

GABRIEL HENRIQUE MARTINS GONÇALVES

Matrícula 12011ECO028

AS LETRAS FINANCEIRAS DO TESOURO COMO OBSTRUÇÃO À
TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA (2011 A 2024)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS

2025

GABRIEL HENRIQUE MARTINS GONÇALVES

Matrícula 12011ECO028

AS LETRAS FINANCEIRAS DO TESOURO COMO OBSTRUÇÃO À
TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA (2011 A 2024)

Monografia apresentada ao Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientadora: Profª. Vanessa da Costa Val Munhoz

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
GABRIEL HENRIQUE MARTINS GONÇALVES

Matrícula 12011ECO028

AS LETRAS FINANCEIRAS DO TESOURO COMO OBSTRUÇÃO À
TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA (2011 A 2024)

Monografia apresentada ao Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

BANCA EXAMINADORA:

Uberlândia, 15 de setembro de 2025

Prof^a. Dr^a Vanessa da Costa Val Munhoz
Instituto de Economia e Relações Internacionais – UFU

Prof. Dr. Guilherme Jonas Costa da Silva
Instituto de Economia e Relações Internacionais – UFU

Prof. Dr. Julio Fernando Costa Santos
Instituto de Economia e Relações Internacionais – UFU

Agradecimentos

O desenvolvimento desta monografia seria inimaginável sem a contribuição de família, amigos e professores. Cada qual a sua maneira, todos ajudaram a construir este trabalho que, embora individual em autoria, foi fundamentalmente coletivo em seu processo.

A princípio, agradeço à minha família, a quem minha gratidão não caberia em todas as linhas que li e escrevi em meus anos de graduando. À minha avó Luisa, meu avô Adelino e minhas tias Simone e Jaqueline que, por toda a vida, nunca hesitaram em me doar incondicionalmente todo seu amor, carinho e sabedoria. Ao Matheus, que se manteve firme como meu duo mesmo nas más fases. Ao Bernardo, cujo gosto musical continua me enchendo de orgulho e à Heleninha, que me força a olhar com otimismo para o futuro.

Agradeço à Maria, minha namorada e parceira que, por meio de seu exemplo, companhia, carinho e zelo, foi um pilar de apoio e incentivo fundamental ao longo destes meses tão desafiadores e decisivos. Agradeço, também, às amizades que cultivei e a quem devo tanto da minha curiosidade. Ao Igor, meu irmão de outra família, que nunca me deixou esquecer que a arte é condição, não luxo, para um mundo melhor. Ao Joaz, cujo interesse tão único pelo mundo jamais permitiu que eu me acomodasse – nem como economista, nem como amigo. Ao Arthur, que sempre me desafiou com novas perguntas para respostas que eu julgava muito sólidas. Às minhas grandes amigas Isabela, com quem compartilho a substância da alma, e Beatriz, pela amizade invulnerável ao tempo e à distância.

Agradeço ao meu pai por se preocupar com minha educação formal.

Sou profundamente grato a todo o corpo docente do Instituto de Economia e Relações Internacionais. Agradeço em especial à minha orientadora, Vanessa Val, pelos conselhos, pela paciência, pelas conversas e pela influência em meu envolvimento material com as Ciências Econômicas, inclusive, para além da vida acadêmica. Direciono encarecidos agradecimentos aos professores Guilherme Jonas da Silva e Julio Costa Santos, que gentilmente aceitaram o convite para compor a banca de avaliação deste trabalho. Agradeço ao PET Economia, na figura da tutora Marisa Amaral, pela oportunidade única de compor uma instituição tão marcante em minha graduação. Por fim, agradeço ao professor e atual diretor do IERI, Marcelo Loural, por ter zelado profundamente pelo engajamento, pela qualidade do ensino e da vida acadêmica dos discentes nestes anos em que atuou como coordenador do curso de Ciências Econômicas.

Resumo

Este estudo investiga a potencial obstrução à transmissão da política monetária no Brasil decorrente da diluição do efeito riqueza ligada à indexação da dívida pública mobiliária federal interna, representada pelas Letras Financeiras do Tesouro (LFTs) e estoque de operações compromissadas do Banco Central. Apesar de a literatura abordar amplamente a indexação da dívida, há pouca convergência quanto ao papel das LFTs na eficácia da política monetária. A pesquisa combina revisão bibliográfica e teste empírico da hipótese de que as LFTs contribuem para o efeito riqueza às avessas, reduzindo a efetividade da política monetária e justificando, em parte, os elevados juros no país. Utiliza-se um Modelo Vetorial Autorregressivo em diferenças (VAR) estimado para o período de 1T2011 a 4T2024 a partir de dados do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) e do IF.Data, ambos do Banco Central do Brasil. As funções de impulso-resposta sugerem que o desvio do IPCA acumulado em 12 meses em relação à meta de inflação reage positivamente a choques no estoque de LFTs apenas de forma marginal e contida no curto prazo, sendo completamente revertido após poucos períodos, indicando baixa relevância do efeito riqueza na determinação da eficácia da política monetária.

Palavras-Chave: Transmissão da Política Monetária; Riqueza financeira às avessas; Letras Financeiras do Tesouro; Vetores Autorregressivos em diferenças.

Abstract

This study investigates a potential obstruction to monetary policy transmission in Brazil arising from the dilution of the wealth effect linked to the indexation of the domestic federal public debt, represented by Letras Financeiras do Tesouro (LFTs) and the stock of repurchase agreements held by the Central Bank. While the literature extensively addresses debt indexation, there is little consensus regarding the role of LFTs in monetary policy effectiveness. The research combines a literature review with an empirical test of the hypothesis that LFTs contribute to the reverse wealth effect, thereby reducing monetary policy efficiency and partially explaining the country's persistently high interest rates. A Vector Autoregressive Model in differences (VAR) is estimated for the period of 2011Q1 to 2024Q4 using data from the Central Bank of Brazil's SGS and IF.Data systems. Impulse-response functions suggest that the gap between the 12-month accumulated Broad Consumer Price Index (IPCA) and the inflation target reacts positively to shocks in the LFT stock only marginally and in the short run, effect which becomes negligible in the long run, indicating low relevance of the wealth effect in determining monetary policy effectiveness.

Keywords: Monetary Policy Transmission; Reverse Financial Wealth Effect; Letras Financeiras do Tesouro; Vector Autoregressive Model in differences.

Lista de Gráficos

Gráfico 1: Evolução do yield diário das NTN-B com vencimento em cinco anos em %, dados diários (janeiro de 2011 a dezembro de 2024)	13
Gráfico 2: Histórico de preços unitários e yields de títulos da DPMFi com vencimento em cinco anos à frente em %, dados diários (janeiro de 2011 a dezembro de 2024)	20
Gráfico 3: Composição da DPMFi por indexador em %, dados mensais (janeiro de 2000 a dezembro de 2024)	21
Gráfico 4: Composição das categorias de detentores das LFTs em %, dados anuais (2011-2024)	23
Gráfico 5: Evolução das variáveis em nível, sem ajuste sazonal (1T2011 a 4T2024)	34
Gráfico 6: Evolução das variáveis após ajuste sazonal (1T2011 a 4T2024)	35
Gráfico 7: Evolução das variáveis com ajuste sazonal em primeira diferença (1T2011 a 4T2024).	36

Lista de Quadros

Quadro 1: Resumo das variáveis	32
--------------------------------------	----

Lista de Tabelas

Tabela 1: Estatística descritiva das séries utilizadas	33
Tabela 2: Resultados dos testes de raíz unitária das séries analisadas	37
Tabela 3: Seleção das defasagens para estimação do VECM com base nos critérios de informação AIC, HQ, BIC e FPE e no teste de autocorrelação residual Lagrange Multiplier.	38
Tabela 4: Testes dos resíduos do VAR em diferenças estimado	39
Tabela 5: Ordenamento das variáveis por endogeneidade com base no teste de causalidade de Granger/exogeneidade de bloco.	41
Tabela 6: Relações de causalidade de Granger entre os efeitos de interesse investigados.	41
Tabela 7: Decomposição da Variância de GAP_META_IPCA a partir do 8º trimestre	47
Tabela 8: Decomposição da Variância de ATIVO_BANCÁRIO a partir do 8º trimestre	47

Lista de Figuras

Figura 1: Teste de estabilidade estrutural do VAR em diferenças estimado	39
Figura 2: Funções de impulso-resposta de LOGLFT_COMPROMISSADAS sobre outras....	42
Figura 3: Funções de impulso-resposta de LOGATIVO_BANCARIO sobre outras.	44
Figura 4: Funções de impulso-resposta de CRED_LIVRE sobre outras.....	45
Figura 5: Funções de impulso-resposta de SELIC_OVER sobre outras.	46

SUMÁRIO

Introdução	11
1. Os juros e a transmissão da Política Monetária: revisão teórica	12
1.1. O debate em torno da taxa de juros brasileira	12
1.2. Os canais de transmissão da Política Monetária.....	15
1.3. O canal dos preços dos ativos.....	17
2. A literatura em torno das LFTs na economia brasileira	24
2.1. Das ORTNs às LFTs.....	24
2.2. A literatura em torno das LFTs nos últimos 20 anos.....	25
3. Exercício empírico.....	30
3.1. Variáveis e parametrização do modelo.....	31
3.2. Resultados.....	40
3.2.1. Principais funções de impulso-resposta.....	42
3.2.2. Funções de impulso-resposta complementares.....	44
3.2.3. Decomposição da variância de previsão do erro	46
4. Considerações finais	48
Referências bibliográficas	50

Introdução

Este trabalho se insere na discussão em torno dos canais de transmissão da Política Monetária (PM), com foco em potenciais obstruções ligadas à indexação financeira da dívida pública mobiliária federal interna (DPMFi) causadas pela diluição do efeito riqueza por meio do intermédio dos títulos públicos pós-fixados na taxa Selic, as Letras Financeiras do Tesouro (LFTs). Por efeito riqueza, leia-se a, a princípio, a queda na demanda agregada originada pela redução da riqueza financeira dos agentes detentores de ativos financeiros. Malgrado exista ampla literatura explorando a indexação da dívida, não há argumento conclusivo cristalizado entre os estudos que se debruçam sobre a relevância das LFTs como uma obstrução da PM, especialmente após estudos mais recentes contradizerem as propostas apresentadas até os primeiros anos da década de 2010.

A literatura brasileira convencional, especialmente no começo dos anos 2000 baseada em Pastore (1996), aponta que as LFTs impedem o funcionamento do mecanismo do “efeito riqueza” e intensificam o “efeito renda”¹ em virtude de sua rentabilidade indexada aos retornos diários da taxa do *overnight*. Tal particularidade faz com que os preços desses títulos não caiam com aumentos da taxa básica de juros da economia, pelo contrário, o que as torna imunes ao risco de juros e levaria a crescimentos no estoque de riqueza dos detentores desses títulos, diluindo um dos canais convencionais de transmissão da política monetária. A consequência dessa inversão seria um estímulo à demanda agregada decorrente da elevada participação desses títulos na DPMFi, contrariando os objetivos da política monetária sob o Regime de Metas de Inflação e prejudicando, portanto, sua eficácia nesses termos.

A literatura mais recente, por outro lado, tem disputado não somente a importância das LFTs como obstrução à política monetária, mas do próprio canal dos ativos, pelo qual atuaria o efeito riqueza, como um mecanismo relevante de transmissão dos juros. Neste contexto, esta pesquisa se desdobra em uma revisão de literatura acerca do tema e testa empiricamente a hipótese de que a presença do elevado estoque de dívida indexada reduz a eficácia da política monetária. Para os fins desta pesquisa, considerou-se como *proxy* para medida de eficácia da política monetária o desvio do IPCA em relação à meta definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

¹ Para Pastore (1996), o estoque de riqueza de um indivíduo afeta suas decisões de consumo por dois mecanismos distintos. O efeito riqueza refere-se à variação de preço do estoque de ativos financeiros em função de variações na taxa básica de juros – uma forma razoável de se referir a este mecanismo seria, por exemplo, um “efeito marcação a mercado”. O efeito renda, por sua vez, diz respeito aos fluxos de recebimento de juros decorrentes da posse de ativos financeiros que conferem ao detentor rendimentos ao longo de seu carregamento.

O exercício empírico realizado consiste na estimação de um Modelo Vetorial Autorregressivo em diferenças (VAR), a partir de dados obtidos no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) e do IF.Data, ambos administrados pelo Banco Central do Brasil (BCB), com abrangência do primeiro trimestre de 2011 até o último de 2024. O modelo visou avaliar as respostas das variáveis usualmente presentes na lógica do funcionamento do canal dos ativos via efeito riqueza a choques do estoque da dívida indexada. A principal relação investigada é o choque do estoque de LFTs sobre o desvio do IPCA em relação à meta, mas há espaço dedicado à discussão dos efeitos complementares supracitados. Os resultados obtidos pelas funções de impulso-resposta sugerem que a primeira resposta do IPCA a aumentos no estoque de LFT é positiva, perdendo intensidade ao longo do tempo e se revertendo, após poucos períodos, para uma resposta negativa nos últimos trimestres. Outras funções de impulso-resposta indicaram que choques na LFT não resultam em respostas positivas do ativo bancário, sugerindo que o efeito riqueza não se manifesta no caso das instituições financeiras. Além disso, houve evidências de que as concessões de crédito livre responderam negativamente a aumentos no estoque de LFTs, o que enfraquece a noção de que há estímulo ao crédito oriundo da dívida indexada. A decomposição de variância de erros de previsão realizada reforçou que a dívida indexada tem efeito negligenciável sobre os desvios do IPCA em relação à meta e sobre a composição do ativo bancário. No entanto, são destacadas limitações ao exercício empírico realizado em virtude da aplicação do VAR em diferenças e ao baixo grau de confiança obtido nas FIR; discute-se, portanto, a possibilidade de retrabalhos com métodos econômétricos alternativos.

Este trabalho está dividido em quatro seções, além desta introdução, sendo que a primeira seção se dedica ao debate em torno dos juros brasileiros e dos canais de transmissão da política monetária, com aprofundamento no canal dos ativos e na relevância das Letras Financeiras do Tesouro neste contexto. A segunda seção se debruça brevemente sobre uma perspectiva histórica em torno da indexação financeira no Brasil, além de apresentar a literatura existente acerca das LFTs e a evolução do debate acadêmico no tema. A terceira seção se dedica ao exercício empírico realizado e, por fim, a última é dedicada às considerações finais.

