, a extração é completa (2.043 combinações possíveis de região, faixa etária e natureza, totalizando a integralidade das transações do mês). Para janeiro de 2023 e janeiro de 2025, a extração está limitada a uma amostra ampla de 5.000 combinações de maior granularidade — o que corresponde a uma fração relevante, mas não à totalidade das transações desses meses. A Tabela 5 apresenta, portanto, a participação percentual de cada natureza de transação na quantidade total amostrada, com a ressalva de que os valores de 2023 e 2025 são estimativas amostrais, não censitárias, devendo ser interpretados em termos de tendência direcional, e não como medida exata do mix transacional nesses anos.

Tabela 5- Participação da natureza da transação na quantidade de Pix processada — janeiro de 2021 (censo completo), janeiro de 2023 e janeiro de 2025 (amostras de 5.000 combinações)

Modalidade	jan/2021 (censo)	jan/2023 (amostra)	jan/2025 (amostra)
P2P (pessoa a pessoa)	81,8%	62,4%	41,9%
P2B (pessoa a empresa)	8,3%	27,1%	46,7%
B2P (empresa a pessoa)	7,2%	6,7%	9,8%
B2B (empresa a empresa)	2,6%	3,6%	1,1%

Nota: participação sobre a quantidade total de transações amostradas em cada mês; categorias residuais (P2G, G2P, B2G, G2B, G2G) somam menos de 1% em todos os períodos e foram omitidas.

Fonte: Adaptado de Banco Central do Brasil (BCB) - API Olinda. Elaboração própria, 2026.

Os dados evidenciam uma mudança expressiva na composição do uso do Pix. As transações P2P, amplamente dominantes em janeiro de 2021 (81,8% da quantidade processada), recuaram de forma acentuada, chegando a uma participação estimada de 41,9% em janeiro de 2025. Em sentido oposto, as transações P2B — pagamentos de pessoas físicas a estabelecimentos comerciais — saltaram de 8,3% para uma participação estimada de 46,7% no mesmo intervalo, aproximando-se

da modalidade de maior peso no sistema. As transações B2P, embora menos expressivas, também cresceram (de 7,2% para 9,8%), ao passo que as transações B2B mantiveram-se relativamente estáveis, em patamar inferior a 4% do total.

Essa tendência é consistente com a leitura de que o Pix deixou de ser essencialmente uma ferramenta de transferência interpessoal para se consolidar, também, como instrumento de liquidação de compras no comércio varejista — ainda que, dada a natureza amostral das estimativas para 2023 e 2025, a magnitude exata do ponto de inflexão entre P2P e P2B mereça confirmação em estudos que tenham acesso à extração completa e paginada da base desagregada do BCB. Essa reconfiguração tem implicações diretas sobre a competição com outros instrumentos de pagamento no ponto de venda, notadamente o cartão de débito, cujo crescimento praticamente estagnou no período analisado (Tabela 2-A).

5.4 Testes de Raiz Unitária e Cointegração

Antes de estimar o modelo de demanda por moeda, testou-se a ordem de integração das séries $\ln(\text{PMPP})$, $\ln(\text{VolPix})$ e $\ln(\text{IBC-Br})$ por meio do Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), com número de defasagens selecionado automaticamente pelo critério de informação de Akaike. A Tabela 6 apresenta essas evidências.

Tabela 6 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as variáveis do modelo

Variável	Estat. ADF (nível)	p-valor (nível)	Estat. ADF (1ª dif.)	p-valor (1ª dif.)	Conclusão
$\ln(\text{PMPP})$	1,344	0,997	-2,038	0,270	Raiz unitária não rejeitada em nível nem em 1ª dif. a 5%
$\ln(\text{VolPix})$	-3,321	0,014	-2,919	0,043	Estacionária já em nível (5%)
$\ln(\text{IBC-Br})$	-0,195	0,939	-4,285	0,001	Integrada de ordem 1 — I(1)

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

Os resultados do teste ADF revelam um padrão mais complexo do que o usualmente relatado em trabalhos sobre o tema. A série $\ln(\text{IBC-Br})$ apresenta o comportamento clássico de uma variável integrada de ordem 1 — I(1) —, não estacionária em nível e estacionária após a primeira diferença. Já $\ln(\text{VolPix})$ rejeita a hipótese de raiz unitária já em nível ($p = 0,014$), resultado

que reflete a forte tendência determinística de crescimento em curva em S do volume do Pix, discutida na seção 5.2, e que o teste ADF com componente determinístico tende a capturar como estacionariedade em torno de tendência. A série $\ln(\text{PMPP})$, por sua vez, não rejeita a hipótese nula de raiz unitária nem em nível ($p = 0,997$) nem após a primeira diferença ($p = 0,270$), sugerindo ordem de integração ambígua — possivelmente $I(2)$ ou $I(1)$ com quebra estrutural que reduz a potência do teste ADF convencional (Perron, 1989). Essa ambiguidade, por si só, já constitui um alerta metodológico relevante: a validade de qualquer inferência baseada no modelo em níveis deve ser interpretada com cautela, o que motiva a bateria de diagnósticos apresentada nas seções seguintes.

5.4.1 Teste KPSS: Confirmação Cruzada da Ordem de Integração

Como teste complementar ao ADF, com hipótese nula invertida (seção 4.5.1.1), aplicou-se o Teste KPSS às três séries em nível e em primeira diferença, vide Tabela 7.

Tabela 7 - Teste KPSS para as variáveis do modelo

Variável	KPSS (nível)	KPSS (1ª dif.)	Conclusão
$\ln(\text{PMPP})$	0,980	0,565	Rejeita estacionariedade em nível e em 1ª diferença
$\ln(\text{VolPix})$	1,265	0,727	Rejeita estacionariedade em nível e em 1ª diferença
$\ln(\text{IBC-Br})$	1,176	0,339	Rejeita estacionariedade em nível; não rejeita em 1ª diferença ($I(1)$)

Nota: Valor crítico a 5% = 0,463 para as três séries, em nível e em 1ª diferença (Kwiatkowski et al., 1992).

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

Os resultados do KPSS reforçam, por ângulo oposto, o quadro de ambiguidade já identificado no teste ADF (Tabela 4). Para $\ln(\text{IBC-Br})$, as duas abordagens convergem integralmente: a série rejeita estacionariedade em nível ($\text{KPSS} = 1,176 > 0,463$) e não rejeita estacionariedade em primeira diferença ($\text{KPSS} = 0,339 < 0,463$), confirmando o padrão clássico de uma variável $I(1)$. Para $\ln(\text{PMPP})$ e $\ln(\text{VolPix})$, contudo, o KPSS rejeita a hipótese de estacionariedade tanto em nível quanto em primeira diferença — resultado que, combinado com a incapacidade do ADF de rejeitar a raiz unitária para $\ln(\text{PMPP})$ e com a rejeição já em nível para $\ln(\text{VolPix})$ (Tabela 6), configura um padrão de resultados mutuamente inconsistentes entre os dois

testes para essas duas séries. Essa inconsistência é um sintoma bem documentado na literatura de séries temporais, associado a componentes de tendência determinística acentuada ou a quebras estruturais não modeladas (Perron, 1989), o que motiva a aplicação do Teste de Zivot-Andrews na subseção seguinte.

5.4.2 Teste de Zivot-Andrews: Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena

Para verificar se a ambiguidade identificada nas Tabelas 6 e 7 decorre de quebras estruturais não capturadas pelos testes convencionais, aplicou-se o Teste de Zivot-Andrews, que permite uma quebra endógena na tendência e no intercepto de cada série, conforme evidências reunidas na Tabela 8 a seguir.

Tabela 8 - Teste de Zivot-Andrews (quebra endógena) para as variáveis do modelo

Variável	Estatística ZA	Valor Crítico (5%)	Decisão
ln(PMPP)	-3,144	-5,073	Não rejeita raiz unitária mesmo com quebra endógena
ln(VolPix)	-6,713	-5,073	Rejeita raiz unitária — estacionária em torno de quebra
ln(IBC-Br)	-5,692	-5,073	Rejeita raiz unitária — estacionária em torno de quebra

Tendência: constante e tendência linear (Zivot; Andrews, 1992).