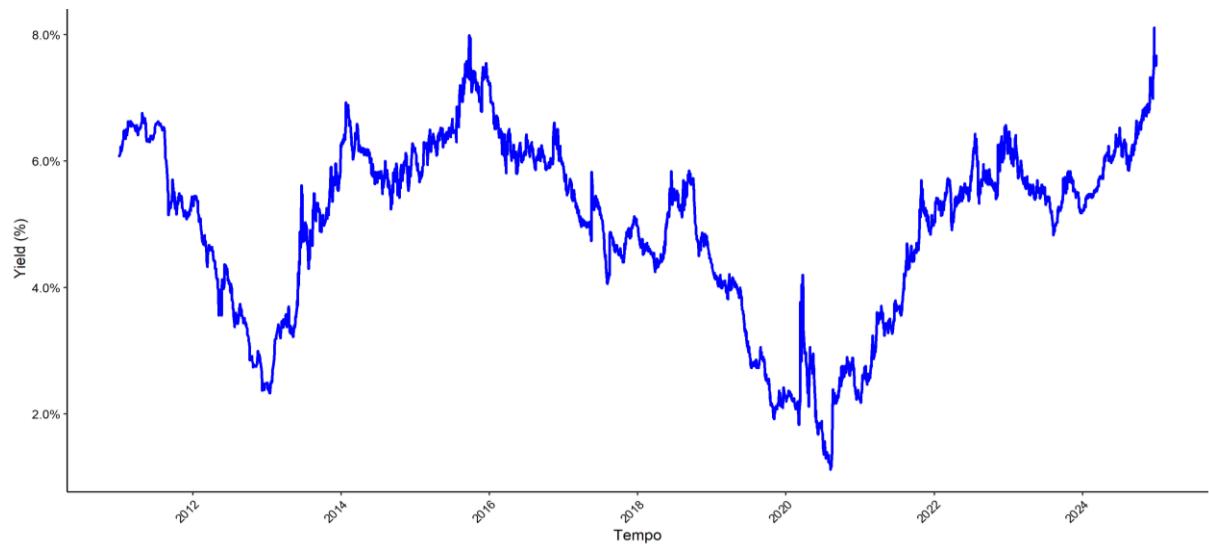
1. Os juros e a transmissão da Política Monetária: revisão teórica

1.1. O debate em torno da taxa de juros brasileira

A introdução do regime de metas de inflação no Brasil, em 1999, fez com que o escopo da política monetária (PM) se tornasse a garantia de que o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) se mantivesse em trajetória de convergência para a meta de inflação, podendo se situar entre o intervalo de tolerância estabelecido pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Neste contexto, o instrumental disponível ao alcance do Banco Central para o minimizar o desvio do IPCA em relação à meta se concentra na taxa básica de juros, a Selic. Após relativo sucesso do Plano Real em estabilizar os preços da economia, a Selic poderia, em tese, assumir níveis gradualmente mais amenos, em contraste aos níveis historicamente elevados praticados desde a década de 1990 (Bresser-Pereira *et al*, 2019). De fato, como apontado por Bresser-Pereira et al (2019, p.4), “[...] seria de se esperar que, a partir do sucesso do Plano Real em estabilizar, em 1994, a alta inflação, as taxas de juros caíssem para patamares próximos das economias desenvolvidas”.

No entanto, a taxa de juros brasileira se manteve alta - e relativamente mais alta que as taxas praticadas em outras economias emergentes, mesmo após o fim da âncora cambial -, o que levou Franco (2006, p. 4) a apontar o entendimento das causas deste fenômeno como “o maior desafio intelectual e prático da profissão [de economista] desde o fim da hiperinflação”. O Gráfico 1., abaixo, ilustra o elevado patamar dos juros reais utilizando a taxa de venda diária das Notas do Tesouro Nacional – Série B (NTN-B) com vencimento em cinco anos à frente como *proxy*.

Gráfico 1: Evolução do *yield* diário das NTN-B com vencimento em cinco anos em %, dados diários (janeiro de 2011 a dezembro de 2024)



Fonte: Tesouro Direto. Elaboração própria.

Destarte, há variadas propostas teóricas para a compreensão desta questão. As mais relevantes, no escopo deste trabalho, são representadas pelas hipóteses de: (i) **fragilidade institucional**, cujos argumentos versam, segundo Paes (2014, p.28), que a incerteza relativa ao cumprimento de contratos, transparência da autoridade monetária e dificuldade na execução de garantias por parte da jurisdição e instituições brasileiras prejudicariam as expectativas dos agentes, que por seu turno exigem maior remuneração dos juros brasileiros. Outra hipótese pertinente é a (ii) **abordagem fiscalista**. Descrita principalmente por Oreiro e Paula (2010), trabalha em torno do efeito contágio entre a dívida pública e a política monetária. De fato, os autores ressaltam que a taxa de juros, no Brasil, tem a dupla função de regular o mercado interbancário para perseguir a meta de inflação e, simultaneamente, atuar como base para a rolagem da dívida do Tesouro Nacional (Paes 2014). Ainda neste sentido, Oreiro e Paula (2010, p.1) destacam:

Uma razão fundamental para a persistência de um juro real de curto prazo tão elevado deve-se ao fato de que nosso país é, provavelmente, o único lugar do mundo onde o mercado monetário e o mercado de dívida pública estão umbilicalmente conectados por intermédio de um título conhecido como Letras Financeiras do Tesouro [...].

Em continuidade, a terceira hipótese teórica para este trabalho consiste naquela relatada por Barboza (2015), na qual este trabalho se insere, podendo ser resumida na consideração de que (iii) **obstruções nos mecanismos de transmissão da política monetária** têm papel central na manutenção do nível elevado da taxa básica de juros. Assim, em decorrência das obstruções dos canais de transmissão, “a política monetária perde poder e um alto nível de taxa de juros passa a ser requerido para que o Banco Central possa minimamente cumprir com seu objetivo” (Barboza, p.134, 2015). De fato, o caráter não-discretionário dos processos decisórios da política monetária, especialmente sob o RMI, posta o desafio de compreender a forma pela qual as diferentes dosagens dos juros atravessam os distintos canais de transmissão. Há elevado grau de incerteza quanto às defasagens e ao efeito individual de cada um dos canais, que dificilmente são ativados isoladamente, para se avaliar o grau de sucesso em atingir os objetivos pretendidos com a política monetária (Friedman, 1968).

Parte desse desafio em compreender o efeito de cada canal está por trás das discussões centrais dessa pesquisa, delimitadas no entorno do canal dos ativos e sua importância no século XX. Nesse contexto, será pertinente, em seção posterior, delimitar a investigação ao nível do canal de transmissão do preço dos ativos por meio do efeito riqueza financeira, uma vez que este, ao afetar o preço dos títulos públicos, é apontado por parte da literatura como

comprometedor da eficácia da política monetária. Em um primeiro momento, no entanto, cabe a breve exposição dos canais de transmissão como descritos por Barboza.

1.2. Os canais de transmissão da Política Monetária

A literatura convencional acerca da política monetária aponta que seus efeitos são transmitidos por meio de cinco canais distintos, embora não isolados. Eles são os canais (i) do crédito; (ii) do câmbio; (iii) das taxas de juros; (iv) das expectativas inflacionárias e (v) dos preços dos ativos. Cada um dos canais será brevemente apresentado a seguir, conforme Barboza (2015). Posteriormente, maior atenção será dedicada ao canal do preço dos ativos.

(i) Canal do crédito: diz respeito às alterações no preço do crédito decorrentes da alteração na taxa de juros básica. O efeito é prevalente sobre o crédito privado voltado para o consumo agregado das famílias, tal como para o financiamento empresarial voltado para investimento e capital de giro. O encarecimento dos empréstimos se concentra no crédito livre, embora o crédito direcionado também seja impactado em menor medida, ainda que por vezes seja envolto por taxas subsidiadas. Nesse sentido, as taxas de juros mais elevadas têm efeito inibidor para o consumo das famílias e para a expansão do investimento;

(ii) Canal do câmbio: aumentos no nível da taxa básica de juros, todo o resto constante, ao ampliarem o diferencial internacional de juros na mesma proporção, torna relativamente mais atrativos os títulos domésticos, atraindo capital estrangeiro e tendo como consequência a apreciação do câmbio. Este movimento, por sua vez, reduz as exportações líquidas da economia, ao passo que desincentiva as exportações e incentiva as importações. O menor nível das exportações líquidas reduz o nível de demanda agregada e, consequentemente, a inflação. Concomitantemente, a apreciação cambial sobe os preços dos *tradables* domésticos no mercado externo, mas reduz os preços praticados no mercado doméstico, o que alivia a inflação ao baratear esses bens nas cadeias produtivas. Isso diz respeito à condição Marshall-Lerner, mas há efeitos além desse mecanismo. Podem ser mencionados o impacto sobre o prêmio de risco embutido na moeda nacional e, consequentemente, sobre a valorização do câmbio, que poderia conter tendências inflacionárias ligadas à elevação dos custos dos insumos das empresas nacionais. Ademais, há a possibilidade de o câmbio afetar o passivo dolarizado das companhias domésticas, o que pode influenciar a dinâmica da formação de preços.

(iii) Canal das taxas de juros: a efetividade do canal das taxas de juros depende da existência de uma estrutura a termo da taxa de juros bem definida (curva de rendimentos), que relaciona as taxas de diferentes prazos e as expectativas dos agentes quanto aos níveis de juros em seus vértices de médio e longo prazos. No caso em que há uma curva de juros bem estabelecida a partir de um mercado líquido de títulos públicos de longo prazo, o Banco Central pode influenciar todo o complexo de taxas da economia ajustando apenas a taxa de curto prazo (intercepto da curva). Para Barboza (p. 8, 2015), “considerando que as taxas longas de juros (...) são alternativas à eficiência marginal do capital, o investimento agregado pode se alterar *pari passu* aos movimentos de política monetária”.

Nesse sentido, caso a curva não esteja invertida, um aumento na taxa de juros de curto prazo eleva as taxas de juros de longo prazo, reduzindo o investimento agregado e, consequentemente, o nível de demanda agregada e a inflação. Já no lado do consumo, as decisões de consumo e poupança são afetadas pelas taxas de juros à medida que maiores taxas aumentam o custo de oportunidade do consumo presente, levando a uma redução no consumo atual e, consequentemente, contribui para a queda na produção e na inflação.

(iv) Canal das expectativas inflacionárias: as expectativas compõem uma parte não negligenciável na formação da dinâmica inflacionária, ao passo que elevações dos juros tendem ter efeito baixista sobre as expectativas quanto à inflação futura – ou seja, há uma relação inversa entre essas variáveis. O processo de formação de preços é afetado pelas expectativas inflacionárias por (a) vias diretas, ou seja, por simples incorporação do nível esperado de preços aos preços atuais de produtos e serviços; (b) via dos salários, em que há a incorporação da inflação nos contratos de trabalho por meio da negociação salarial e (c) vias indiretas, a partir de seu efeito sobre a taxa real de juros *ex-ante*, manifestada na elevação da curva de juros.

(v) Canal do preço dos ativos: este canal depende das variações dos preços de ativos financeiros em decorrência das variações nos juros, o que se dá, principalmente, por meio eficácia do efeito riqueza como fator de influência no consumo. Este, por sua vez, consiste no impacto negativo que as taxas de juros têm sobre a riqueza financeira dos agentes através do efeito direto de suas variações sobre o preço dos ativos financeiros pré-fixados. Neste sentido, à medida que elevações (reduções) nas taxas de desconto de um título – aqui, toma-se como referência a taxa básica de juros da economia – reduzem (elevam) o valor presente dos fluxos de caixa esperados, espera-se identificar uma redução (aumento) no estoque de riqueza

financeira dos agentes e, portanto, uma diminuição da renda disponível para consumo, o que levaria, dessa forma, a um controle do nível de demanda agregada.

Barboza (2015) destaca que a existência de obstruções em cada um destes mecanismos de transmissão pode ser identificada como um dos elementos motivadores do nível persistentemente elevado da taxa de juros, ao passo que a resposta da PM frente a choques exógenos passa a ser mais intensa.

Assim, se os canais que transmitem a taxa de juros para as decisões de gasto são menos efetivos do que poderiam ser, então o nível da taxa de juros requerido para assegurar determinado nível de demanda acaba sendo mais alto nesse caso do que no caso de não haver falhas de transmissão. (Barboza, 2015, p.27)

No entanto, a literatura brasileira aponta que o principal canal de transmissão da PM no Brasil é o câmbio, seguido pelo canal do crédito e pelo canal das expectativas (Minella; Souza-Sobrinho, 2009), ao passo que há, de fato, pouco consenso quanto à importância do canal do preço dos ativos.

1.3. O canal dos preços dos ativos

A consideração de que a transmissão da política monetária pode ocorrer de forma relevante por meio dos preços de ativos financeiros foi inicialmente proposta e possibilitada pelos modelos macro elaborados por economistas keynesianos, como Modigliani, no segundo terço do século XX (Mishkin 1996). O canal dos ativos é representado por dois mecanismos principais: o q de Tobin, menos pertinente para o escopo da investigação aqui proposta, e o da riqueza financeira.

Conforme Mishkin (1996, 2001), o q de Tobin é definido como sendo a razão entre o valor de mercado das firmas e o custo para substituição do capital, e representa o meio pelo qual o mercado acionário conecta a economia real à política monetária. Com efeito, as decisões de PM alterariam essa relação tanto pelo numerador, ao reduzir a demanda do público pelas ações das firmas, quanto pelo denominador, uma vez que torna o custo de reposição do capital mais elevado. De fato, a elevação da taxa de juros da economia aumenta a atratividade relativa dos títulos de dívida pública e afasta o público do mercado acionário, reduzindo o preço das ações. Esse processo encarece o financiamento das companhias tanto via *equity* quanto via

acesso mais tradicional ao crédito, desestimulando o investimento privado e, portanto, a demanda agregada.

O mecanismo da riqueza financeira, por seu turno, se baseia na noção de que o gasto privado com consumo é determinado pelo estoque de capital das famílias, composto pelo capital humano, pelo capital real e, finalmente, pelo capital financeiro. Ainda que no contexto de sua elaboração maior ênfase tenha sido dada ao papel das ações como componente do capital financeiro ou, doravante, riqueza financeira das famílias, a mesma lógica se aplica a títulos privados e públicos: conforme o preço do estoque de ativos financeiros cresce, o estoque da riqueza financeira acompanha e, com isso, as famílias percebem como possível uma elevação de seu nível de consumo ou, pelo menos, planejam a manutenção de seu patamar atual de consumo por um maior horizonte de tempo (Mishkin, 1996, 2001).

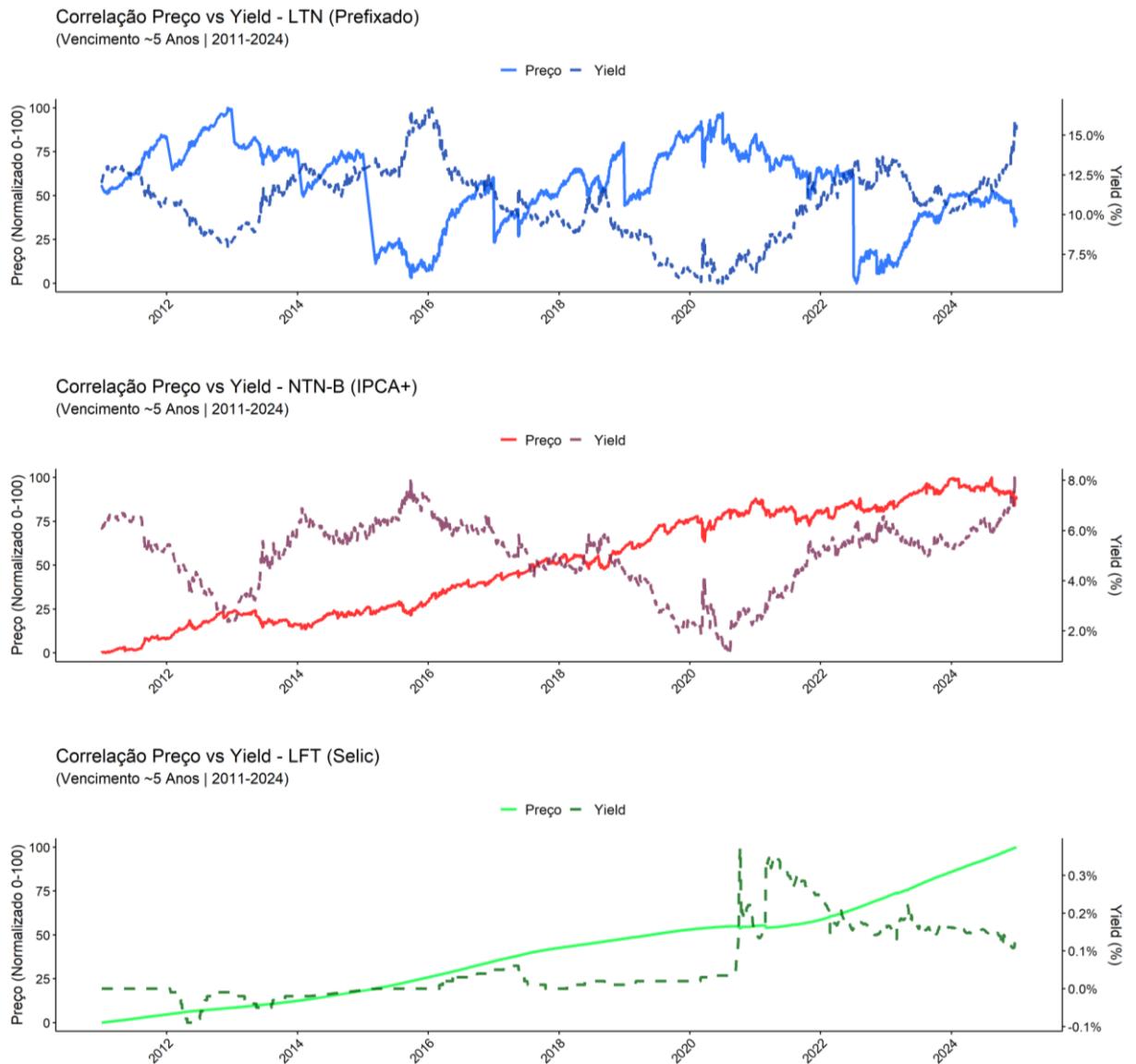
Com efeito, o mecanismo supracitado atua sobre o estoque de riqueza financeira privado das famílias, mas não unicamente – e provavelmente, sem que esta forma represente a mais importante. Barboza (2015) aponta o canal do preço dos ativos como impactante, também, sobre as decisões dos bancos em torno da composição de sua carteira de ativos e, consequentemente, sobre a oferta de crédito total no sistema econômico. Nesse contexto, os choques de juros contracionistas, ao promoverem queda no preço dos ativos financeiros, reduziriam a riqueza financeira também dos bancos, reduzindo a disponibilidade de seus recursos monetários e, consequentemente, restringindo a oferta de crédito na economia (Paes, 2019).

Disso deriva a implicação mais pertinente para este estudo, que pode ser resumida da seguinte forma: o funcionamento pleno do efeito riqueza parte da premissa de que os ativos financeiros em posse do público e dos bancos têm seus preços afetados pela política monetária. Mais ainda, espera-se que a direção dessa influência seja previsível: em ciclos de juros contracionistas, os preços dos ativos caem; em ciclos expansionistas, os preços dos ativos sobem. Em outros termos, o efeito riqueza, fora do mercado de ações, depende de que o estoque de capital financeiro dos agentes seja composto por títulos cujo preço, dado pelo valor presente dos fluxos de caixa esperados descontados pela sua taxa de referência, sofrerá reduções conforme se eleva a taxa básica de juros.

Para os fins desta investigação, embora os títulos privados possam atender a esses critérios, o foco recairá sobre o mercado de dívida pública. Isso porque seus determinantes estão diretamente relacionados à política econômica, com destaque para a política fiscal e seus reflexos sobre a política monetária. Ademais, a gestão da dívida pública está sujeita a maior transparência, permitindo escrutínio e revisão por parte da sociedade de forma mais direta.

Materialmente, boa parte dos títulos públicos emitidos hoje pelo Tesouro Nacional se comporta da maneira descrita e se qualificaria como transmissora – pelo menos em potencial – da política monetária via efeito riqueza (ver Gráfico 2). De fato, o efeito riqueza não é conceitualmente restrito aos títulos pré-fixados, uma vez que as NTN-Bs, títulos pós-fixados em inflação, também perdem valor conforme variações nas suas taxas nos curto e médio prazos, ainda que no longo prazo apresentem retorno real. Como já mencionado, o preço dos títulos depende, por definição, da taxa pela qual seus fluxos de caixa são descontados e trazidos a valor presente. Com isso, um componente importante no “carregamento” dos títulos é sua *duration* – grosso modo, o prazo médio de recebimento destes fluxos de caixa – que impacta, inclusive, a atratividade dos papéis. Títulos com cupom, por exemplo, possuem uma *duration* menor, ainda que possuam data de vencimento idêntica a outro sem pagamentos intermediários e, portanto, apresentam menor risco de taxa de juros para os investidores.

Gráfico 2: Histórico de preços unitários e yields de títulos da DPMFi com vencimento em cinco anos à frente em %, dados diários (janeiro de 2011 a dezembro de 2024)



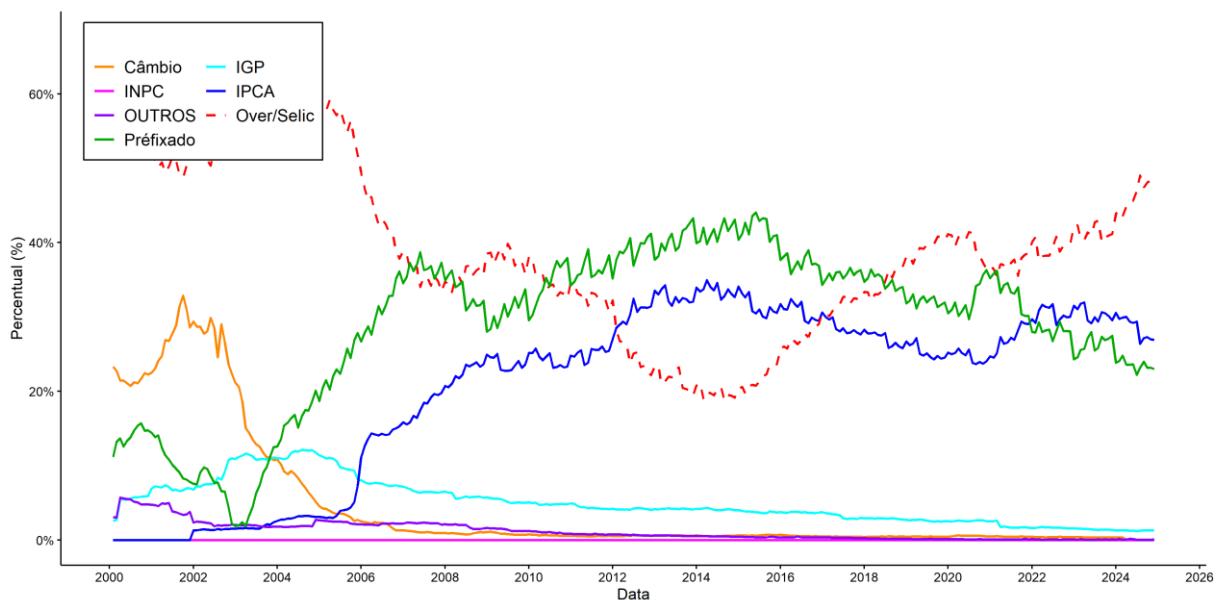
Fonte: Tesouro Direto. Elaboração própria

A *duration*, ou duração, de um título é o que gera as flutuações em seu preço conforme varia a taxa de desconto. Quanto maior é a duração de um título, mais sensível é seu preço a variações na taxa de juros, uma vez que o fator de desconto dos fluxos de caixa, o denominador no cálculo do valor presente, é maior (Tesouro Nacional, 2020). Isso implica que a potência do efeito riqueza como meio de transmissão da política monetária, no contexto dos títulos públicos, depende da duração da DPMFi. De fato, Amaral e Oreiro (2008) apontam que uma das razões para a baixa potência desse mecanismo na economia brasileira é a duração curta da dívida pública, o que, para os autores, deve-se à prevalência de um título sem pagamento de cupons,

cuja remuneração é diária e idêntica à variação nominal da taxa Selic: as Letras Financeiras do Tesouro (LFT).

Esse conjunto de características, além de diferenciar as LFTs de qualquer outro título público disponível no mercado de renda fixa brasileiro, faz com que sua duração seja zero e, portanto, torna-o “imune” ao efeito riqueza. Mais do que isso, o fato de sua remuneração ser diária – e conforme varia a Selic – atualiza o preço desses títulos na mesma direção da taxa de juros, e não o contrário, como ocorre com as demais categorias de ativos de renda fixa, fornecendo uma opção segura, rentável e altamente líquida para os investidores. Em termos keynesianos, a presença de um ativo com essas características representa uma alternativa apelativa à preferência pela liquidez dos agentes, que nesse caso se manifesta na concentração de capital em ativos de “curtíssimo prazo e grande facilidade de troca no mercado”, conforme qualificou Paes (2019). A historicamente elevada participação das LFTs na composição da DPMFi evidencia esse processo, conforme o Gráfico 3.

Gráfico 3: Composição da DPMFi por indexador em %, dados mensais (janeiro de 2000 a dezembro de 2024)



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria

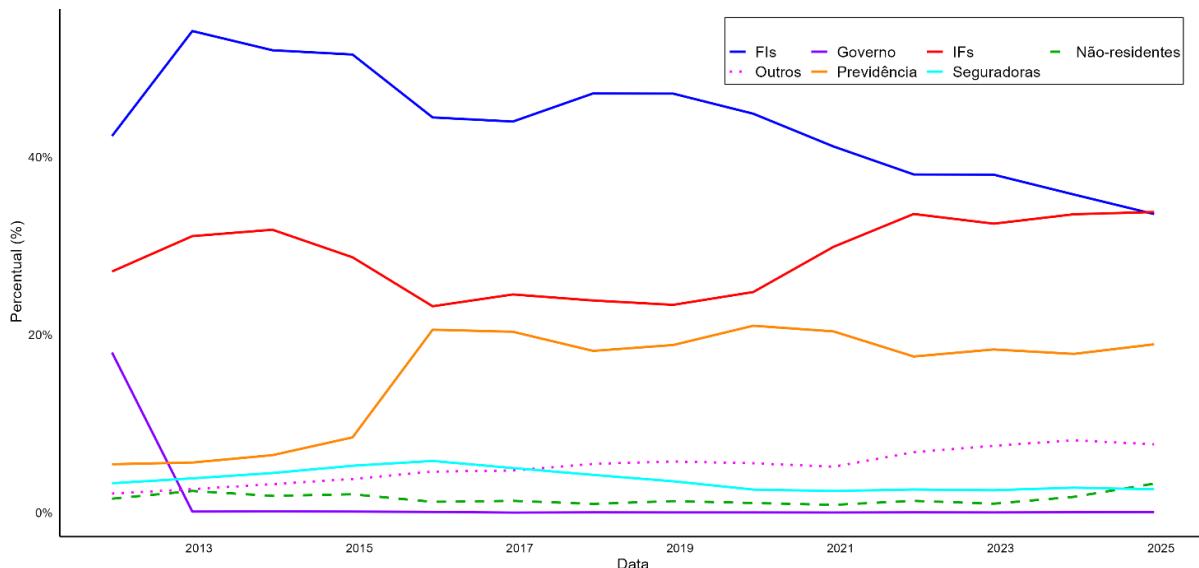
Nota-se um período de menor participação das LFTs, com queda acentuada em 2012 e subsequente recuperação a partir de 2015. Em relatório da Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais (ANBIMA), Cidade (2012) relata o processo deliberado por parte do Tesouro Nacional de “acelerar a redução da parcela de LFT no estoque

da dívida”, que naquele momento fazia “parte de um esforço maior do governo para promover o desenvolvimento do mercado de renda fixa brasileiro” (p. 2). Destaca, ainda, o processo de redução gradual da dívida indexada que vinha ocorrendo desde o começo do século.

Esse processo se reverte conforme a conjuntura pressiona o Tesouro Nacional a emitir títulos mais atrativos a partir de 2015, de modo que no relatório do Plano Anual de Financiamento de 2016 afirmou que “a estratégia de emissão para as LFT prevê significativa emissão líquida ao longo de 2016” (Tesouro Nacional, p. 24, 2016). Isso fez com que a parcela da dívida indexada tivesse um crescimento de aproximadamente 10 pontos percentuais em dois anos, em um processo que continuou nos anos subsequentes, acumulando alta de 20 pontos percentuais em cinco anos. Com efeito, a dívida indexada foi de 19,6% da DPMFi em 2014 para 29,4% em 2016, 40,5% em 2019 e 48,6% em 2024 (Banco Central do Brasil, 2025).

A atratividade das LFTs reflete no perfil dos seus detentores. Ainda que representem os principais financiadores da DPMFi como um todo, os bancos não foram, em média, os principais detentores da dívida indexada pela Selic de 2011 a 2024. Com efeito, a participação média dos Fundos de Investimento (FIs) entre os detentores de LFTs no período foi de 43,8%, enquanto a das instituições financeiras (IFs) foi de 28,7% – a tendência foi de redução para os FIs e aumento para as IFs. Os fundos de previdência vieram em seguida, com participação média de 15,6% no mesmo período e o restante (incluindo pessoas físicas, não-residentes, seguradoras e o governo) com média de 11,8%. É razoável inferir que, embora os objetivos estratégicos de alocação de cada financiador da dívida sejam distintos, a escolha por compor uma parcela dos portfólios com LFTs é motivada pela PPL. Complementarmente à perspectiva keynesiana, nesse sentido, é possível destacar que a Teoria Moderna de Portfólios, embasada por Markowitz e Tobin, atribuiria a atratividade das LFTs pela sua capacidade de aprimorar a relação risco/retorno de uma carteira de ativos ao deslocar o intercepto da curva da fronteira eficiente para cima (Elton, E. et al, 2014). Essa consideração é útil para embasar a noção de que as LFTs compõem uma posição de “*hedge*” contra outros riscos de mercado aos quais os portfólios estão expostos, não representando o cerne da estratégia de valorização de capital dos seus detentores.

Gráfico 4: Composição das categorias de detentores das LFTs em %, dados anuais (2011-2024)



Fonte: Tesouro Nacional. Elaboração própria

Paralelamente às LFTs, Cunha et al (2016) apontam que as operações compromissadas do Banco Central, o principal instrumento utilizado pela autoridade monetária para o controle de liquidez da economia, compartilham características que as tornam análogas às LFTs sob o ponto de vista do investidor. As compromissadas consistem em operações de mercado aberto, a partir das quais o BCB visa anular o excesso ou escassez de liquidez para convergir a taxa Selic à meta definida pelo Copom. Nos casos de excesso de liquidez, o BCB vende títulos de sua carteira e se compromete a recomprá-los em uma data futura – e vice-versa –, ao passo que a remuneração ao investidor é atrelada, também, às variações diárias da taxa Selic. Desse modo, o efeito riqueza seria contornado também no caso desse tipo de operação.

Nesse contexto, a presença desses produtos fornece aos investidores – físicos e institucionais, especialmente bancos – a possibilidade de constituir suas carteiras com ativos altamente líquidos e com rentabilidade seguramente indexada à Selic. A diferença mais marcante em termos de alocação de portfólio entre esses ativos, conforme Cunha et al (2016), reside na possibilidade de assumir posições direcionais, vendidas ou compradas, nas compromissadas. Esse ambiente cria as condições básicas para que as IFs, em ciclos de alta da Selic, expandam suas posições em LFTs e Compromissadas e, consequentemente, expandam também seus recursos emprestáveis, na contramão dos objetivos do aperto monetário.

Como descrito anteriormente, a literatura econômica ressalta que a influência das LFT sobre o ativo bancário, ao expandir a disponibilidade de recursos emprestáveis dos bancos comerciais, faz com que o impulso depressivo sobre o crédito oriundo do aumento da taxa básica de juros seja menor do que o esperado. Em outras palavras,

por limitar o arrefecimento do crédito livre ou reduzir a velocidade de resposta das medidas implementadas pelo BCB, a existência de tais títulos imporia falhas sobre os MTPM, resultando na limitação de sua eficácia sob o RMI (Paes, 2019, p.140).

Esse fenômeno é descrito na literatura como “efeito riqueza financeira às avessas”.