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

O teste de Zivot-Andrews confirma, com maior poder estatístico, o padrão de estacionariedade em torno de tendência com quebra tanto para ln(VolPix) (estatística de -6,713, muito além do valor crítico de -5,073) quanto — de forma notável — para ln(IBC-Br) (-5,692), série que os testes ADF e KPSS convencionais haviam classificado como I(1) sem ressalvas. Esse resultado é consistente com o fenômeno documentado por Perron (1989): testes de raiz unitária convencionais tendem a não rejeitar a hipótese nula quando a série é, na verdade, estacionária em torno de uma tendência sujeita a uma quebra estrutural não modelada.

Já para ln(PMPP), o teste de Zivot-Andrews não rejeita a hipótese de raiz unitária mesmo permitindo uma quebra endógena (estatística de -3,144, muito aquém do valor crítico de -5,073) — evidência de que a não estacionariedade dessa série não é explicável por uma única quebra estrutural, e sugere ordem de integração genuinamente superior a 1, ou a presença de múltiplas quebras estruturais, hipótese que permanece como agenda de pesquisa futura (seção 6).

O Teste de Cointegração de Johansen foi, ainda assim, aplicado ao sistema formado pelas três variáveis em nível, a fim de verificar a existência de uma combinação linear estacionária entre elas. A Tabela 9 apresenta a Estatística-Traço para cada hipótese de cointegração (r).

Tabela 9 - Teste de Cointegração de Johansen

Hipótese nula	Estatística-Traço	Valor Crítico (5%)	Decisão
$r = 0$	82,17	29,80	Rejeita H_0
$r \leq 1$	39,54	15,49	Rejeita H_0
$r \leq 2$	0,42	3,84	Não rejeita H_0

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

O teste identifica dois vetores de cointegração estatisticamente significantes a 5%, número elevado para um sistema de três variáveis. Esse resultado deve ser interpretado à luz do achado da Tabela 4: como $\ln(\text{VolPix})$ já é aproximadamente estacionária em nível, qualquer combinação linear que a isole tende a ser também estacionária, o que infla mecanicamente o posto de cointegração identificado pelo teste. Ainda assim, a rejeição da hipótese de ausência de cointegração ($r = 0$) confirma a existência de ao menos uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, o que justifica a estimação em níveis como ponto de partida — desde que complementada pelas especificações mais robustas apresentadas nas seções 5.7 e 5.8.

5.4.3 Teste de Cointegração por Limites (ARDL Bounds Test): Especificação Alternativa

Dado o quadro de ordem de integração mista e parcialmente ambígua revelado pelas Tabelas 7, 8 e 9 — em particular, a evidência de que $\ln(\text{VolPix})$ se aproxima de estacionariedade em nível, ao passo que $\ln(\text{PMPP})$ não rejeita raiz unitária mesmo com quebra endógena —, a adequação do teste de Johansen, que pressupõe integração uniforme de ordem 1, é questionável para este sistema específico. Aplicou-se, portanto, o Teste de Cointegração por Limites (ARDL Bounds Test) de Pesaran, Shin e Smith (2001), válido independentemente do ordenamento exato de integração das variáveis. A ordem do modelo ARDL foi selecionada pelo critério de Akaike entre as especificações candidatas, resultando em ARDL(2,2,4). Neste sentido, a Tabela 10 apresenta o resultado do teste de limites.

Tabela 10 - Teste de Cointegração por Limites (ARDL Bounds Test)

Estatística	Valor	Limite Inf. I(0) (5%)	Limite Sup. I(1) (5%)	Decisão
F	8,883	3,229	4,322	Rejeita H_0 (ausência de cointegração) a 5% e a 1% (limite superior 1% = 5,543)

Valores críticos de Pesaran; Shin; Smith (2001), caso III (constante irrestrita, sem tendência).

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

A estatística F calculada (8,883) supera com folga o limite superior I(1) tanto a 5% (4,322) quanto a 1% (5,543), rejeitando de forma inequívoca a hipótese nula de ausência de relação de cointegração — resultado ainda mais decisivo do que o do teste de Johansen (Tabela 7), e obtido sob pressupostos mais fracos sobre a ordem de integração das variáveis. Confirmada a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo, a Tabela 11 apresenta os coeficientes de longo prazo recuperados do Mecanismo de Correção de Erros Irrestrito (Equação 9, seção 4.5.2.1).

Tabela 11 - Coeficientes de longo prazo da relação de cointegração (ARDL/UECM)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	p-valor
ln(VolPix)	-0,112	0,058	0,051
ln(IBC-Br)	-0,283	0,623	0,650
Constante	-16,525	2,200	< 0,001

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

O resultado da Tabela 11 é o achado mais relevante desta bateria de robustez, e qualifica de forma importante a leitura construída nas seções 5.5 a 5.9 a partir do modelo em níveis por MQO. Enquanto a Equação 3 estimada por MQO (Tabela 12, seção 5.5) indica coeficiente positivo e significativo para ln(VolPix) ($\beta = 0,032$; $p = 0,029$), o coeficiente de longo prazo da relação de cointegração estimada pelo método ARDL/UECM, mais adequado em conformidade com o quadro de integração mista das séries, negativo e marginalmente significativo ao nível de 10% (coeficiente = -0,112; erro-padrão = 0,058; $p = 0,051$). É possível inferir que, quando a relação de longo prazo é estimada por um método econometricamente mais apropriado a esta configuração específica dos dados, emerge evidência, ainda que marginal, a favor da hipótese original de substituição, em direção oposta à sugerida pela regressão em níveis.

Essa reversão de sinal é consistente com a interpretação já antecipada na seção 5.5: o coeficiente positivo do MQO em níveis provavelmente captura, em grande medida, a tendência comum de crescimento entre Pix e PMPP ao longo do período (adoção tecnológica de um lado, inflação acumulada e expansão da atividade econômica de outro) e não uma relação estrutural genuína entre as duas variáveis, tendência comum que o método ARDL/UECM, ao modelar explicitamente a dinâmica de curto e longo prazo em um único sistema com defasagens amplas, consegue depurar de forma mais eficaz do que a regressão estática em níveis.

O coeficiente de $\ln(\text{IBC-Br})$ na relação de longo prazo ($-0,283$; $p = 0,650$) não é estatisticamente significativo e não deve ser interpretado substantivamente. Esse achado reforça, com evidência estatística adicional e por um método distinto, a mesma conclusão qualitativa já sustentada pelo Modelo de Correção de Erros (seção 5.7) e pelo teste de causalidade de Granger (seção 5.8): a hipótese de substituição direta do papel-moeda pelo Pix no estoque agregado de PMPP não é rejeitada de forma unânime pelos dados quando se utilizam as especificações mais robustas à não estacionariedade — ainda que o sinal e a magnitude precisos variem conforme o método, o que recomenda cautela na interpretação pontual de qualquer coeficiente isolado, e reforça o valor de reportar a bateria completa de testes, e não apenas o resultado do modelo mais simples.

5.5 Modelo de Demanda por Moeda em Níveis: Estimação e Diagnóstico

A Tabela 12 apresenta os resultados de dois modelos estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com erros-padrão robustos à heterocedasticidade (estimador de White HC3): o Modelo (1), especificação log-log básica (Equação 3, seção 4.4.3), e o Modelo (2), que inclui a taxa CDI mensal e a variação do IPCA como variáveis de controle adicionais, dado que ambas afetam teoricamente a demanda por moeda — a primeira via custo de oportunidade de reter numerário (Baumol, 1952; Tobin, 1956), a segunda por meio da erosão do poder de compra do saldo monetário nominal.

Tabela 12 - Estimação do modelo de demanda por moeda (variável dependente: $\ln(\text{PMPP})$)

Variável	Modelo (1) log-log básico	Modelo (2) + CDI e IPCA
Intercepto	18,360*** (0,513)	18,271*** (0,489)
$\ln(\text{VolPix})$	0,032** (0,015)	0,067*** (0,014)
$\ln(\text{IBC-Br})$	0,144 (0,138)	0,077 (0,124)
CDI	—	-0,104*** (0,024)
IPCA	—	-0,008 (0,014)
R ² Ajustado	0,377	0,500
Estatística F	9,63*** (p = 0,0003)	13,48*** (p < 0,001)
Durbin-Watson / N	0,30 / N = 60	0,44 / N = 60

Notas: erros-padrão robustos (HC3) entre parênteses. ** p < 0,05; *** p < 0,01.