2. A literatura em torno das LFTs na economia brasileira

Há uma ampla literatura dedicada a investigar o efeito riqueza, a transmissão da política monetária pelo canal dos ativos e a centralidade das LFTs nesse processo. A diversidade de trabalhos, no entanto, não se traduz em consenso quanto à relevância desses instrumentos enquanto uma obstrução da política monetária ou mesmo, mais fundamentalmente, se o canal da riqueza financeira é de fato relevante no contexto brasileiro – mesmo nos casos em que esta é a premissa, costuma-se fechar o escopo da análise em torno das LFTs em detrimento de outros ativos que poderiam estar sujeitos ao efeito riqueza (Cunha et al, 2016). Esta seção, portanto, busca traçar uma breve evolução do discurso em torno deste tema e identifica, em alguma medida, uma tendência de afastamento nas investigações mais recentes em relação ao diagnóstico fornecido pelos proponentes mais críticos desses papéis na primeira década do século XXI.

2.1. Das ORTNs às LFTs

Em primeiro momento, faz-se necessário apontar que não parece haver divergências quanto à avaliação de que as LFTs representam uma herança de indexação financeira na DPMFi e que este é um problema anterior à institucionalização desses papéis. De fato, Oreiro e Santos (2022) apontam que a presença massiva de títulos remunerados a taxas flutuantes na economia brasileira é uma inversão da composição típica da dívida pública em outros países, especialmente desenvolvidos – onde há predominância de títulos pré-fixados – e está diretamente relacionada à necessidade de financiamento da dívida no contexto hiperinflacionário na segunda metade do século XX. Apesar da aparente anomalia, a presença de títulos indexados serviu para atender às demandas de rolagem da dívida pública desde o advento das Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN) em 1964, que, na ocasião, eram corrigidas trimestralmente com base na inflação passada (*idem*, 2022).

Dornelas (2019), ao traçar o panorama histórico do mercado de dívida pública brasileiro, também destaca a importância das ORTNs para possibilitar a organização institucional do mercado de títulos no Brasil, tendo perdurado como o principal título em poder do público até

a criação das Letras do Banco Central (LBCs) em 1986, superando a atratividade das Letras do Tesouro Nacional (LTNs) no começo da década de 70 – que foram criadas em 1970 com o propósito de facilitar a operacionalização da política monetária, uma vez que o prazo mais longo das ORTNs não possibilitava o controle preciso de liquidez por parte da autoridade monetária. A adoção das ORTNs como solução técnica frente à inflação teria impulsionado a institucionalização de um processo crônico de indexação financeira em outros contratos e ativos na economia brasileira, que, entre outros fatores, “acabou por permitir o convívio com a inflação em curso nas décadas de 1970, 1980 e 1990” (*idem*, 2019). Aponta-se, nesse contexto, que as ORTNs, mesmo que possuíssem correção monetária trimestral e prazo mais longo que as LTNs, assumiram a função de quase-moeda em virtude da proteção contra o processo inflacionário em curso.

O caráter de “quase-moeda” da dívida pública é intensificado com a criação das Letras do Banco Central, em 1986, cuja indexação passa a ser baseada no *overnight* do SELIC e tinha como emissor o próprio BCB. Dornelas ainda aponta que o advento das LBCs consolidou a orientação de curto prazo do sistema financeiro brasileiro e serviu de molde para a criação das LFTs posteriormente, ao passo que os títulos emitidos pelo Banco Central cumpriam o papel de *hedge* contra o risco de juros e, no geral, foram apelidados de “títulos da crise” em virtude da proteção conferida aos investidores. Quando a Constituição de 1988 proibiu o financiamento da União pelo Banco Central, as LBCs foram substituídas pelas Letras Financeiras do Tesouro, emitidas pelo Tesouro Nacional. Nesse contexto, não somente o padrão de indexação financeira da economia brasileira precede a emissão de LFTs, como se pode inferir que a diluição do canal de transmissão da política monetária baseado no mecanismo da riqueza financeira já ocorria pelo menos desde 1986 com as LBCs.

A mudança de denominação de LBC para LFT surgiu com a Constituição de 1988, que proibiu o financiamento direto e indireto do Banco Central à União, viabilizado anteriormente pelas contas movimento e suprimentos. Com a nova Constituição Federal criou-se a conta única da União no Banco Central, permitindo que este último utilizasse os títulos do Tesouro como instrumentos de política monetária (Oreiro, J., Amaral, R. 2008, p.494).

2.2. A literatura em torno das LFTs nos últimos 20 anos

O quadro inflacionário brasileiro levou à prática de juros básicos elevados em contraste a pares globais na última parte do século XX, de modo que o relativo sucesso do Plano Real em 1994 reduziu a força do argumento inflacionário como explicação mais intuitiva para a

manutenção dos juros altos, especialmente após o fim da âncora cambial e instauração do Regime de Metas de Inflação (RMI) em 1999. Com efeito, esperava-se alguma convergência dos juros brasileiros aos níveis médios praticados pelo restante do mundo, o que não ocorreu (Bresser-Pereira *et al.*, 2019). É neste cenário, relativamente desprovido de um diagnóstico padrão, que Franco (2006) apontou a compreensão do patamar da taxa básica como um desafio intelectual aos economistas brasileiros tal como a hiperinflação fora no passado.

A contribuição teórica seminal no escopo do canal dos ativos para o Brasil veio de Pastore (1996), que apontou a inexistência de um “efeito riqueza” no contexto da política monetária brasileira, ainda que existisse um “efeito renda”. Resgatando os trabalhos de Modigliani e Friedman sobre as teorias do ciclo de vida, Pastore aponta que, em economias cuja dívida pública é composta por títulos longos, as alterações dos juros pelo Banco Central afetam o estoque de riqueza financeira, modificando o consumo projetado pelos financiadores da dívida, mas não afeta o fluxo de renda decorrente desses papéis, isto é, os juros pagos aos detentores dos títulos – efeito riqueza e efeito renda, respectivamente.

O escopo analítico de Pastore (1996) envolve a formalização de dois regimes monetários: um em que o estoque de riqueza é condicional à taxa de juros, o que torna mais potentes os impactos dos juros sobre a demanda agregada; e outro regime em que o estoque de riqueza é independente da taxa de juros, mas que há efeito renda. O primeiro regime tende a se aplicar para as economias com uma estrutura de dívida de mais longo prazo. Já o caso brasileiro desvia desta lógica por apresentar uma DPMFi majoritariamente de curto prazo – ou que quando de longo prazo, é composta por títulos indexados à taxa de juros –, ao passo que corresponde ao segundo regime monetário. A conclusão a respeito da política monetária é que:

Sua maior eficiência, no primeiro regime, deriva da existência de uma dívida pública longa, em mãos dos tomadores finais (...). Uma dívida curta reduz a eficiência da política monetária porque elimina a possibilidade de gerar os ganhos e as perdas de capital, destruindo o canal de interferência da moeda sobre a demanda, que atua através do efeito-riqueza. Em compensação, cria-se um outro canal, que atua na direção contrária, e que se constitui no efeito-renda, gerado pelas alterações no fluxo de juros pago pelo Tesouro aos proprietários dos títulos públicos. (Pastore, A., p. 28, 1996)

Essas considerações informaram boa parte do debate brasileiro que se seguiu adiante, ainda que outras considerações tenham sido apresentadas, de modo a expandir as preocupações em torno das LFTs para além da transmissão da política monetária.

Com efeito, Franco (2006) repercutiu o diagnóstico de que esses títulos atuam como uma quase-moeda imune ao risco de juros, mas concentrou suas críticas em torno das

consequências das LFTs sobre a institucionalidade da dívida – portanto, de natureza fiscal –, afastando o foco do “efeito riqueza financeira” e dos canais de transmissão da política monetária. Para o autor, a elevada atratividade dos papéis indexados à Selic impulsionou o processo de exclusão do setor privado da disputa pela poupança nacional, mas não só isso: Franco destaca que a LFT produz um *crowding out* também dos demais títulos públicos de médio e, especialmente, de longo prazos. Há um obstáculo, nesse contexto, ao estabelecimento de uma estrutura a termo da curva de juros, ao passo que “toda a riqueza financeira tende a se concentrar no *overnight* e em LFTs” (Franco, 2006 , p.12), o que constringeria a capacidade das empresas de financiar projetos de longo prazo sem que sejam forçadas a pagar prêmios elevados sobre a taxa do *overnight*. Essa consideração importa para localizar as LFTs em um debate amplo sobre a condução da política econômica nacional. Isso significa que, ainda que seja superada a indefinição a respeito de sua relevância para a transmissão da política monetária, a dívida indexada ainda permeia outras esferas de importância.

Amaral e Oreiro (2008) retomaram a investigação do efeito riqueza, absorvendo também as implicações fiscais propostas por Franco (2006). Os autores elaboraram um modelo dinâmico de política monetária com seis equações, incorporando a variável *duration* da DPMFi, para embasar a afirmação de que a duração da dívida tem impactos significativos na potência da política monetária. Disso, deriva a conclusão de que a eliminação das LFTs da composição da dívida aumentaria sua duração e, consequentemente, desobstruiria a transmissão da política monetária ao permitir o funcionamento do efeito riqueza. O exercício matemático dos autores embasa um argumento duplo, que versa também a respeito das implicações fiscais da indexação financeira:

Deve-se considerar que a própria lógica de ajuste fiscal deve ser revista. É necessário diminuir o maior custo fiscal existente, o pagamento de juros, para que investimentos e gastos públicos necessários possam ser retomados. Não sendo esse o caso, o que teremos é a continuidade do perverso mecanismo de transferência de renda, que era visto como um dos males da alta inflação. Para isso, é necessário urgentemente que a eficácia da política monetária seja elevada e, portanto, que o efeito riqueza passe a operar mais expressivamente. (Amaral e Oreiro, 2008, p. 24)

Modenesi e Modenesi (2012) dão continuidade ao debate em um trabalho de revisão ampla das hipóteses para o nível de juros no Brasil. Segundo os autores, “nota-se que o problema das LFT reúne autores ortodoxos e heterodoxos em torno da tese de baixa eficácia da PM” (Modenesi e Modenesi, 2012, p. 7). Mencionam, também, a contribuição de Nakano (2005) em apontar o efeito das LFT sobre os ativos bancários como manifestação do “efeito riqueza às avessas” para o caso das instituições financeiras. Os argumentos empíricos dos

autores se embasam, entre outros, no trabalho de Pires (2008), que se portou de um VAR Estrutural parcialmente cointegrado – um VEC – para testar o efeito riqueza causado pelas LFT. Em sua investigação, que abrange do primeiro trimestre de 1996 ao segundo trimestre de 2007, Pires conclui que aumentos na taxa de juros reduzem a resposta negativa do consumo em relação a um modelo alternativo, que considera apenas LTNs na composição da dívida. Destaca, também, que quando uma parcela maior da dívida é indexada à Selic, o tempo de resposta das variáveis macroeconômicas ao choque de juros diminui. Com isso, a não inclusão do efeito riqueza nos modelos decisórios de política monetária tenderia a subestimar a potência da política monetária, levando à prática de juros mais elevados.

Trabalhos mais recentes, no entanto, tendem a se afastar desse diagnóstico. Cunha *et al* (2016) abordam a questão do efeito riqueza sob uma perspectiva mais ampla, visando investigar a importância relativa do efeito riqueza na DPMFi frente a outros ativos disponíveis ao público, tal como da importância da composição da dívida para a potência do efeito riqueza. Argumenta-se, usando dados de Imposto de Renda de Pessoa Física (IRPF) da Receita Federal do Brasil (RFB) como *proxy* para a riqueza dos agentes – uma vez que há uma escassez de fontes estatísticas diretas nesse sentido –, que apenas uma pequena parcela do patrimônio agregado é composta por aplicações em renda fixa, em torno de 11%. Isso sugeriria, de antemão, que o efeito riqueza por meio da DPMFi poderia estar sendo superestimado pela literatura brasileira, pelo menos no que tange à riqueza privada dos agentes. Com isso, para os autores:

Em relação à concentração do efeito riqueza da dívida pública, acima citado, Pastore (2006) argumenta que a validade do efeito em questão parte da premissa que a dívida pública é percebida como riqueza pelos agentes. Frisa-se, contudo, que a dívida pública é apenas um dos componentes do estoque de riqueza dos agentes. Nesse sentido, a discussão do efeito riqueza no Brasil concentrou-se em uma das partes e se esqueceu do todo. (Cunha *et al*, 2016, p. 11)

Os testes empíricos conduzidos pelos autores consistiram em metodologia semelhante à de Pires (2008), baseada em Lettau *et al* (2002), de modo que Cunha *et al* (2016) estimaram diversos VAR para comparar a resposta do consumo à taxa de juros. Para os fins desta investigação, a comparação entre em um modelo contendo LFT e operações compromissadas no estoque da DPMFi, e outro contrafactual, sem o estoque de dívida indexada, apontou que a composição da dívida pública não altera de forma estatisticamente significante o efeito riqueza transmitido pela dívida que, por si próprio, se mostrou irrelevante. Isto é, a inclusão da dívida indexada nos modelos não modificou a direção (negativa) nem a intensidade da resposta do

consumo a um choque na taxa de juros. Para os demais ativos investigados pelos autores supracitados, os resultados foram semelhantes.

Por fim, Paes (2019) retorna o foco às LFTs como potencial obstáculo ao efeito riqueza, acrescentando à investigação empírica os ativos dos bancos comerciais. A autora argumenta que, ao contrário do que aponta a lógica convencional por trás do efeito riqueza, o impacto inibidor dos juros sobre as concessões de crédito livre prevalece, mesmo no curto prazo, sobre um potencial crescimento do ativo bancário movido pelas LFTs. A preferência pela liquidez dos bancos explicaria esse movimento:

[...] o cenário de ampliação da incerteza quanto ao cumprimento dos contratos, gerado pelo aumento das taxas de juros, os levam a optar por ativos mais seguros. Desse modo, a renda financeira excedente tenderia a ser redirecionada ao próprio mercado financeiro, em razão da PPL do sistema bancário quando exposto a situações que ampliem o grau de desconhecimento sobre as expectativas e solidez dos tomadores. Ou, no limite, haverá uma preferência por alavancar projetos de investimentos com maior probabilidade de sucesso em detrimento de crédito ao consumo. (Paes, 2019, p. 101)

Além disso, ao tratar do efeito riqueza no contexto do consumo, Paes diverge das interpretações de Pastore (1996) e Modenesi e Modenesi (2012) ao apontar que o crescimento da riqueza financeira dos detentores não-bancários das LFTs não impacta a demanda agregada nem os índices de preços ao consumidor. Isso porque, para a autora, os rendimentos obtidos por meio das LFTs tendem a ser reinvestidos em outros ativos financeiros ou, ainda, serem despendidos em produtos de alto valor agregado. A investigação empírica de Paes consistiu em dois VECMs, um para avaliar a resposta do IPCA a um choque nas LFTs, e outro para investigar o papel do BNDES sobre o canal do crédito – portanto, menos pertinente para esta pesquisa. Os resultados do primeiro modelo corroboraram as hipóteses iniciais da pesquisadora e ainda sugeriram, paralelamente, a presença de efeito *price-puzzle*² na resposta do IPCA a choques na Selic.

² Paes (2019) define o efeito *price-puzzle* como o fenômeno em que um aumento na taxa de juros, em vez de reduzir a inflação, causa um aumento temporário nos preços. Conforme a literatura pós-keynesiana, esse efeito ocorre porque juros mais altos elevam os custos de produção para empresas que dependem de financiamento para capital de giro e investimentos. Esse aumento de custos é repassado ao consumidor final, gerando um descompasso entre o impacto imediato sobre os custos e os efeitos mais tardios na demanda agregada.

Paes (2019) ainda observa que o *price-puzzle* é evidenciado pela literatura brasileira, além de encontrar evidências em seu próprio trabalho. A autora observou que um choque positivo na Selic gerou um aumento inicial no IPCA, com o efeito positivo sobre a inflação perdurando por até nove meses em alguns de seus modelos. A persistência desse efeito no curto prazo é vista como compatível com as investigações pós-keynesianas na economia brasileira.