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

O resultado mais notável da Tabela 12 é o sinal do coeficiente de $\ln(\text{VolPix})$: positivo e estatisticamente significativo em ambas as especificações ($\beta = 0,032$, $p = 0,029$, no Modelo 1; $\beta = 0,067$, $p < 0,001$, no Modelo 2), o que contraria, à primeira vista, a hipótese de que o Pix substituiu o papel-moeda em circulação. Interpretado literalmente, o coeficiente do Modelo (1) sugeriria que um aumento de 10% no volume do Pix está associado a um aumento de 0,32% no estoque de PMPP — o oposto do que a literatura preliminar sobre o tema costuma reportar. O coeficiente da taxa CDI no Modelo (2) apresenta o sinal teoricamente esperado (negativo e altamente significativo), consistente com o modelo de Baumol-Tobin: um custo de oportunidade mais elevado reduz a demanda por saldos monetários líquidos.

Esse resultado, contudo, precisa ser interpretado com cautela à luz dos testes de diagnóstico apresentados na Tabela 13.

O diagnóstico é inequívoco: o modelo em níveis viola de forma significativa a premissa de ausência de autocorrelação serial (Durbin-Watson = 0,30, muito distante do valor de referência 2; Breusch-Godfrey rejeitado a menos de 0,1% de significância em duas especificações de defasagem) e apresenta forma funcional inadequada segundo o teste RESET ($p < 0,001$). Esse padrão de diagnóstico (coeficientes nominalmente significantes, porém acompanhados de resíduos fortemente autocorrelacionados) é o sintoma clássico de uma regressão entre duas séries com

tendências comuns que não capturam corretamente a dinâmica de curto prazo, ainda que uma relação de cointegração genuína também esteja presente.

Tabela 13 - Testes de diagnóstico dos resíduos (Modelo 1)

Teste	Estatística	p-valor	Conclusão
Jarque-Bera (normalidade)	1,97	0,373	Não rejeita H_0 — resíduos normais
Breusch-Godfrey, 2 defasagens (autocorrelação)	36,86	< 0,001	Rejeita H_0 — autocorrelação severa
Breusch-Godfrey, 4 defasagens (autocorrelação)	37,72	< 0,001	Rejeita H_0 — autocorrelação severa
ARCH-LM, 1 defasagem (heterocedasticidade condicional)	19,09	0,039	Rejeita H_0 a 5%
RESET de Ramsey (forma funcional)	83,05	< 0,001	Rejeita H_0 — forma funcional inadequada
Durbin-Watson	0,30	—	Forte indício de autocorrelação positiva

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

Em outras palavras, o coeficiente positivo de $\ln(\text{VolPix})$ no modelo em níveis provavelmente reflete, em grande medida, o fato de que Pix e PMPP cresceram simultaneamente ao longo de 2021–2025, sendo o primeiro por difusão tecnológica, o segundo por inflação acumulada e expansão da atividade econômica, e não uma relação causal direta entre as duas variáveis. Por outro lado, os Fatores de Inflação de Variância calculados para o Modelo (2), VIF de 5,10 para $\ln(\text{VolPix})$, 2,91 para $\ln(\text{IBC-Br})$ e 3,04 para a CDI, todos inferiores ao limiar convencional de 10, descartam multicolinearidade severa como explicação alternativa para os resultados. Diante desse quadro, o modelo em níveis não deve ser tomado como evidência definitiva da direção da relação entre Pix e PMPP; as seções 5.7 e 5.8 apresentam especificações estatisticamente mais robustas.

Como verificação adicional, e dado que o estimador HC3 (White) corrige heterocedasticidade, mas não autocorrelação, os erros-padrão da Tabela 12 foram recalculados pelo estimador HAC de Newey-West, com três defasagens (regra de Newey e West, 1994). No Modelo

(1), o erro-padrão de $\ln(\text{VolPix})$ sobe de 0,0145 (HC3) para 0,0187 (HAC), e o coeficiente perde significância ao nível de 5% (p passa de 0,029 para 0,090); permanecendo significativa apenas a 10%. Esse resultado é o esperado à luz do quadro de autocorrelação severa já diagnosticado (Durbin-Watson = 0,30): ao corrigir corretamente a inflação artificial da precisão estimada causada pela autocorrelação, a significância do coeficiente do Modelo (1) revela-se, na prática, muito mais frágil do que a inferência baseada em HC3 sugeriria. Já no Modelo (2), que inclui CDI e IPCA como controles, o coeficiente de $\ln(\text{VolPix})$ permanece altamente significativo mesmo sob HAC (erro-padrão de 0,0138 para 0,0165; $p < 0,001$ em ambos os casos), sugerindo que a inclusão de variáveis de controle macroeconômicas absorve parte da dinâmica temporal que, no Modelo (1), permanecia nos resíduos. Ainda assim, dado que nenhum dos dois modelos em níveis está isento dos problemas de especificação já discutidos, a seção 5.4.3 sugeriu uma alternativa econometricamente mais robusta para a estimação da relação de longo prazo entre as variáveis.

5.6 Quebra Estrutural: Teste de Chow e Teste de Quandt-Andrews

Para este efeito, aplicou-se o Teste de Chow ao ponto de quebra teoricamente motivado de dezembro de 2021, mês de implementação do Pix Saque e do Pix Troco. A Tabela 14 apresenta as Somas dos Quadrados dos Resíduos utilizadas no cálculo da estatística F.

Tabela 14 - Somas dos Quadrados dos Resíduos — Teste de Chow (quebra em dez/2021)

Modelo	SQR	Graus de liberdade
Modelo total (restrito)	0,0823	57
Subperíodo 1 (jan–nov/2021, $n_1 = 11$)	0,0011	8
Subperíodo 2 (dez/2021–dez/2025, $n_2 = 49$)	0,0258	46

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

A estatística F calculada é $F = 36,96$ ($p < 0,0001$), rejeitando com folga a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes, resultado ainda mais expressivo do que o relatado em versões preliminares desta monografia. A Tabela 15 compara os coeficientes estimados separadamente para cada subperíodo.

Tabela 15 - Coeficientes de $\ln(\text{VolPix})$ por subperíodo, em torno da quebra de dez/2021

Período	Coeficiente $\ln(\text{VolPix})$	R ² Ajustado	N
Global (jan/2021–dez/2025)	0,032** (p = 0,006)	0,377	60
Pré-quebra (jan–nov/2021)	−0,030** (p = 0,018)	0,570	11
Pós-quebra (dez/2021–dez/2025)	0,107*** (p < 0,001)	0,790	49

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

O resultado da comparação por subperíodo é particularmente revelador. No período inicial de operação do Pix (janeiro a novembro de 2021, antes do Pix Saque e Troco), o coeficiente de $\ln(\text{VolPix})$ é negativo e estatisticamente significativo (−0,030; p = 0,018), direção compatível com a hipótese de substituição, embora estimada sobre apenas onze observações. Após dezembro de 2021, contudo, o coeficiente inverte de sinal e se torna positivo e altamente significativo (0,107; p < 0,001). Ou seja: ao contrário do que uma leitura apressada da literatura sugeriria, a introdução de funcionalidades de saque via Pix não intensificou um efeito de substituição sobre o PMPP identificável na especificação em níveis — o sinal do coeficiente se reverteu. Esse achado é consistente com a interpretação de que o crescimento conjunto de Pix e PMPP no subperíodo mais longo (49 dos 60 meses da amostra) provavelmente reflete fatores macroeconômicos comuns, sobretudo a inflação acumulada no período, que elevou o valor nominal do PMPP mesmo que seu uso relativo como meio de troca tenha diminuído.

Dado que o ponto de quebra de dezembro de 2021 foi definido por critério teórico, aplicou-se adicionalmente o Teste de Quandt-Andrews, alternativa que busca endogenamente o ponto de maior instabilidade paramétrica dentro do intervalo amostral, com corte de 15% em cada extremidade (*trimming*).

Tabela 16 - Teste de Quandt-Andrews: busca endógena do ponto de quebra

Estatística sup-F	Data do ponto de quebra endógeno
62,67	outubro de 2023

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

O ponto de quebra endógeno identificado (outubro de 2023) não coincide com o marco regulatório do Pix Saque e Troco (dezembro de 2021), tampouco com outro evento institucional isolado amplamente documentado na literatura sobre o Pix. Esse resultado sugere que a

instabilidade estatística mais pronunciada na relação entre Pix e PMPP está associada a um conjunto mais amplo de fatores, possivelmente a maturação da curva de difusão do sistema, mudanças no ciclo de política monetária brasileira ao longo de 2023, ou a introdução de novas funcionalidades como o Pix Parcelado, e não exclusivamente ao evento regulatório destacado na literatura prévia sobre o tema. Esse é precisamente o tipo de achado que a recomendação de ampliar a bateria de testes, para além do roteiro inicialmente esboçado, permite revelar.

5.7 Modelo de Correção de Erros (ECM)

Dado que o teste de Johansen identifica cointegração entre as variáveis (seção 5.4), mas o modelo em níveis apresenta diagnósticos residuais insatisfatórios (seção 5.5), estimou-se o Modelo de Correção de Erros, que opera inteiramente com variáveis estacionárias (primeiras diferenças) e incorpora explicitamente o mecanismo de retorno ao equilíbrio de longo prazo.

Tabela 17 - Modelo de Correção de Erros (variável dependente: $\Delta \ln(\text{PMPP})$)

Variável	Coefficiente	p-valor
Intercepto	-0,0035	0,203
$\Delta \ln(\text{VolPix})$	0,098**	0,019
$\Delta \ln(\text{IBC-Br})$	-0,108	0,159
ECT (t-1) — termo de correção de erro	-0,188**	0,015
R ² Ajustado / Durbin-Watson / N	0,160 / 1,90 / 59	—

Notas: erros-padrão robustos (HC3). ** p < 0,05.

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

O ECM apresenta diagnósticos substancialmente mais satisfatórios do que o modelo em níveis: a estatística Durbin-Watson de 1,90 está muito próxima do valor de referência 2, indicando ausência de autocorrelação residual relevante, em contraste com o valor de 0,30 obtido no modelo em níveis (Tabela 12). O coeficiente do termo de correção de erro (ECT) é negativo e estatisticamente significativo ($\lambda = -0,188$; p = 0,015), confirmando a existência de um mecanismo genuíno de ajustamento de longo prazo: aproximadamente 18,8% de um eventual desvio da relação de equilíbrio entre Pix, PMPP e atividade econômica é corrigido a cada mês, o que implica meia-vida do desequilíbrio de aproximadamente 3,3 meses [$\ln(0,5) / \ln(1 - 0,188)$].

Quanto à dinâmica de curto prazo, o coeficiente de $\Delta \ln(\text{VolPix})$ permanece positivo e estatisticamente significativo (0,098; p = 0,019), reproduzindo, em uma especificação

estatisticamente mais robusta, o mesmo sinal encontrado no modelo em níveis. Esse resultado reforça a leitura de que, no horizonte 2021–2025, o crescimento do Pix não esteve associado, em termos agregados e no curto prazo, a uma redução do estoque de papel-moeda em circulação. Ao contrário, ambos cresceram conjuntamente, ainda que por meio de um mecanismo estatisticamente distinto do que caracterizaria uma simples tendência comum espúria, já que a especificação em diferenças, imune a esse problema, reproduz o mesmo sinal.

Contudo, a dinâmica de curto prazo aqui estimada não encontra, portanto, suporte para a hipótese de substituição tecnológica direta sobre o estoque agregado de PMPP, conclusão que não se estende automaticamente à relação de longo prazo, cujo coeficiente estimado pelo método ARDL Bounds Test aponta na direção oposta. A seção 5.10, por sua vez, mostra que a substituição é identificável de forma inequívoca quando a variável de interesse é o fluxo de saques em caixas eletrônicos, e não o estoque de PMPP.

5.8 Vetores Autorregressivos, Causalidade de Granger e Função de Resposta a Impulso

Para investigar a direção temporal da relação entre Pix e PMPP, estimou-se um Vetor Autorregressivo nas primeiras diferenças de $\ln(\text{PMPP})$ e $\ln(\text{VolPix})$, com ordem de defasagem $p = 6$, selecionada pelo critério de Akaike.

Tabela 18 - Teste de causalidade de Granger entre Pix e PMPP

Hipótese nula	p-valor	Decisão (5%)
Pix não Granger-causa PMPP	0,297	Não rejeita H_0
PMPP não Granger-causa Pix	0,0007	Rejeita H_0

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

O resultado do teste de causalidade de Granger é, talvez, o achado mais contraintuitivo deste trabalho: não há evidência estatística de que o Pix Granger-causa o PMPP ($p = 0,297$), mas há evidência forte de que o PMPP Granger-causa o Pix ($p = 0,0007$). Ou seja, a trajetória passada do papel-moeda em circulação ajuda a prever a trajetória futura do volume do Pix, e não o inverso. Uma interpretação plausível é que ambas as séries respondem a um conjunto comum de condições macroeconômicas — nível de atividade, liquidez e comportamento sazonal do consumo —, e que o PMPP, por refletir de forma mais imediata o ciclo de curto prazo de gastos das famílias, antecede

estatisticamente o ajuste do volume transacionado via Pix. A Função de Resposta a Impulso, que traça a trajetória esperada de $\Delta \ln(\text{PMPP})$ diante de um choque unitário em $\Delta \ln(\text{VolPix})$ ao longo de doze meses, indica resposta acumulada pequena e negativa ($-0,048$), porém não estatisticamente distinguível de zero à luz do resultado não significativo do teste de causalidade na direção $\text{Pix} \rightarrow \text{PMPP}$.

5.9 Regressão em Janela Móvel: Trajetória Temporal da Elasticidade

Por fim, para investigar se a relação entre Pix e PMPP variou de forma contínua ao longo do período, reestimou-se o modelo em níveis sobre janelas móveis de 24 meses, deslocadas um mês por vez ao longo de toda a amostra.

Tabela 19 - Regressão em janela móvel (24 meses): trajetória do coeficiente de $\ln(\text{VolPix})$

Estatística	Valor	Data
Elasticidade mínima	$-0,021$	dezembro de 2022
Elasticidade máxima	$0,212$	agosto de 2025
Elasticidade média no período	$0,087$	—

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

A trajetória da elasticidade em janela móvel mostra que o coeficiente de $\ln(\text{VolPix})$ permaneceu predominantemente positivo ao longo da amostra, com valor mínimo próximo de zero ($-0,021$) no final de 2022 e valor máximo ($0,212$) em agosto de 2025 — ou seja, a associação positiva entre Pix e PMPP não apenas persistiu, como se intensificou nos meses mais recentes da série. Esse padrão é incompatível com a narrativa de uma substituição tecnológica crescente e monotônica do numerário pelo Pix no nível agregado, e reforça a conclusão, já antecipada nas seções 5.5 a 5.8, de que a hipótese de substituição direta sobre o estoque de papel-moeda em poder do público não é sustentada pelos dados no período 2021–2025, ainda que a substituição seja claramente identificável em outras margens, como o fluxo de saques em caixas eletrônicos (seção 5.10).

5.10 Matriz de Correlação entre Meios de Pagamento

Para ampliar a compreensão das inter-relações entre os meios de pagamento, estimou-se a Matriz de Correlação de Pearson com base nas séries temporais mensais do BCB para o período 2021–2025 (Tabela 20).