A literatura recente é marcada, portanto, pela ausência de um consenso em torno da relevância do impacto das LFTs sobre o efeito riqueza para a transmissão da política monetária. Para este trabalho, a revisão realizada sugere afastamento das hipóteses inicialmente propostas na primeira década do século XXI, especialmente quando são postos em perspectiva os mecanismos e premissas envolvidos no funcionamento do efeito riqueza, como ressaltado por Cunha *et al* (2016) e Paes (2019), vis-à-vis a evidência empírica mais recente.

3. Exercício empírico

Há literatura que sugere, portanto, que a presença de indexação financeira na DPMFi, representada pelo estoque de títulos indexados à Selic – e, tangencialmente, facilitado pelo estoque de operações compromissadas do Banco Central –, pode reduzir a eficácia da política monetária ao representar uma obstrução ao funcionamento do efeito riqueza. Nesse contexto, o exercício empírico realizado por este trabalho testa a hipótese de que essa relação é verdadeira. A escolha do instrumental econométrico mais adequado para este fim se baseou na prática usual da literatura de séries temporais, fortemente embasada por Sims (1980), cuja contribuição consistiu na proposição dos Modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) para analisar interações entre variáveis macroeconômicas sem partir de restrições *a priori* de suas relações de endogeneidade/exogeneidade e, essencialmente, à identificação dos modelos explorados na avaliação de política monetária. Com efeito, Christiano (2012) reforça que VARs são boas ferramentas para abordar interações de variáveis econômicas em termos de impulsos e seus mecanismos de propagação, o que se adequa à natureza da investigação aqui proposta e é possibilitado de forma explícita pelos testes de impulso-resposta também executados à frente. Soma-se a esses fatores teóricos a difusão dessa aplicação no caso da literatura brasileira explorada neste trabalho. Como potenciais limitações da abordagem VAR, Paes (2019) destaca principalmente a dificuldade em se determinar a quantidade de defasagens para o vetor autorregressivo, tal como a condição de estacionariedade das variáveis, algo que dificilmente se concretiza ao tratar de variáveis de estoque, como é o caso das LFT e compromissadas.

A acomodação desta limitação em específico depende da aplicação de uma forma específica do VAR: o modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VECM ou apenas VEC), que concilia a análise de variáveis não-estacionárias que possuem dinâmica comum ao longo do tempo. Em outros termos, o VECM permite o afrouxamento da exigência de estacionariedade em troca de que haja cointegração entre as variáveis.

No entanto, no caso do exercício aqui presente, dada a limitação do tamanho da amostra disponível, a estimativa de um VECM mostrou-se pouco adequada, uma vez que os testes diagnósticos necessários para sua estimativa recomendaram uma combinação de múltiplas defasagens e vetores de cointegração, o que comprometeria a parcimônia do modelo e poderia gerar resultados instáveis. Dessa forma, optou-se por estimar um VAR em primeiras diferenças. Tal escolha implica renunciar à modelagem explícita das relações de cointegração de longo prazo, mas garante que as séries utilizadas sejam estacionárias e que os resultados obtidos sejam consistentes no curto prazo.

Dito isso, esta seção se debruça sobre o exercício empírico elaborado e sobre os procedimentos estatísticos envolvidos e previamente necessários para tal. A princípio, reforça-se a necessidade de testes para avaliar se as séries utilizadas são processos estocásticos estacionários – isto é, se não possuem raiz unitária – por meio de um teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), um Phillips-Perron (PP) e um Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Atendendo à exigência do VAR, são calculados os critérios de informação de Akaike (AIC), Bayesiano ou de Schwartz (BIC ou SC), Hannan-Quinn (HQ) e de Erro de Previsão (FPE) a fim de determinar o número mais adequado de defasagens para o modelo. Em seguida, a elaboração de testes de causalidade de Granger sugeriu pistas em torno das relações causais entre as variáveis e seu ordenamento mais adequado à estimativa do VAR.

Espera-se, ao fim, analisar os resultados dos testes de impulso-resposta e da Decomposição de Variância para avaliar a hipótese de que o efeito riqueza às avessas representa uma obstrução à eficácia da política monetária. Isso será testado de forma direta, avaliando se (i) o desvio do IPCA em relação à meta é positivamente influenciado pelo agregado de LFTs e operações compromissadas, e de forma indireta, avaliando se (ii) o estoque de LFTs e compromissadas causa crescimento do ativo bancário, demonstrando que a dívida indexada representa uma estratégia significativa de valorização da riqueza dos bancos; (iii) se o ativo bancário causa crédito livre, o que seria um passo importante no efeito riqueza às avessas e (iv) se o ativo bancário amplia o desvio do IPCA à meta. É pertinente, também, avaliar se (v) o estoque de LFTs e compromissadas tem impacto positivo sobre o crédito livre, o que também seria esperado caso houvesse efeito riqueza às avessas transmitido pelos bancos.

3.1. Variáveis e parametrização do modelo

As variáveis foram selecionadas com base na literatura brasileira acerca dos canais de transmissão da política monetária, se baseando principalmente no exercício empírico conduzido

por Paes (2019), ao passo que o escopo temporal (do primeiro trimestre de 2011 ao quarto trimestre de 2024) foi condicionado à disponibilidade de dados consolidados e homogêneos para todas as variáveis nas bases consultadas – mais especificamente, no Sistema Gerenciador de Séries Temporais e do IF.Data, ambos do Banco Central do Brasil. Nesse contexto, foram utilizados dados trimestrais para as variáveis expostas no Quadro 1, com 56 observações. Uma vez que a maioria das séries foi obtida originalmente na periodicidade mensal, o método de agregação dos dados mensais em trimestrais foi por meio de média simples. Este procedimento foi necessário em virtude da variável de Ativo Bancário, cuja divulgação por parte das instituições bancárias é somente trimestral e, consequentemente, a agregação do Banco Central também o é. Nos casos do Câmbio e da Selic Over, o valor mensal considerado foi o último disponível para cada mês. No caso das variáveis denominadas em reais, seus valores se dão em preços de dezembro de 2024 e foram transformados em logaritmo – tal como as variáveis em índices, como o IBC-Br e o IC-Br.

Quadro 1: Resumo das variáveis

Variável	Descrição	Unidade	Arcabouço teórico	Fonte
Interesse				
LOGLFT_COMPROMISSADAS	Estoque de LFTs da DPMFi (Over/Selic - posição em carteira)	R\$ milhões, Log	Pires (2008); Barboza (2015); Modenesi e Modenesi (2012); Cunha <i>et al</i> (2016); Paes (2019)	BCB (SGS: 10634) e BCB (SGS: 1839)
GAP_META_IPCA	Desvio do IPCA em 12 meses e a meta do CMN.	Pontos percentuais	<i>Proxy</i> para "eficácia" da Política Monetária.	BCB (SGS: 13522) e BCB (SGS: 13521)
Controle				
LOGCRED_LIVRE	Concessões de crédito com recursos livres.	R\$ milhões, Log	Paes (2019); Barboza (2015)	BCB (SGS: 20634)
LOGATIVO_BANCARIO	Soma do ativo total dos principais bancos comerciais (BB; Itaú; Bradesco; CEF; Santander; HSBC)	R\$ milhões, Log	Paes (2019). Identifica o efeito riqueza nas instituições bancárias.	BCB (IF DATA)
SELIC_OVER	Taxa de juros Over/Selic.	Taxa anualizada (%, a.a)	Todos os trabalhos referenciados neste quadro.	BCB (SGS: 432)
LOGIBC_BR	Índice de Atividade Econômica do BCB	Índice, 2022 = 100, log.	Identifica o efeito riqueza pelo consumo.	BCB (SGS: 24364)
LOGICBRUSD	Índice de Commodities do Banco Central	Índice em USD, 2005 = 100, log.	Cunha (2016); Paes (2019)	BCB (SGS: 29042)
PTAXV	Preços de venda da taxa de câmbio comercial	BRL/USD	Todos os trabalhos referenciados neste quadro.	BCB (SGS: 3696)

Fontes: Elaboração própria a partir dos trabalhos levantados e dos sistemas do BCB.

A escolha pela variável GAP_META_IPCA visa atuar como *proxy* para a eficácia da política monetária, uma vez que é sempre relativa à meta anual estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional. Para o LOGATIVO_BANCARIO, sua inclusão no exercício empírico se baseia no trabalho de Paes (2019), e visa identificar a propagação do efeito riqueza no contexto dos bancos. A Tabela 1, por sua vez, expõe as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

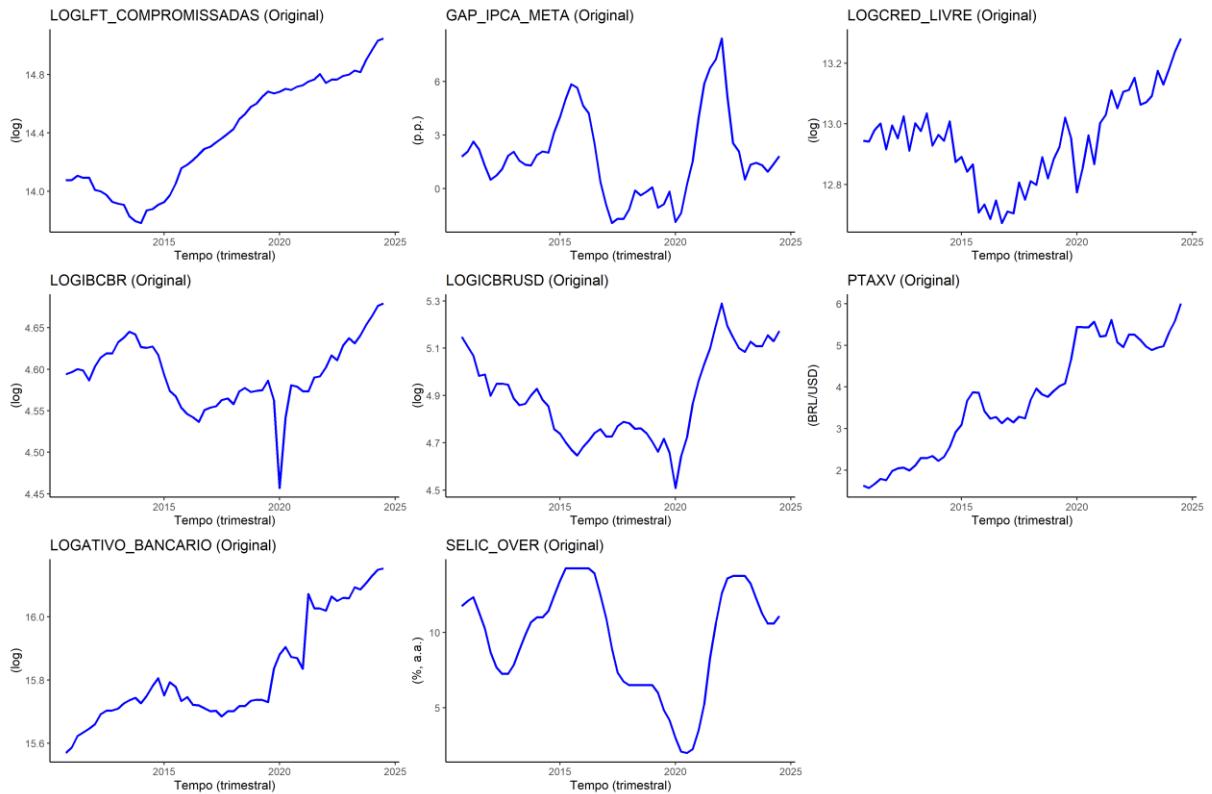
Tabela 1: Estatística descritiva das séries utilizadas

Variável	Média	Mediana	DP	Min	Max
LOGLFT_COMPROMISSADAS	14,39	14,38	0,38	13,78	15,05
GAP_IPCA_META	1,81	1,50	2,41	-1,93	8,42
LOGCRED_LIVRE	12,94	12,95	0,15	12,67	13,28
LOGIBCBR	4,59	4,59	0,04	4,46	4,68
LOGICBRUSD	4,89	4,87	0,19	4,51	5,29
PTAXV	3,72	3,73	1,34	1,57	6,01
LOGATIVO_BANCARIO	15,82	15,74	0,16	15,57	16,15
SELIC_OVER	9,60	10,58	3,59	2,00	14,25

Fonte: BCB, elaboração própria

Abaixo, o Gráfico 5 exibe a evolução das variáveis analisadas, corrigidas a preços de dezembro de 2024 e sem ajuste sazonal. Evidencia-se crescimento relevante do estoque de LFT e compromissadas, tal como do ativo bancário, das concessões de crédito livre, do câmbio e dos índices de *commodities* e de atividade econômica. No caso do IPCA e da Selic, os movimentos ocorreram com temporalidade similar: altas relevantes ao longo da crise de 2015 e após 2020, com algum descolamento no pós-pandemia tendo em vista que o último ciclo de cortes de juros conduzido pelo Copom foi relativamente raso e breve, ainda que alguma moderação da inflação neste período possa ser observada relativamente aos picos anteriores da Selic.

Gráfico 5: Evolução das variáveis em nível, sem ajuste sazonal (1T20111 a 4T2024)



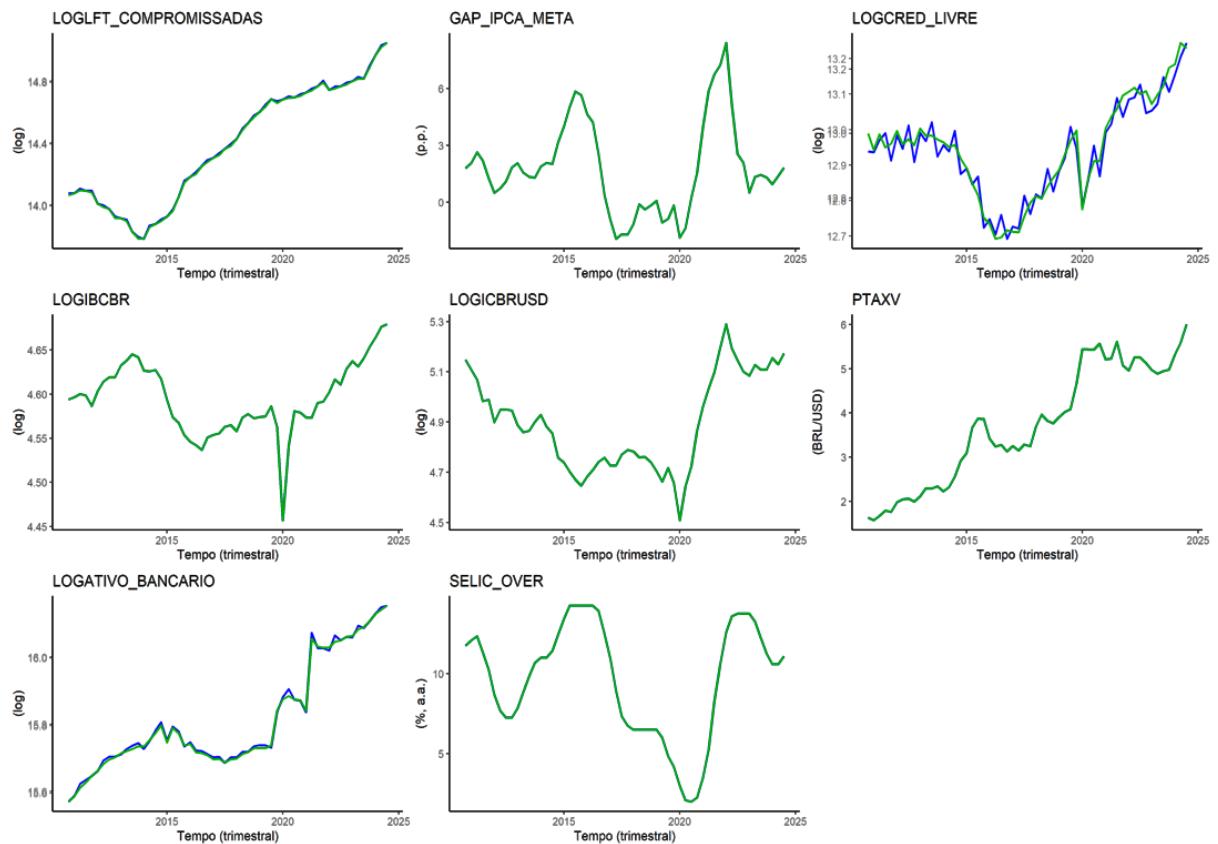
Fonte: BCB, IF.DATA, elaboração própria.