Tabela 20 - Matriz de Correlação de Pearson entre meios de pagamento e PMPP (mensal, 2021–25)

	Pix	TED	Boleto	Cheque	DOC	PMPP
Pix	1,00	0,77	0,89	−0,87	−0,87	0,84
TED	0,77	1,00	0,91	−0,44	−0,60	0,58
Boleto	0,89	0,91	1,00	−0,60	−0,76	0,61
Cheque	−0,87	−0,44	−0,60	1,00	0,83	−0,79
DOC	−0,87	−0,60	−0,76	0,83	1,00	−0,61
PMPP	0,84	0,58	0,61	−0,79	−0,61	1,00

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

O resultado mais relevante para a hipótese central desta pesquisa é a correlação entre Pix e PMPP: $r = 0,84$, positiva e forte — direção oposta à hipótese de substituição direta e consistente com os resultados da regressão em níveis (seção 5.5). Contudo, essa correlação elevada deve ser lida com o mesmo cuidado metodológico já discutido: séries com tendência de crescimento comum ao longo do tempo tendem a exibir correlação de Pearson elevada independentemente de qualquer relação causal genuína entre elas, o que a literatura de séries temporais denomina correlação espúria por tendência comum (Granger; Newbold, 1974). O padrão de correlações negativas entre o Pix e os instrumentos em declínio estrutural — cheque ($r = -0,87$) e DOC ($r = -0,87$) — é mais robusto a essa ressalva, pois reflete a substituição direta e amplamente documentada desses instrumentos pelo Pix, e não uma tendência comum de crescimento.

Complementarmente, estimou-se uma segunda matriz de correlação com dados trimestrais (2021–2025), incorporando o cartão de crédito, o cartão de débito e os saques em caixas eletrônicos (ATM), indicadores não disponíveis em periodicidade mensal, mas essenciais para testar a hipótese

de substituição sob uma ótica de fluxo de retiradas, e não apenas de estoque agregado de numerário (Tabela 21).

A correlação entre o volume do Pix e os saques em caixas eletrônicos é negativa, forte e a mais robusta identificada em todo o capítulo ($r = -0,91$), oferecendo a evidência mais direta de substituição tecnológica encontrada neste trabalho: à medida que o Pix se expandiu, a quantidade de saques em ATM caiu de forma praticamente monotônica, de 3,72 bilhões em 2021 para 2,59 bilhões em 2025 (queda de 30,4%). Diferentemente do PMPP (uma variável de estoque, influenciada por fatores como inflação, informalidade e entesouramento), os saques em ATM medem diretamente um fluxo comportamental: a decisão do indivíduo de converter saldo em conta em numerário físico para uso corrente.

Tabela 21 - Matriz de correlação de Pearson (trimestral, 2021–2025) com cartões e saques em ATM

	Pix	TED	Boleto	C. Crédito	C. Débito	Saques ATM
Pix	1,00	0,87	0,93	0,98	0,36	-0,91
TED	0,87	1,00	0,96	0,93	0,62	-0,67
Boleto	0,93	0,96	1,00	0,98	0,61	-0,75
C. Crédito	0,98	0,93	0,98	1,00	0,52	-0,84
C. Débito	0,36	0,62	0,61	0,52	1,00	-0,05
Saques ATM	-0,91	-0,67	-0,75	-0,84	-0,05	1,00

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2026.

A convergência entre a ausência de suporte à hipótese de substituição na análise do PMPP (seções 5.5 a 5.9) e a evidência robusta de substituição na análise dos saques em ATM constitui, portanto, o achado central deste trabalho: o Pix substitui o numerário no fluxo de retiradas, mas essa substituição não se traduz, no período e na frequência analisados, em redução do estoque agregado de papel-moeda em circulação, provavelmente porque o crescimento nominal do PMPP por razões macroeconômicas (inflação, atividade econômica, informalidade) supera, em magnitude, o efeito de substituição tecnológica no período estudado.

5.11 Análises Complementares: Pressão Competitiva sobre o Cartão de Débito

Para verificar se a expansão do Pix exerceu pressão competitiva sobre o uso do cartão de débito no varejo, aplicou-se o Coeficiente de Correlação de Postos de Spearman entre o volume trimestral do Pix e a quantidade trimestral de transações com cartão de débito. O resultado foi $\rho = 0,280$ ($p = 0,232$), estatisticamente não significativa a qualquer nível de significância convencional.

Esse resultado contrasta com a literatura, por vezes difundida na cobertura jornalística sobre o tema, de que o Pix teria provocado retração absoluta no uso do cartão de débito. Os dados mostram que houve uma desaceleração acentuada do crescimento do cartão de débito (CAGR de apenas 4,93% entre 2021 e 2025, ante 70,46% do Pix), mas não uma correlação negativa estatisticamente robusta entre as duas séries no nível trimestral, o que é consistente com uma interpretação de estagnação relativa (o débito deixou de crescer no ritmo que cresceria na ausência do Pix), e não de substituição direta e mensurável trimestre a trimestre. Esse é outro exemplo, ao lado dos resultados das seções anteriores, de como a aplicação de testes estatísticos formais qualifica e, em alguns casos, contradiz afirmações intuitivas sobre os efeitos do Pix que carecem de verificação empírica rigorosa.

5.12 Síntese dos Resultados: Reinterpretando a Hipótese de Substituição

O conjunto de evidências reunido neste capítulo, um compêndio de dezesseis testes estatísticos aplicados a dados oficiais do Banco Central do Brasil, não confirma, de forma unânime, a hipótese de que o Pix reduziu o estoque agregado de papel-moeda em poder do público no período 2021–2025, mas tampouco a rejeita de forma unânime. O modelo em níveis, o coeficiente de curto prazo do Modelo de Correção de Erros, a regressão em janela móvel e a matriz de correlação mensal convergem para uma associação positiva entre o volume do Pix e o PMPP, resultado que provavelmente reflete o crescimento simultâneo de ambas as séries em razão de fatores macroeconômicos comuns, sobretudo a inflação acumulada e a expansão da atividade econômica no período, e não uma relação causal de substituição.

O teste de causalidade de Granger reforça essa interpretação, ao indicar que é o PMPP que antecede estatisticamente o Pix, e não o inverso. No entanto, o coeficiente de longo prazo estimado pelo ARDL Bounds Test (método mais adequado ao quadro de integração mista das séries identificado pelos testes ADF, KPSS e Zivot-Andrews) é negativo e marginalmente significativo,

sugerindo que a relação de equilíbrio de longo prazo entre Pix e PMPP pode ser distinta da dinâmica de curto prazo predominantemente positiva capturada pelos demais métodos.

Ao mesmo tempo, o capítulo evidenciou a existência de substituição tecnológica em uma margem mais específica: o fluxo de saques em caixas eletrônicos, que caiu de forma praticamente monotônica à medida que o Pix se expandiu ($r = -0,91$; seção 5.10), em linha com a funcionalidade do Pix Saque e Pix Troco. Adicionalmente, o Teste de Chow identificou quebra estrutural altamente significativa em dezembro de 2021, embora o Teste de Quandt-Andrews aponte outubro de 2023 como o momento de maior instabilidade paramétrica endógena, sugerindo que a relação entre Pix e PMPP não é adequadamente descrita por um único evento regulatório isolado.

Analisados de maneira conjunta, esses resultados sugerem uma reformulação, e não uma resposta única da hipótese de substituição originalmente investigada. No curto prazo e na relação estática em níveis, o Pix não substitui o papel-moeda de forma generalizada e mensurável no estoque agregado de M0. Identifica-se, isso sim, substituição específica do comportamento de saque em espécie, uma margem comportamental mais estreita, porém mais diretamente ligada ao desenho funcional do sistema (Pix Saque e Pix Troco).

Além disso, no longo prazo, a especificação econometricamente mais adequada ao quadro de integração mista das séries (ARDL Bounds Test) aponta (com significância apenas marginal, e por isso sem caráter conclusivo) para a direção oposta sugerindo que um efeito de substituição sobre o estoque agregado pode estar presente, porém mascarado, na estimação estática em níveis, por uma tendência comum de crescimento entre as duas séries. Essa distinção entre efeito de curto prazo e efeito de longo prazo, e entre o estoque agregado e o fluxo de retiradas, não está presente na formulação inicial da hipótese de pesquisa, mas emerge como o principal resultado deste estudo, e ilustra o valor de submeter hipóteses aparentemente intuitivas a uma série diversificada de testes estatísticos, inclusive testes com pressupostos mutuamente distintos entre si, antes de aceitar seu sinal esperado *a priori* ou de tomar qualquer resultado isolado como definitivo.

5.13 Recomendações de Política Econômica

Por fim, com base no conjunto de evidências apresentadas neste capítulo de discussão dos resultados alcançados, em particular a distinção entre a ausência de efeito robusto sobre o estoque agregado de PMPP e a evidência forte de substituição no fluxo de saques em ATM, esta última

seção formula recomendações de política econômica organizadas em quatro eixos, sintetizados no Quadro 1 a seguir:

No eixo monetário, o achado de que a substituição tecnológica é identificável no fluxo de saques ($r = -0,91$), mas não no estoque agregado de PMPP, recomenda cautela: políticas de racionalização de infraestrutura física de numerário (como redução do número de caixas eletrônicos ou de tesourarias regionais) são justificáveis pela queda real e consistente na demanda por saques, mas não devem presumir uma trajetória de queda no estoque agregado de moeda em circulação, algo que este trabalho não confirmou.

Na ótica do crédito, o Pix permanece um insumo relevante para a infraestrutura de dados do *Open Finance*, independentemente da direção do efeito sobre o PMPP, dado que o histórico de transações constitui informação valiosa para modelagem de risco de crédito alternativa, especialmente para usuários sem histórico bancário tradicional.

Quadro 1 - Recomendações de política econômica derivadas das evidências empíricas sobre o Pix

Eixo	Objetivo	Ação principal
Monetário	Eficiência da rede física de distribuição de numerário	Racionalizar gradualmente a rede de ATMs e tesourarias regionais, dado o declínio consistente ($-30,4\%$) nos saques em espécie, sem presumir redução do estoque agregado de M0, que segue determinado majoritariamente por fatores macroeconômicos.
Crédito	Redução do custo de crédito via dados alternativos	Utilizar o histórico de transações Pix no âmbito do Open Finance para gerar scores de crédito alternativos a usuários historicamente desbancarizados.
Social	Inclusão financeira e digital	Manter a gratuidade das transações para pessoas físicas, dado o papel do Pix na ampliação do acesso a serviços de pagamento (seção 3.1), sem que ganhos de eficiência sejam neutralizados por tributação que force o retorno à informalidade.
Sistêmico	Segurança e monitoramento estatístico contínuo	Aperfeiçoar mecanismos antifraude em tempo real e ampliar a publicização de estatísticas desagregadas do Pix, cuja limitação de acesso paginado constitui obstáculo à pesquisa acadêmica independente, conforme discutido na seção 5.3.

Fonte: Resultados da pesquisa, 2026.

Na vertente social, a fundamentação teórica apresentada na seção 3.1 (sobre o papel do Pix na redução de barreiras de acesso a serviços financeiros) permanece válida independentemente dos resultados sobre a hipótese de substituição do numerário, e recomenda a manutenção da gratuidade

das transações para pessoas físicas como condição para preservar os ganhos de inclusão financeira documentados na literatura (Cayres, 2025).

Em última instância, no flanco sistêmico, a limitação de acesso público e paginado à base desagregada de transações do Pix, identificada na seção 5.3 como restrição metodológica deste trabalho, constitui, em si, uma recomendação de política de dados abertos: a ampliação da capacidade de extração da API Olinda de Estatísticas do Pix (ou a disponibilização direta de tabulações agregadas por natureza de transação, região e faixa etária) fortaleceria a capacidade da pesquisa acadêmica independente de monitorar a evolução do sistema com o mesmo rigor aplicado neste trabalho às séries agregadas do SGS.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente monografia investigou a evolução do Pix como meio de pagamento no Brasil, articulando uma análise histórico-institucional do sistema, fundamentada, entre outros referenciais, na economia de redes e mercados de dois lados e na literatura de demanda transacional por moeda, com uma bateria ampliada de dezesseis testes econométricos aplicados exclusivamente a dados oficiais do Banco Central do Brasil. Os resultados obtidos permitem formular um conjunto de conclusões mais matizado do que a hipótese inicial de substituição tecnológica direta sugeria, discutir as limitações do estudo e propor uma agenda de pesquisas futuras.

No plano descritivo, os dados oficiais para o período 2021–2025 revelam expansão sem precedentes no sistema de pagamentos brasileiro: o volume financeiro transacionado via Pix cresceu 578,68%, passando de R\$ 5,20 trilhões para R\$ 35,32 trilhões anuais, ao passo que o número de transações avançou 744,21%, de 9,43 bilhões para 79,64 bilhões de operações — trajetória que segue a curva em S prevista pela teoria da difusão de inovações (Rogers, 2003; Bass, 1969) e que, em 2022, levou o Pix a superar tanto o cartão de crédito quanto o cartão de débito em quantidade de transações. A análise da composição do uso do Pix, ainda que baseada parcialmente em amostras da base desagregada do BCB, indica mudança relevante no mix transacional, com a modalidade P2B aproximando-se da P2P como principal uso do sistema entre 2021 e 2025.

No panorama inferencial, o resultado central deste trabalho é que a hipótese de que o Pix substitui tecnologicamente o papel-moeda em poder do público (PMPP) não encontra suporte robusto quando submetida a uma bateria ampla de testes estatísticos. O modelo em níveis estima coeficiente positivo e significativo para $\ln(\text{VolPix})$ ($\beta = 0,032$; $p = 0,029$), mas apresenta diagnósticos residuais não satisfatórios (Durbin-Watson = 0,30; Breusch-Godfrey e RESET de Ramsey rejeitados a menos de 0,1%), o que compromete sua confiabilidade.

O Modelo de Correção de Erros, especificação estatisticamente mais robusta e consistente com a cointegração identificada pelo teste de Johansen, confirma mecanismo de ajustamento de longo prazo estatisticamente significativo (velocidade de ajustamento $\lambda = -0,188$; $p = 0,015$; meia-vida de aproximadamente 3,3 meses) e reproduz a associação de curto prazo positiva entre o crescimento do Pix e do PMPP (0,098; $p = 0,019$), resultado corroborado pela regressão em janela móvel, que mostra elasticidade predominantemente positiva e crescente ao longo de toda a amostra,

e pelo teste de causalidade de Granger, que indica que é o PMPP que antecede estatisticamente o Pix, e não o inverso.

Todavia, esse quadro predominantemente positivo no curto prazo é qualificado pelo resultado do Teste de Cointegração por Limites — ARDL Bounds Test, método mais adequado ao padrão de integração mista identificado para as séries: o coeficiente de longo prazo estimado por essa via é negativo e marginalmente significativo ($-0,112$; $p = 0,051$), sugerindo que, uma vez depurada a tendência comum de crescimento entre Pix e PMPP, pode existir uma relação de substituição de longo prazo não capturada pela estimação estática em níveis. Dada a significância apenas marginal desse último resultado, ele deve ser interpretado como evidência qualificadora, e não como reversão definitiva da conclusão predominante deste capítulo.

Ao mesmo tempo, o trabalho identifica evidência robusta de substituição tecnológica em uma margem comportamental mais específica: o fluxo de saques em caixas eletrônicos, que apresenta correlação negativa forte com o volume do Pix ($r = -0,91$) e declínio real de 30,4% entre 2021 e 2025, coerente com a funcionalidade do Pix Saque e Pix Troco. O Teste de Chow identificou quebra estrutural altamente significativa em dezembro de 2021 ($F = 36,96$; $p < 0,001$), mês de lançamento dessas funcionalidades. Entretanto, o Teste de Quandt-Andrews, de busca endógena do ponto de quebra, aponta outubro de 2023 como o momento de maior instabilidade paramétrica na relação entre as variáveis, evidência de que fatores adicionais ao marco regulatório isolado explicam a dinâmica observada.

Desse modo, a convergência entre a ausência de suporte à substituição no estoque agregado de PMPP e a evidência de substituição no fluxo de saques constitui o principal achado desta monografia: o Pix substitui o numerário na decisão individual de sacar dinheiro em espécie, mas essa substituição não se traduz, no período e na frequência analisados, em redução do estoque agregado de moeda em circulação, muito provavelmente porque o crescimento nominal do PMPP por razões macroeconômicas (inflação acumulada, expansão da atividade econômica, informalidade) supera, em magnitude, o efeito de substituição tecnológica identificado.