A simples observação da evolução das variáveis dá indícios de que, em sua maioria, há comportamento não-estacionário no período analisado, sugerido pela flutuação em torno de médias não constantes ao longo do tempo e pela aparente presença de tendência. Nesse caso, as séries com raiz unitária podem ser comumente estacionarizadas a partir de sua primeira diferença ou, se necessário, por meio de diferenciações adicionais (Bueno, 2011). De fato, é parcimonioso considerar que, logo a princípio, ao menos uma diferenciação será necessária para cumprir a exigência de estacionariedade para a maioria das séries analisadas.

Adicionalmente, houve o tratamento de ajuste sazonal aplicado a todas as variáveis analisadas, uma vez que este também é um elemento relevante para reduzir perturbações não sistemáticas das séries e, com isso, facilitar a identificação de suas propriedades estatísticas e tendências (Bueno, 2011, p.94). O Gráfico 6, nesse contexto, expõe a evolução das séries sazonalmente corrigidas sobrepostas às originais. É observável que, à exceção do Crédito Livre e, em menor medida, Ativo Bancário e estoque de LFTs e compromissadas, não diferem das originais. O ajuste sazonal foi baseado no modelo X-13-ARIMA-SEATS, desenvolvido pelo US Census Bureau (Sax, 2021).

Em seguida, são expostas as séries após o tratamento em primeira diferença.

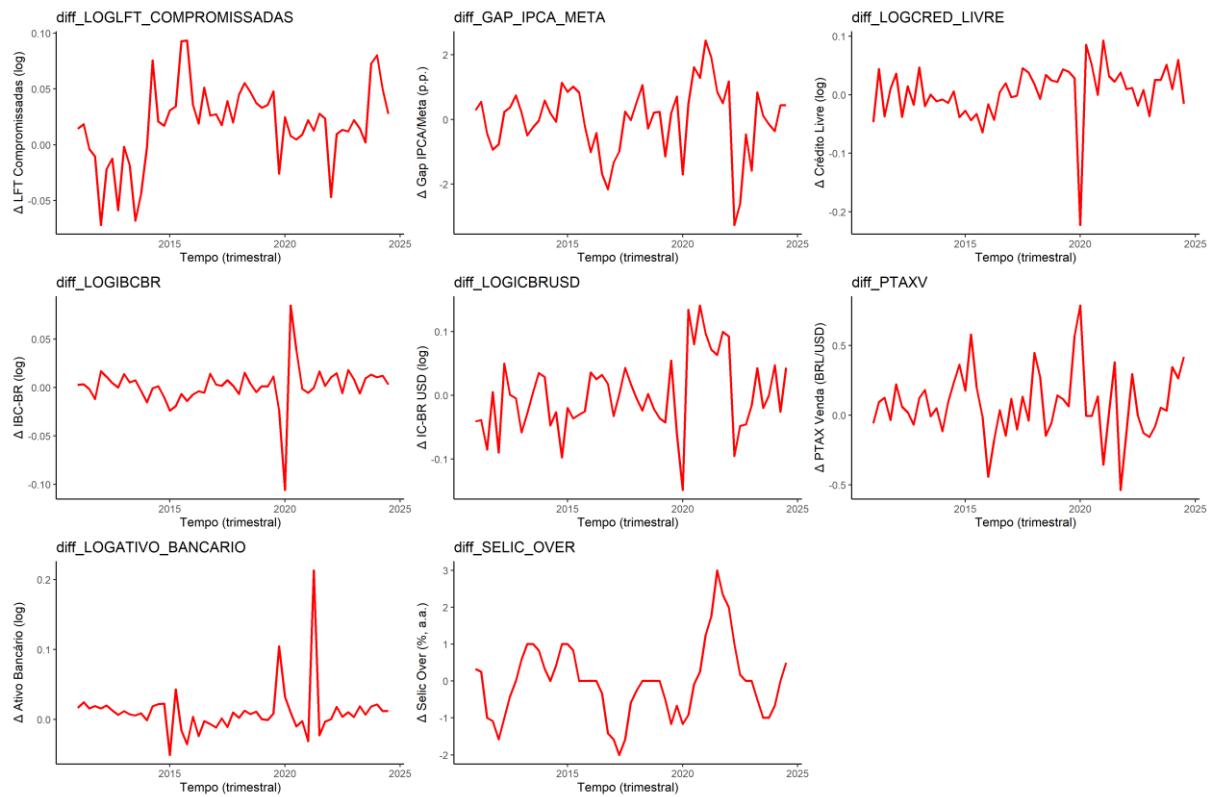
Gráfico 6: Evolução das variáveis após ajuste sazonal: em verde: dados ajustados sazonalmente; em azul: dados originais (1T20111 a 4T2024)



Fonte: BCB, IF.DATA. Elaboração própria.

Após a transformação para primeira diferença, as variáveis se aproximam mais do que se esperaria de séries estacionárias. Visualmente, foi reduzida a aparente tendência e sugere alguma correção da variação de desvio-padrão ao longo do tempo de algumas das variáveis.

Gráfico 7: Evolução das variáveis com ajuste sazonal em primeira diferença (1T20111 a 4T2024).



Fonte: BCB, IF.DATA. Elaboração própria.

Os testes de raiz unitária, nesse contexto, apontaram que a maior parte das séries utilizadas se comporta como I(1), à exceção do IPCA e Selic, que apresentaram estacionariedade mesmo em nível e, portanto, são I(0). Sustentaram essa avaliação os testes ADF, PP e KPSS, cujos resultados são exibidos na Tabela 2. Para as variáveis I(0), ou seja, para aquelas estacionárias em nível, o resultado exposto é do teste de estacionariedade em nível; no caso das I(1), é o resultado do teste sobre as variáveis após o tratamento em primeira diferença. A hipótese nula para o ADF e o PP é a de que há raiz unitária, ou seja, de que a série é não-estacionária, enquanto o oposto é válido para o KPSS: neste caso, a hipótese nula aponta estacionariedade da série.

Tabela 2: Resultados dos testes de raiz unitária das séries analisadas

Série	ADF			PP			KPSS		
	p-valor	Modelo	Conc.	p-valor	Modelo	Conclusão	p-valor	Modelo	Conc.
LOGLFT_COMPROMISSADAS	-2.672 ***	none	I(1)	-3.832 ***	int.	I(1)	0.165 *	tau	I(0)
GAP_IPCA_META	-2.282 **	none	I(0)	-4.444 ***	int.	I(1)	0.091 *	mu	I(0)
LOGCRED_LIVRE	-4.707 ***	none	I(1)	-7.94 ***	int.	I(1)	0.375 *	mu	I(1)
LOGIBCBR	-6.926 ***	none	I(1)	-7.974 ***	int.	I(1)	0.278 *	mu	I(0)
LOGICBRUSD	-3.824 ***	none	I(1)	-5.337 ***	int.	I(1)	0.349 *	mu	I(1)
PTAXV	-4.239 ***	none	I(1)	-5.594 ***	int.	I(1)	0.08 *	tau	I(0)
LOGATIVO_BANCARIO	-5.686 ***	drift	I(1)	-8.734 ***	int.	I(1)	0.194 *	mu	I(1)
SELIC_OVER	-4.163 ***	drift	I(0)	-2.644 *	int.	I(1)	0.181 *	mu	I(0)

Fonte: BCB, IF.DATA. Elaboração própria por meio do pacote de R *urca*.

*** significância à 1%, ** à 5% e * à 10%.

As implicações destes resultados para o exercício econometrício sugerem a inviabilidade do VAR em nível para a investigação proposta, uma vez que há variáveis não estacionárias em nível. Mesmo a alternativa convencional, um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VECM), requereria alguma flexibilização conceitual para trabalhar com variáveis I(0) e I(1) simultaneamente. Sendo uma forma específica de VAR, o VECM se mostraria razoável pela sua capacidade de representar fenômenos econômicos que emanam de variáveis não estacionárias, uma vez que captura a dinâmica comum entre elas ao longo do tempo, tanto em seus componentes de curto prazo, via termos em diferenças, quanto de longo prazos, via termos de correção de erro (Bueno, 2011).

A escolha entre um VECM e um VAR em diferenças está diretamente ligada à presença ou ausência de cointegração. O VECM, conforme formulado inicialmente por Engle e Granger e generalizado por Johansen (Bueno, 2011), é apropriado quando as variáveis são integradas da mesma ordem e compartilham uma tendência estocástica comum. Por outro lado, ao se considerar uma amostra curta – como a deste trabalho, com 56 observações –, a estimação de um VECM pode se tornar inviável³. Como observa Lütkepohl (2005), o número de parâmetros cresce rapidamente com o número de defasagens e de relações de cointegração, o que gera problemas de sobreparametrização, instabilidade e baixa potência estatística dos testes. Nesse contexto, uma alternativa

³ No processo de elaboração desta pesquisa, os testes necessários para a estimação do VECM, usando as variáveis em nível, sugeriram que as inferências seriam pouco confiáveis. Os critérios de informação AIC, HQ e FPE recomendaram quatro defasagens, além de os testes LM terem indicado autocorrelação dos resíduos em todas as defasagens até a quarta. Adicionalmente, o teste Johansen para cointegração sugeriu a presença de até seis vetores cointegrantes. Com isso, em frente à quantidade limitada de observações com oito variáveis analisadas, o VECM se mostrou estruturalmente instável.

parcimoniosa é trabalhar com as variáveis já diferenciadas, estimando um VAR em diferenças. Opta-se, portanto, por trabalhar com todas as variáveis em primeira diferença deste ponto em diante, levando em conta a renúncia da interpretação de equilíbrios de longo prazo decorrente dessa escolha metodológica.

O primeiro passo para a estimação do VAR é consultar o resultado dos critérios de informação. Aqui, foram observados os critérios de Akaike (AIC), Bayesiano (BIC), Hannan-Quinn (HQ) e Critério de Erro Final de Previsão (FPE). Os modelos mais parcimoniosos são sugeridos pelos critérios Bayesiano, com nenhuma defasagem, seguido pelo HQ, com uma, enquanto os demais apontaram para quatro *lags*. Complementarmente, os resíduos para cada defasagem de VAR foram testados para autocorrelação serial pelo teste Lagrange Multiplier (LM), cuja H0 é de ausência de autocorrelação residual.

Tabela 3: Seleção das defasagens para estimação do VAR em diferenças com base nos critérios de informação AIC, HQ, BIC e FPE e no teste de autocorrelação residual Lagrange Multiplier.

<i>k</i> defasagens	Critério de informação				Teste LM	
	AIC(n)	HQ(n)	BIC(n)	FPE(n)	prob. em <i>k</i>	prob. até <i>k</i>
Modelo com 0 <i>lags</i>	-14,5583	-14,4425	(1) -14,2553	6,57E-17	-	-
Modelo com 1 <i>lag</i>	-16,2123	(1) -15,1700	-13,4850	1,30E-17	0,1485	0,1485
Modelo com 2 <i>lags</i>	-15,9261	-13,9575	-10,7746	2,07E-17	0,2335	0,1145
Modelo com 3 <i>lags</i>	-16,6685	-13,7736	-9,0927	1,67E-17	0,2323	0,0031**
Modelo com 4 <i>lags</i>	(1) -18,47613	-14,6548	-8,4761	(1) 9,37e-18	0,9127	0,0000***

Fonte: Elaboração própria por meio do software EViews 12.

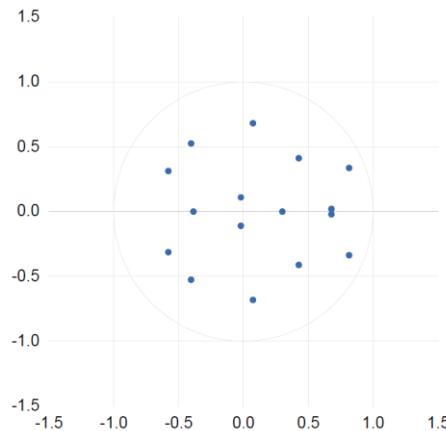
(1) Indica a defasagem recomendada pelo critério

*** significância à 1%, ** à 5% e * à 10%.

Embora a elevação de defasagens tenda a ser menos parcimoniosa em termos econômicos (Bueno, 2011), seguir com nenhuma, como sugerido pelo BIC, partiria da premissa de que as interações entre as variáveis do modelo ocorrem de forma instantânea. Isso contraria a intuição econômica, ao passo que um modelo com zero defasagens geraria resultados pouco úteis para o estudo da transmissão da política monetária. Nesse contexto, os testes LM para autocorrelação residual desempenharam um papel importante na definição de uma quantidade realista de *lags*: até a quarta defasagem – no caso, se analisadas individualmente (“em *k*”) – há baixa probabilidade de autocorrelação residual. No entanto, o teste LM de forma cumulativa (“até *k*”) sugere autocorrelação partir da terceira defasagem.

No modelo com dois *lags*, há menor probabilidade de autocorrelação dos resíduos pelo critério “em *k*” do que no modelo somente com uma, ao mesmo tempo em que a probabilidade de autocorrelação acumulada “até *k*” não é significativamente maior do que no modelo alternativo. Com isso em mente, optou-se por seguir com dois *lags*.

Figura 1: Teste de estabilidade estrutural do VAR em diferenças estimado



Fonte: Elaboração própria

O VAR estimado apresenta estabilidade estrutural, ao passo que suas raízes estão dentro do círculo unitário. Outros testes dos resíduos sugerem que as interpretações das funções de impulso-resposta e decomposição de variância são válidas.

Tabela 4: Testes dos resíduos do VAR em diferenças estimado

Diagnóstico	Teste	Estatística	Prob
Autocorrelação	Lagrange Multiplier (até 2 lags)	1,1542	0,2224
Normalidade	Doornik-Hansen/Jarque-Bera	27,1548	0,0398
Heteroscedasticidade	White	1178,4930	0,2872

Fonte: Elaboração própria.

Acima, na Tabela 4, são expostos os testes LM de autocorrelação dos resíduos para até duas defasagens e de heteroscedasticidade de White – cuja H0 é de homoscedasticidade. Nestes dois, não se rejeita suas hipóteses nulas. O teste de normalidade rejeita a somente a 1% de significância a H0 de que os resíduos têm distribuição normal.

3.2. Resultados

Foi estimado um modelo de vetores autorregressivos em diferença, considerando duas defasagens, presença de tendência e intercepto, de modo que cumpre a condição de estabilidade. Nesse contexto, esta seção se debruça sobre as funções de impulso-resposta (FIRs) e apresenta a análise de decomposição de variância (ADV) resultante dos estimadores do VAR. Espera-se, a partir desses instrumentos – especialmente do primeiro –, avaliar a hipótese de que (i) o GAP_IPCA_META é positivamente influenciado por LOGLFT_COMPROMISSADAS, ou seja, de que a dívida indexada à Selic compromete a eficácia da política monetária em promover a convergência da inflação à meta definida pelo CMN. Complementarmente, são investigados outros efeitos de interesse já mencionados – se (ii) LOGLFT_COMPROMISSADAS causa crescimento do LOGATIVO_BANCARIO, de modo que a dívida indexada representaria estratégia de valorização para os bancos; (iii) se o LOGATIVO_BANCARIO causa LOGCRED_LIVRE, o que demonstraria o estímulo ao crédito decorrente da valorização do ativo, e (iv) se o LOGATIVO_BANCARIO causa alta do GAP_IPCA_META. É também de interesse observar (v) o efeito de LOGLFT_COMPROMISSADAS sobre LOGCRED_LIVRE, isto é, se há incentivo ao crédito quando o estoque da dívida indexada se eleva.

O processo das funções de impulso-resposta pode ser sensível ao ordenamento das variáveis, especialmente a partir do instrumental da decomposição de Cholesky. Isso, por sua vez, exige o estabelecimento de um ordenamento das variáveis, da mais exógena para a mais endógena (Munhoz, 2016). Com isso em mente, foi realizado um teste Wald de exogeneidade de bloco para averiguar a causalidade de Granger entre as variáveis, cujos qui-quadrados dos blocos estão exibidos na Tabela 5. O qui-quadrado indica, neste teste, o grau de endogeneidade da variável: quanto maior o qui-quadrado, mais endógena ao sistema a variável é.

Tabela 5: Ordenamento das variáveis por endogeneidade com base no teste de causalidade de Granger/exogeneidade de bloco.

Variável	qui-quadrado	p-valor	Nº de Causas	Granger-Causada por (p-valor)
LOGCRED_LIVRE	31,49	0,0047	1	LOGICBRUSD (0,0105)
PTAXV	28,67	0,0116	1	LOGCRED_LIVRE (0,0071)
GAP_IPCA_META	23,86	0,0476	1	PTAXV (0,0082)
SELIC_OVER	23,44	0,0534	2	LOGCRED_LIVRE (0,0167) PTAXV (0,0226)
LOGATIVO_BANCARIO	23,25	0,0562	2	LOGCRED_LIVRE (0,0011) LOGIBCBR (0,0017)
LOGICBRUSD	21,43	0,0911	2	LOGCRED_LIVRE (0,0473) PTAXV (0,0197)
LOGIBCBR	14,16	0,4371	0	-
LOGLFT_COMP...	10,48	0,7262	0	-

Fonte: Elaboração própria.

Nesse contexto, as variáveis foram ordenadas da seguinte forma, da mais exógena para a mais endógena: LOGCRED_LIVRE, PTAXV, GAP_IPCA_META, SELIC_OVER, LOGATIVO_BANCARIO, LOGICBRUSD, LOGIBCBR e LOGLFT_COMPROMISSADAS. Adicionalmente, os testes de causalidade de Granger para as relações mais pertinentes para esta investigação (na Tabela 6) sugeriram, inicialmente, resultados similares aos encontrados em Cunha *et al* (2016) e Paes (2019). Os resultados do teste deram indícios de que a dívida indexada não Granger-causa desvios do IPCA em relação à meta, nem aumento do ativo bancário ou do crédito livre. Adicionalmente, sinalizaram que o ativo bancário não Granger-causa um aumento no crédito livre nem desvios do IPCA em relação à meta. Importante ressaltar, no entanto, que a causalidade de Granger sugere apenas uma relação temporal entre as variáveis (uma ocorre antes da outra), não apontando “causalidade” no sentido coloquial, em que uma variável determinaria outra. As evidências mais robustas para essa inferência serão extraídas das funções de impulso-resposta (FIR) e da Decomposição de Variância do Erro de Previsão.

Tabela 6: Relações de causalidade de Granger entre os efeitos de interesse investigados.

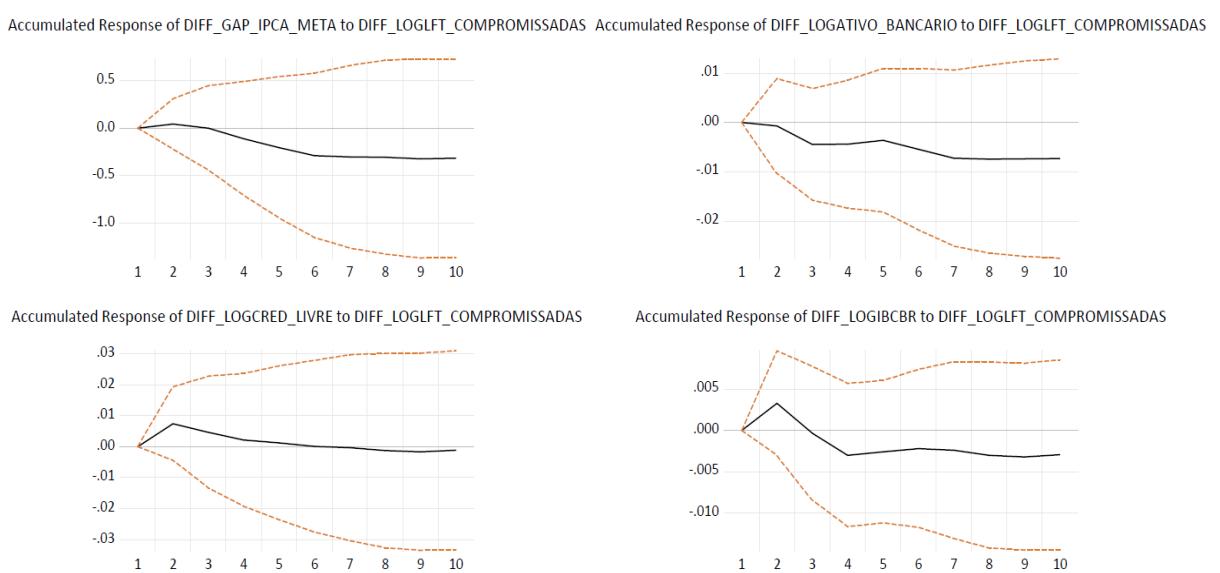
Relação causal testada	qui-quadrado	p-valor	Conclusão
LOGLFT_COMP... → GAP_IPCA_META	1,04	0,5949	Não Granger-causa
LOGLFT_COMP... → LOGATIVO_BANCARIO	2,36	0,3073	Não Granger-causa
LOGATIVO_BANCARIO → LOGCRED_LIVRE	3,89	0,1427	Não Granger-causa
LOGATIVO_BANCARIO → GAP_IPCA_META	0,08	0,9609	Não Granger-causa
LOGLFT_COMP... → LOGCRED_LIVRE	2,95	0,2284	Não Granger-causa

Fonte: Elaboração própria.

3.2.1. Principais funções de impulso-resposta

As FIRs são um instrumento para avaliar o efeito de choques de uma variável sobre outra no tempo. O foco, aqui, foi nas respostas das variáveis que a literatura tem assumido que são, de alguma forma, impactadas pelas LFT_CCOMPROMISSADAS, além das interações complementares supracitadas em um horizonte de 10 trimestres. Para a parametrização das FIR no software EViews12, foi escolhido o método de resposta dos erros-padrão “*Analytic (asymptotic)*”, com o método de decomposição de Cholesky corrigido por graus de liberdade e com o ordenamento já mencionado das variáveis. A escolha pelo método de decomposição de Cholesky para este exercício expõe os efeitos de uma variável sobre outra incluindo, também, a influência das demais, sendo adequada para a investigação presente.

Figura 2: Funções de impulso-resposta de LOGLFT_CCOMPROMISSADAS sobre outras



Fonte: Elaboração própria

As respostas das variáveis-chave para o funcionamento do efeito riqueza a um impulso no estoque de LFT e compromissadas estão expostas acima, na Figura 2. Estes resultados possibilitam análises distintas sobre o efeito riqueza: uma mais direta, das LFT sobre o desvio do IPCA; e outras mais indiretas, como LFT sobre a atividade econômica, sobre o ativo bancário e sobre as concessões de crédito.

Ao contrário do que é sugerido por Pastore (1996), Pires (2008) e Modenesi e Modenesi (2012), o desvio do IPCA em relação à meta tem resposta positiva apenas

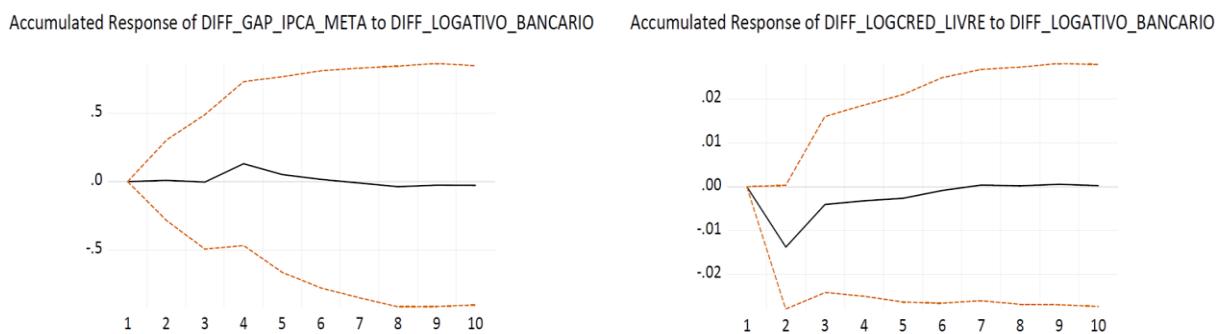
marginal e contida até terceiro trimestre, revertendo para uma resposta negativa mais explícita até o último período. O efeito riqueza sobre o consumo privado é avaliado pelo choque de LFT e compromissadas sobre o índice de atividade econômica do Banco Central, o IBC-Br. Neste caso, a resposta é positiva até o segundo trimestre, passando a ser negativa até o fim do horizonte de tempo analisado – chama a atenção a baixa amplitude dos efeitos, sugerindo que a dívida indexada pouco determina a demanda agregada. Paes (2019) se baseia em Hilferding (1910) e Kalecki (1978) para apontar que um resultado dessa natureza seria esperado ao se considerar o perfil de classe dos detentores da dívida pública indexada, marcado por latente inelasticidade do consumo às variações nos rendimentos e com baixa propensão a consumir. O fato de a maioria das LFTs estar em posse de fundos de investimento e de previdência (Tesouro Nacional, 2025) também pode sugerir que haveria certo atrito em converter quaisquer ganhos ligados a esses títulos em consumo, em virtude de potenciais desincentivos ao saque desses rendimentos na forma de períodos de resgate nesses veículos e tributação sobre seus rendimentos.

A resposta do ativo bancário a um choque de LFTs e compromissadas afasta a noção de que o mecanismo de efeito riqueza é presente no caso dos bancos. Desde o segundo trimestre, a resposta do ativo é negativa e aumenta de amplitude nos períodos seguintes. Esse movimento sugere que a dívida indexada, embora possa representar algum *hedge* importante em momentos de maior aversão ao risco, não é significativa o suficiente para promover o crescimento do ativo bancário nestes momentos. Isso faz sentido sob a luz da teoria moderna do portfólio (Elton *et al.*, 2014): as carteiras, inclusive das IFs, são compostas por uma variedade diversificada de produtos, de modo que as LFTs não cumpririam a função de impulsionar a rentabilidade dos bancos, mas de servirem como ativo “livre de risco”, responsável por calibrar a relação risco-retorno dos portfólios e garantir uma rentabilidade mínima nos momentos em que as demais posições da carteira não o fazem. As evidências geradas por esta pesquisa sugerem que o papel de impulsor do ativo bancário será performado pelo crédito livre, como apontado pela função impulso-resposta apresentada mais adiante nesta seção.

O crédito livre não apresentou resposta expressiva às LFTs e compromissadas em nenhuma direção. Há uma resposta positiva decrescente até os primeiros cinco períodos, mas que é dissipada e neutralizada até o décimo período, assumindo trajetória levemente negativa. Disso, se extrai que o papel de estímulo ao crédito causado pelas LFTs, previsto por parte da literatura, não pôde ser respaldado nas evidências encontradas nesta investigação. Paes (2019), ao encontrar resultados semelhantes em seu próprio trabalho,

atribuiu esse movimento à preferência pela liquidez dos bancos: uma vez que as LFTs assumem o papel de quase-moeda, as posições nesses papéis se dão em detrimento de outras com maior exposição a risco, como especialmente o crédito livre. É possível imaginar que este processo se intensificou no período analisado, que abrangeu o contexto de duas crises econômicas – em 2015 e na pandemia – e, portanto, em que houve ampliação da incerteza.

Figura 3: Funções de impulso-resposta de LOGATIVO_BANCARIO sobre outras.



Fonte: Elaboração própria

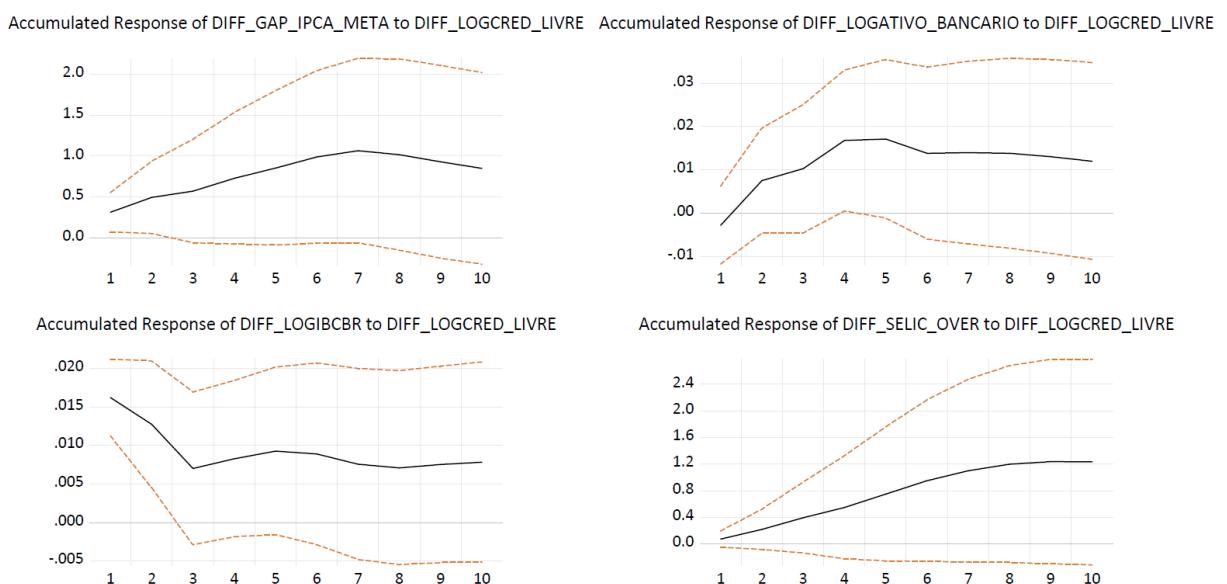
Outras relações que poderiam corroborar indiretamente a presença do efeito riqueza no caso dos bancos são retratadas nas FIR exibidas na Figura 3. As respostas do desvio do IPCA em relação à meta e do crédito livre a choques no ativo bancário foram zero ou muito próximas de zero nos períodos mais longos, o que em conjunto com a elevada amplitude das bandas de confiança, indica que o choque no ativo bancário não tem impacto estatisticamente significante no desvio da meta com esta especificação do modelo. O que se vê, levando em conta as ressalvas supracitadas, é uma resposta positiva nos primeiros sete trimestres do desvio do IPCA, enquanto o crédito livre reage negativamente, sugerindo que a alocação em LFTs por parte dos bancos, quando ocorre, representa uma mudança de foco em detrimento do crédito livre e em direção a posições vistas como mais seguras.

3.2.2. Funções de impulso-resposta complementares

Foram elaboradas, também, funções de impulso-resposta auxiliares para reforçar parte das avaliações feitas em torno das principais. Abaixo, na Figura 4, são expostas as respostas do desvio do IPCA em relação a meta, do ativo bancário, do IBC-Br e da Selic a choques no crédito livre. Todas apresentaram comportamento em linha com a intuição

econômica. O desvio do IPCA responde positivamente e de forma consistente a choques no crédito, inclusive para os períodos mais longos, tal como o IBC-Br, apontando para o papel de estímulo à demanda agregada desempenhado pelas concessões de crédito. É demonstrado, também, que a Selic reage de modo coerente a essa dinâmica com uma resposta positiva no longo prazo. O mais interessante, no entanto, é a resposta positiva do ativo bancário ao crédito livre, mesmo no longo prazo, a um choque do crédito livre. Isso reforça a noção de que a estratégia dos bancos para promoverem a valorização de seu ativo depende de uma composição de seus balanços menos avessa ao risco – portanto, menos propensa a possuir participações maiores de LFTs e compromissadas.