Do ponto de vista das implicações para a política econômica, os resultados podem servir para recomendar cautela na formulação de políticas de racionalização da infraestrutura física de numerário: embora a queda nos saques em ATM justifique revisões pontuais na rede de caixas eletrônicos e tesourarias regionais, não há evidência de que o estoque agregado de M0 esteja em trajetória de queda estrutural atribuível ao Pix. Em adição, os resultados apontam para a relevância

do histórico de transações Pix como insumo para modelos alternativos de concessão de crédito no âmbito do *Open Finance*; para a manutenção da gratuidade das transações para pessoas físicas como condição para preservar os ganhos de inclusão financeira; e para a ampliação do acesso público às bases desagregadas de estatísticas do Pix, limitação metodológica enfrentada neste trabalho (seção 5.3) que restringe a capacidade de pesquisas acadêmicas independentes replicarem e aprofundarem análises sobre a composição do uso do sistema.

Cabe registrar que este trabalho apresenta limitações que devem ser consideradas na interpretação dos resultados. Em primeiro lugar, a natureza agregada da maior parte dos dados impede a identificação de heterogeneidades microeconômicas relevantes, como o comportamento diferenciado de segmentos de renda, faixas etárias ou regiões geográficas específicas quanto à substituição do numerário. Em segundo lugar, o recorte temporal da análise econométrica (2021–2025, $n = 60$) é relativamente curto para métodos de séries temporais como o teste de Johansen e o VAR, cuja potência estatística cresce com o número de observações; resultados baseados em amostras maiores, à medida que mais dados se tornem disponíveis, poderão consolidar ou revisar os achados aqui reportados. Em terceiro lugar, a ordem de integração ambígua identificada para a série $\ln(\text{PMPP})$ no teste ADF persiste mesmo após a aplicação do teste de Zivot-Andrews com quebra estrutural endógena, que não rejeita a hipótese de raiz unitária para essa série, resultado que aponta para uma ordem de integração genuinamente superior a 1, ou para a presença de múltiplas quebras estruturais não capturadas por um procedimento de quebra única, o que recomenda a aplicação de testes de quebra estrutural múltipla (Bai; Perron, 2003) à série de PMPP em trabalhos futuros. Por fim, a limitação de acesso paginado à base desagregada de transações do Pix restringiu a precisão da decomposição do mix transacional para os anos de 2023 e 2025 a estimativas amostrais, não censitárias.

De todo modo, os resultados desta monografia abrem diversas frentes para investigações subsequentes. A primeira e mais imediata diz respeito ao impacto do Pix sobre a inclusão financeira em nível municipal. Cayres (2025) analisou dados de painel cobrindo os 5.568 municípios brasileiros, entre o quarto trimestre de 2020 e o quarto trimestre de 2024, e estimou que um aumento de 1% na intensidade de uso do Pix está associado a aproximadamente 0,77 contas bancárias adicionais por mil adultos, com elasticidade de 0,078. Esse achado, combinado com a evidência de substituição no fluxo de saques (mas não no estoque de PMPP) apresentada neste estudo, sugere que o principal efeito econômico do Pix esteja menos ligado à redução do numerário em circulação

e mais à ampliação do acesso a contas e à digitalização do comportamento transacional cotidiano, hipótese que pesquisas futuras, com acesso a dados de painel municipais combinados com registros administrativos do CadÚnico, poderão investigar com maior granularidade.

Uma segunda agenda relevante diz respeito à aplicação de testes de quebra estrutural múltipla e endógena (Bai; Perron, 2003) à série de PMPP, de modo a investigar de forma mais sistemática se a ambiguidade na ordem de integração identificada reflete uma ou mais quebras estruturais na própria tendência da série, hipótese consistente com o achado de que o ponto de quebra endógeno da relação Pix-PMPP (outubro de 2023) não coincide com o marco regulatório do Pix Saque e Troco. Uma terceira linha de pesquisa envolve a extensão da análise de correlação com cartões e saques para uma janela temporal mais longa e com maior frequência, à medida que mais trimestres de dados se tornem disponíveis, de modo a consolidar a robustez da correlação de $-0,91$ entre Pix e saques em ATM e testar sua estabilidade fora da amostra.

Uma quarta agenda de pesquisa promissora concerne à interoperabilidade internacional do Pix. Com o avanço do projeto Nexus do Banco de Compensações Internacionais (BIS), que prevê a conexão de sistemas de pagamentos instantâneos entre países, análises do impacto do Pix transfronteiriço sobre os custos de remessas e sobre a formalização do comércio exterior de pequenas e médias empresas brasileiras constituem campo fértil para pesquisas em economia internacional e em políticas de integração financeira regional.

Em síntese, esta monografia oferece uma leitura empiricamente mais criteriosa da relação entre pagamentos instantâneos e demanda por moeda do que a hipótese de substituição direta, isoladamente considerada, permitiria. O Pix promoveu, de fato, uma ruptura estrutural na infraestrutura de pagamentos brasileira, evidenciada por seu crescimento exponencial, por sua dominância em quantidade de transações desde 2022 e por sua influência mensurável sobre o comportamento de saque em espécie, mas essa ruptura não se traduziu, no horizonte 2021–2025, em uma redução identificável do estoque agregado de papel-moeda em circulação. Essa distinção tem implicações duradouras para a política monetária, a gestão do numerário e a arquitetura do sistema financeiro nacional, e reforça a importância de submeter hipóteses de pesquisa aparentemente intuitivas a testes estatísticos formais e diversificados antes de aceitá-las como evidência conclusiva.

REFERÊNCIAS

ANDREWS, Donald W. K. **Tests for parameter instability and structural change with unknown change point**. *Econometrica*, v. 61, n. 4, p. 821–856, 1993.

ARAÚJO, Ygor Fernandes. **Pix manuscrito**: uma análise sobre a nova ferramenta de pagamento instantâneo na economia nacional. 2024. 46 f. Monografia (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Universidade Federal de Ouro Preto, Instituto de Ciências Sociais Aplicadas, Ouro Preto, 2024.

ARNER, Douglas W.; BARBERIS, Janos; BUCKLEY, Ross P. **The evolution of FinTech: A new post-crisis paradigm?** University of New South Wales Law Research Series, 2016.

AUER, Raphael; CORNELLI, Giulio; FROST, Jon. Rise of the central bank digital currencies: drivers, approaches and technologies. **BIS Quarterly Review**, Basel, p. 1–15, ago. 2020.

AURAZO, Jose; GASMI, Farid. Digital payment systems in emerging economies: Lessons from Kenya, India, Brazil, and Peru. **Information Economics and Policy**, v. 69, 2024.

BAI, Jushan; PERRON, Pierre. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, v. 18, n. 1, p. 1–22, 2003.

BALL, Ray; BROWN, Philip. An empirical evaluation of accounting income numbers. **Journal of Accounting Research**, v. 6, n. 2, p. 159–178, 1968.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Cidadania Financeira**. Brasília: BCB, 2024. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 4 fev. 2026.

BANCO DE COMPENSAÇÕES INTERNACIONAIS (BIS). **Sound practices**: implications of fintech developments for banks and bank supervisors. Basel: BIS, 2018.

BARBA, Eline dos Santos. **A implementação do Pix**: uma breve análise das causas e consequências entre 2021 e 2022. 2023. Monografia (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Pontifícia Universidade Católica de Goiás, Escola de Direito, Negócios e Comunicação, Goiânia, 2023.

BASS, Frank M. **A new product growth for model consumer durables**. *Management Science*, v. 15, n. 5, p. 215–227, 1969.

BAUMOL, William J. **The transactions demand for cash**: an inventory theoretic approach. *Quarterly Journal of Economics*, v. 66, n. 4, p. 545–556, 1952.

BECH, Morten L. et al. Payments are a-changin’ but cash still rules. **BIS Quarterly Review**, Basel, p. 67–80, mar. 2018.

BECH, Morten L.; HANCOCK, Jonathan. Innovations in payments. **BIS Quarterly Review**, 2020.

BRASIL. Banco Central do Brasil. **Instrução Normativa BCB nº 1, de 19 de agosto de 2020.** Estabelece procedimentos operacionais internos relacionados ao funcionamento do Pix. Brasília, DF, 2020. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 4 fev. 2026.

BRASIL. Banco Central do Brasil. **Resolução BCB nº 1, de 12 de agosto de 2020.** Institui o Pix e define suas características fundamentais, estabelecendo-o como arranjo de pagamento integrante do Sistema de Pagamentos Brasileiro (SPB). Brasília, DF, 2020. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 4 jun. 2026.

BRASIL. Banco Central do Brasil. **Circular BCB nº 4.027, de 12 de junho de 2020.** Regulamenta aspectos relacionados à iniciação de transações de pagamento e à comunicação entre os sistemas das instituições participantes do Pix. Brasília, DF, 2020. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 4 fev. 2026.

BREUSCH, Trevor S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian Economic Papers**, v. 17, n. 31, p. 334–355, 1978.

CARSTENS, Agustín. Digital currencies and the future of the monetary system. **BIS Quarterly Review**, 2021.

CAYRES, Andrea Zoqui de Freitas. **Impacto da adoção do Pix nos meios de pagamento.** 2025. 42 f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2025.

CHOW, Gregory C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica**, v. 28, n. 3, p. 591–605, 1960.

COMMITTEE ON PAYMENTS AND MARKET INFRASTRUCTURES (CPMI). **Enhancing cross-border payments: building blocks of a global roadmap.** Basel: Bank for International Settlements, 2020.

CORDEIRO, Maria Eduarda de Frota. **O papel dos pagamentos instantâneos em corridas bancárias: uma análise do Pix.** 2023. Monografia (Graduação em Economia) – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2023.

DAMODARAN, Aswath. **Investment valuation: tools and techniques for determining the value of any asset.** 3. ed. Hoboken: John Wiley & Sons, 2012.

DEMIRGÜÇ-KUNT, Asli; KLAPPER, Leora. **Measuring financial inclusion: the Global Findex Database.** World Bank Policy Research Working Paper, Washington, DC, n. 6025, 2012.

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

ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive W. J. **Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing.** *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987.

EVANS, David S.; PIRCHIO, Alexis. **An empirical examination of why mobile money schemes ignite in some developing countries but flounder in most.** The University of Chicago, 2015.

FREEDMAN, Charles. **Monetary policy implementation: past, present and future — will electronic money lead to the eventual demise of central banking?** *International Finance*, v. 3, n. 2, p. 211–227, 2000.

FRIEDMAN, Milton. **The optimum quantity of money and other essays.** Chicago: Aldine Publishing, 1969.

GARCIA, Gabriel. **Pix: a evolução do sistema de pagamentos no Brasil.** 2023. 53 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2023. Disponível em: <https://pantheon.ufrj.br/handle/11422/27468>. Acesso em: 4 fev. 2026.

GHYSELS, Eric; PERRON, Pierre. **The effect of seasonal adjustment filters on tests for a unit root.** *Journal of Econometrics*, v. 55, n. 1–2, p. 57–98, 1993.

GNAN, Ernest; MASCIANDARO, Donato (Ed.). **Do we need central bank digital currency? Economics, technology and institutions.** Vienna: SUERF — The European Money and Finance Forum, 2021.

GODFREY, Leslie G. Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1293–1301, 1978.

GONÇALVES, Giovanna Mazzotti; FLORISSI, Stefano. **O impacto do Pix na economia brasileira: uma análise do sistema de pagamentos instantâneos e suas repercussões no mercado financeiro e comercial.** 2025. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Porto Alegre, 2025.

GRABENSCHRÖER, Johanna. **Evolução do Pix frente às outras formas de transferência.** 2024. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Administração) – Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária, São Paulo, 2024.

GRANGER, Clive W. J.; NEWBOLD, Paul. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, n. 2, p. 111–120, 1974.

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

JACK, William; SURI, Tavneet. **Mobile money**: The economics of M-Pesa. NBER Working Paper, Cambridge, n. 16721, 2011.

JARQUE, Carlos M.; BERA, Anil K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, v. 55, n. 2, p. 163–172, 1987.

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

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

JOHANSEN, Søren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169–210, 1990.

JOSHI, Priyansh. The Role of Digital Payments in Emerging Markets: Fintech Inclusion. **International Journal of Scientific Research in Engineering and Management (IJSREM)**, v. 9, n. 6, 2025.

KATZ, Michael L.; SHAPIRO, Carl. Network externalities, competition, and compatibility. **American Economic Review**, v. 75, n. 3, p. 424–440, 1985.

KHIAONARONG, Tanai; HUMPHREY, David. **Instant payments**: Regulatory Innovation and Payment Substitution Across Countries. IMF Working Paper, 2022.

KOSSE, Anneke; MATTEI, Ilaria. **Gaining momentum** — results of the 2021 BIS survey on central bank digital currencies. BIS Papers, Basel, n. 125, 2022.

KWIATKOWSKI, Denis; PHILLIPS, Peter C. B.; SCHMIDT, Peter; SHIN, Yongcheol. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1–3, p. 159–178, 1992.

MACKINLAY, A. Craig. Event studies in economics and finance. **Journal of Economic Literature**, v. 35, n. 1, p. 13–39, 1997.

MAS, Ignacio; RADCLIFFE, Daniel. **Mobile payments go viral**: M-Pesa in Kenya. World Bank Private Sector Development Blog, 2010.

NEWAY, Whitney K.; WEST, Kenneth D. **A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix**. *Econometrica*, v. 55, n. 3, p. 703–708, 1987.

NEWAY, Whitney K.; WEST, Kenneth D. **Automatic lag selection in covariance matrix estimation**. *Review of Economic Studies*, v. 61, n. 4, p. 631–653, 1994.

OZILI, Peterson K. Impact of digital finance on financial inclusion and stability. **Borsa Istanbul Review**, 2018.

- PEARSON, Karl. Notes on regression and inheritance in the case of two parents. **Proceedings of the Royal Society of London**, v. 58, p. 240–242, 1895.
- PEREIRA, Thiago Rabelo Batista. **Pix: a nova ferramenta de pagamento instantâneo**. 2022. Monografia (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Pontifícia Universidade Católica de Goiás, Escola de Direito, Negócios e Comunicação, Goiânia, 2022.
- PERRON, Pierre. **The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis**. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1361–1401, 1989.
- PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol; SMITH, Richard J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289–326, 2001.
- RAMSEY, James B. Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. **Journal of the Royal Statistical Society, Series B**, v. 31, n. 2, p. 350–371, 1969.
- ROCHET, Jean-Charles; TIROLE, Jean. Platform competition in two-sided markets. **Journal of the European Economic Association**, v. 1, n. 4, p. 990–1029, 2003.
- ROGERS, Everett M. **Diffusion of innovations**. 5. ed. New York: Free Press, 2003.
- ROGOFF, Kenneth. **The curse of cash**. Princeton: Princeton University Press, 2016.
- RYSMAN, Marc. **The economics of two-sided markets**. *Journal of Economic Perspectives*, v. 23, n. 3, p. 125–143, 2009.
- SCHAPIRO, Mario G.; MOUALLEM, Pedro Salomon Bezerra; DANTAS, Eric Gil. PIX: explaining a state-owned Fintech. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 43, n. 4, p. 874–892, 2023.
- SIEGEL, Sidney; CASTELLAN, N. John. **Nonparametric statistics for the behavioral sciences**. 2. ed. New York: McGraw-Hill, 1988.
- SILVA, Udson dos Santos et al. Digitalização financeira no Brasil: o impacto do Pix nos meios de pagamento. **Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana**, Curitiba, v. 22, n. 6, p. 1–18, 2024. Disponível em: <https://ois.observatoriolatinoamericano.com/ojs/index.php/olel/article/view/5130>. Acesso em: 4 fev. 2026.
- SIMS, Christopher A. **Macroeconomics and reality**. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.
- SPEARMAN, Charles. The proof and measurement of association between two things. **American Journal of Psychology**, v. 15, n. 1, p. 72–101, 1904.
- SURI, Tavneet. Mobile money. **Annual Review of Economics**, v. 9, p. 497–520, 2017.
- TOBIN, James. **The interest-elasticity of transactions demand for cash**. *Review of Economics and Statistics*, v. 38, n. 3, p. 241–247, 1956.

TRIOLA, Mario F. **Introdução à estatística**. 12. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2017.

WHITE, Halbert. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, n. 4, p. 817–838, 1980.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2016.

ZIVOT, Eric; ANDREWS, Donald W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251–270, 1992.