Figura 4: Funções de impulso-resposta de CRED_LIVRE sobre outras.



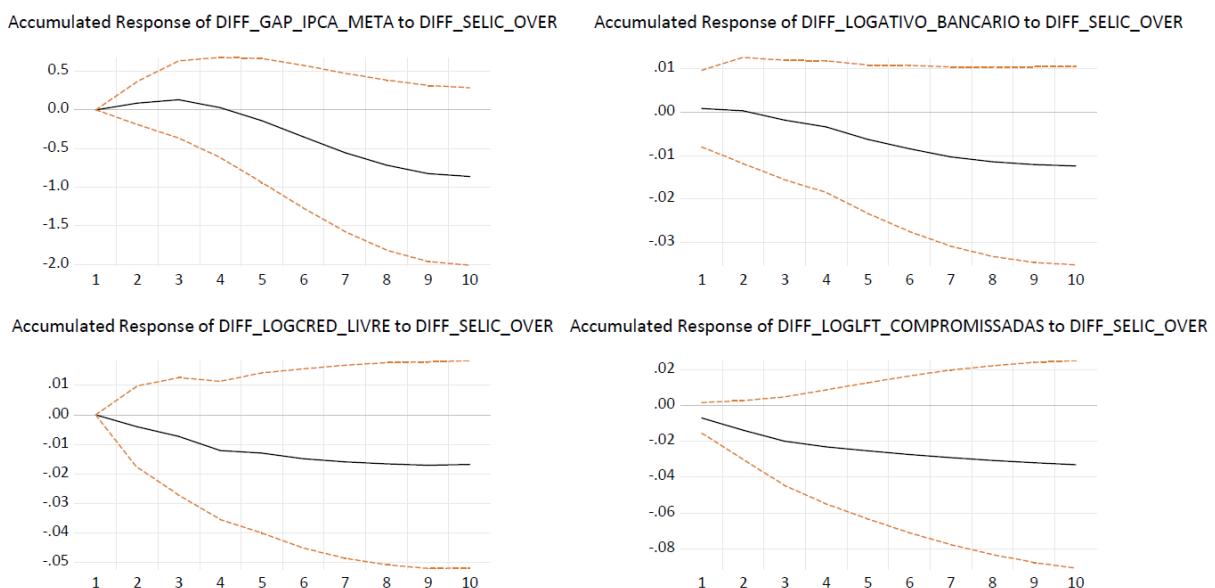
Fonte: Elaboração própria

As respostas de parte das variáveis a choques na Selic também foram conferidas e são expostas abaixo, na Figura 5. Destaca-se a resposta positiva do desvio do IPCA em relação à meta nos primeiros períodos antes de assumir caráter negativo no longo prazo, efeito também encontrado por Paes (2019) e atribuído pela autora ao mecanismo de *price-puzzle*. Isso significa que, antes de atuar da forma pretendida sobre a inflação, aumentos nos juros geram aumentos temporários de custos às empresas que são repassados ao longo das cadeias produtivas até o consumidor final, antes de começarem a promover a desinflação de forma consistente no longo prazo.

O ativo bancário reage negativamente logo nos primeiros períodos, de forma coerente com a resposta negativa vista, de mesmo modo, do crédito livre e corroborando a

interpretação de que as concessões de crédito são um vetor importante do ativo bancário. Ademais, a resposta do estoque de LFT e compromissadas reage negativamente à Selic em todo o período. O que se pode inferir disso, neste momento, é que o Tesouro Nacional pode apresentar a tendência de reduzir o ritmo de emissões de títulos indexados durante ciclos de aperto monetário conduzidos pelo Banco Central. O exercício presente não gerou evidências para avaliar a resposta da participação das LFTs no ativo bancário – no entanto, considerando as demais relações apresentadas, é razoável assumir que haveria uma resposta positiva, refletindo a PPL dos bancos.

Figura 5: Funções de impulso-resposta de SELIC_OVER sobre outras.



Fonte: Elaboração própria

3.2.3. Decomposição da variância de previsão do erro

Por fim, o exercício de Decomposição da Variância do Erro de Previsão do GAP_META_IPCA e do ATIVO_BANCARIO complementa a avaliação da importância de cada variável no contexto das respostas obtidas nas FIR. Tanto para o desvio do IPCA em relação à meta quanto para o ativo bancário, os resultados sugerem a baixa relevância das LFT na determinação de ambos. As decomposições foram realizadas considerando erros-padrão de Monte Carlo com 1000 repetições, indicados nas Tabelas 7 e 8 entre parênteses. Os erros-padrão complementam a análise de significância estatística da contribuição das variáveis: se a razão entre o resultado da estatística e o erro-padrão superar o valor crítico a cada nível de significância, é possível afirmar a significância estatística do

resultado para a variável com maior confiança. Os valores críticos aqui considerados são 2,7 para 1% de significância, 2,0% para 5% e 1,6% para 10%.

Tabela 7: Decomposição da Variância de GAP_META_IPCA a partir do 8º trimestre

T	S.E.	GAP_IPCA META	LOGATIVO BANCARIO	LOGCRED LIVRE	LOGIBCBR	LOG ICBRUSD	LOGLFT COMPR...	PTAXV	SELIC OVER
8	1.29	56.0080 ***(10.9995)	1.6308 (4.1007)	12.3850 (9.1152)	4.4712 (3.6844)	3.6355 (5.8813)	1.9506 (4.6653)	10.1747 (7.3727)	9.7443 (7.4263)
9	1.30	55.5133 ***(11.0902)	1.6005 (4.2146)	12.5662 (9.0665)	4.3855 (3.6797)	3.8742 (6.0812)	1.9215 (4.8251)	9.9426 (7.3305)	10.1962 (7.6587)
10	1.31	55.1910 ***(11.1664)	1.5789 (4.3183)	12.7610 (9.1326)	4.3617 (3.6973)	4.2208 (6.2833)	1.8969 (4.9618)	9.8403 (7.3175)	10.1493 (7.6859)

Fonte: Elaboração própria

*** significância à 1%, ** à 5% e * à 10%.

Nesta especificação do modelo, a maior parte da variância do erro de previsão do desvio do IPCA em relação à meta foi explicado pela própria variável, coerente com a noção de inflação inercial e sugerindo persistência no *gap* da inflação à meta. A segunda maior contribuição veio do crédito livre, seguida pela Selic. Isso, por sua vez, reforça o argumento de que há alguma dificuldade na transmissão da política monetária, mas a baixa importância das LFTs para o desvio da meta indica que esses desafios não estão vinculados ao canal dos ativos. Essa ideia é reforçada por Minella e Souza-Sobrinho (2009), que apontaram os canais do crédito, do câmbio e das expectativas de inflação como os centrais na transmissão da política monetária brasileira. Nesse contexto, há convergência à tese de Barboza (2015) em apontar que o nível elevado dos juros brasileiros é determinado pela baixa potência da política monetária.

Tabela 8: Decomposição da Variância de ATIVO_BANCÁRIO a partir do 8º trimestre

T	S.E.	GAP_IPCA META	LOGATIVO BANCARIO	LOGCRED LIVRE	LOGIBCBR	LOG ICBRUSD	LOGLFT COMPR...	PTAXV	SELIC OVER
8	0.0428	1.4979 (4.0587)	61.8754 ***(10.3921)	9.6209 (6.9244)	11.4289 (5.0241)	6.1799 (6.5705)	1.1885 (3.6229)	6.8138 (6.1295)	1.3947 (4.0695)
9	0.0429	1.6202 (4.1326)	61.6844 ***(10.5209)	9.6236 (6.9704)	11.4369 (5.0130)	6.2433 (6.6436)	1.1851 (3.7852)	6.7932 (6.1236)	1.4132 (4.2325)
10	0.0429	1.6426 (4.2111)	61.6226 ***(10.6634)	9.6718 (7.0588)	11.4249 (5.0446)	6.2498 (6.7319)	1.1841 (3.9306)	6.7874 (6.1301)	1.4167 (4.4297)

Fonte: Elaboração própria

*** significância à 1%, ** à 5% e * à 10%.

Complementarmente, a decomposição de variância do ativo bancário também apontou que mais da metade de sua variância depende de seus próprios choques. O índice

de atividade econômica foi a segunda maior contribuição, seguido pelo crédito livre. Essa dinâmica dá sustentação ao argumento de que a valorização do ativo bancário é menor em momentos de aversão ao risco, em que há restrição ao crédito e crescimento econômico mais baixo. A baixa participação das LFTs, neste contexto, se mostra coerente com essa argumentação.

4. Considerações finais

Esta pesquisa investigou a hipótese de obstrução na transmissão da política monetária causada pela existência de dívida indexada à taxa Selic, tese sugerida por economistas brasileiros ao longo dos anos 2000 e disputada de forma mais assertiva por outros na década de 2010. Ao se portar de um Modelo de Vetores Autorregressivos em diferenças, analisando dados de 2011 a 2024, os resultados desta investigação não corroboraram a tese de que a presença elevada de LFTs na DPMFi obstrui significativamente a transmissão da política monetária. Destarte, as evidências obtidas são consistentes com o apontado por Cunha *et al* (2016) e por Paes (2019), ou seja, contrários à manifestação do “efeito riqueza às avessas” causado pelas Letras Financeiras do Tesouro.

Com efeito, há poucas evidências para identificar, até mesmo, a relevância do canal dos ativos na economia brasileira. Nesse sentido, em face das evidências apresentadas e dos estudos revisados, Cunha *et al* (2016) se escoraram em Lettau (2002) para destacar que, na experiência internacional, a literatura aponta para a perda de relevância do canal dos ativos e do efeito riqueza nas economias desenvolvidas, geografias em que há predominância de títulos pré-fixados na composição da dívida e a presença de um mercado privado de títulos mais maduro que no Brasil – portanto, ambientes, *a priori*, muito mais propícios para que o efeito riqueza fosse potente. Paes (2019), por sua vez, questiona as premissas do mecanismo do efeito riqueza às avessas ao apontar a baixa propensão a consumir dos detentores privados da dívida pública, de modo que, mesmo considerando que o crescimento do estoque de riqueza desses agentes levasse a um aumento do consumo, não seria parcimonioso supor impacto relevante na demanda agregada e nos índices de preços ao consumidor.

Na mesma linha, este trabalho dialogou com noções da Teoria Moderna de Portfólio (Elton *et al*, 2014) para sugerir que as LFTs não são compreendidas pelos bancos como instrumento central de valorização de seus ativos. Complementarmente às contribuições de Paes (2019), que se muniu do conceito de Preferência pela Liquidez como motivador para

demanda de LFTs por parte dos bancos, foi aqui apontado que os títulos indexados desempenham um papel de mitigação de risco para a composição de portfólio das instituições financeiras, enquanto é o crédito que cumpre a função de promover rentabilidade e crescimento. Em outros termos, a pesquisa conclui que, para as instituições financeiras, as LFTs atuam mais como um ativo de "*hedge*", seguro e de alta liquidez, do que como um impulsionador de valorização da carteira ou de estímulo à concessão de crédito.

É importante, por outro, lado, apontar a potencial limitação desta pesquisa decorrente da escolha metodológica pelo VAR em diferenças devido ao tamanho da amostra, o que não permitiu a análise dos equilíbrios de longo prazo entre as variáveis. Essa limitação se manifestou, principalmente, nos elevados intervalos de confiança das funções de impulso-resposta analisadas. Futuras pesquisas podem se beneficiar de modelos alternativos, como o ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*), que permitem a análise de relações de curto e longo prazos em séries de diferentes ordens de integração, ainda que exija um grau de especificação prévia ausente nos modelos vetoriais. Outra possibilidade seria, novamente, um VECM, embora com especificações distintas que confirmam estabilidade ao modelo – algo que não foi atingido nessa pesquisa e que, de fato, motivou a utilização do VAR em diferenças.

Para encerrar, é importante ressaltar que as conclusões de baixa relevância das LFTs deste trabalho dizem respeito unicamente à transmissão da política monetária pelo canal dos ativos, mais especificamente através do efeito riqueza. Os determinantes do nível de juros brasileiro permanecem um objeto de pesquisa crucial para que sejam pautadas revisões dos instrumentos e estruturas da política econômica nacional capazes de reduzi-lo. Mesmo no âmbito da hipótese de que há obstruções na transmissão da política monetária, esta pesquisa não versa a respeito dos outros canais envolvidos neste processo e, portanto, não descarta a possibilidade de que haja obstruções para além do canal dos ativos.

Além disso, há outras agendas de pesquisa ligadas às LFT que não foram aprofundadas aqui, como a faceta fiscal levantada por Franco (2006), que também apontou para a dificuldade do estabelecimento de uma estrutura a termo da curva de juros no longo prazo decorrente da dívida indexada. Ambas, por exemplo, podem desempenhar um papel na manutenção do nível de juros brasileiro por mecanismos distintos. A contribuição deste trabalho para a literatura brasileira, portanto, não consiste no esgotamento das possibilidades de investigação em torno das LFTs, mas em sugerir que recursos e tempo

de pesquisas futuras sejam direcionados a outros elementos, em detrimento do efeito riqueza às avessas como obstáculo do canal dos ativos da transmissão da política monetária.

Referências bibliográficas

- CIDADE, M. Troca de LFT reflete estratégia de desindexação da taxa de curto prazo. In: Boletim ANBIMA. Rio de Janeiro, ano 2, n. 5, mar. 2012. Disponível em: https://www.anbima.com.br/data/files/42/75/FB/22/072775106582A275862C16A8/Panorama_201203_1_.pdf. Acesso em: 17 mai. 2024.
- BARBOZA, R. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 35, n. 1 (138), p. 133-155, jan./mar. 2015.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Sistema Gerenciador de Séries Temporais – SGS. Brasília: Banco Central do Brasil, [20--]. Dados obtidos por meio do pacote GetBCBData (R). Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>. Acesso em: 21 ago. 2025.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.; DE PAULA, L. F.; BRUNO, M. Financeirização, coalizão de interesses e taxa de juros no Brasil. *Texto para Discussão IE-UFRJ*, n. 022, 2019.
- CHRISTIANO, L. J. Christopher A. Sims and vector autoregressions. *Scandinavian Journal of Economics*, [S.l.], v. 114, n. 4, p. 1082-1104, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2012.01737.x>.
- CUNHA ET AL, D. C.; LEITE, L. G.; LEISTER, M. D. A gestão da dívida pública, o efeito riqueza e a transmissão da política monetária. Brasília: Tesouro Nacional, 2016. (*Textos para Discussão*, n. 023).
- ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; BROWN, S. J.; GOETZMANN, W. N. *Modern portfolio theory and investment analysis*. 9. ed. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2014.
- FRANCO, G. Notas sobre *crowding out*, juros altos e Letras Financeiras do Tesouro. In: BACHA, E.; OLIVEIRA FILHO, L. (org.). *Mercado de capitais e dívida pública: tributação, indexação e alongamento*. Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria, 2006.
- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. *American Economic Review*, v. 58, n. 1, p. 1-17, 1968.
- HILFERDING, Rudolf (1910). O Capital Financeiro. Coleção os "Os Economistas". São Paulo: Nova Cultura, 1985.
- KALECKI, M. Teoria da Dinâmica Econômica. In: P. Singer, org. *Keynes/Kalecki*. Coleção Os Pensadores. São Paulo: Abril Cultural, 1978.
- LETTAU, M; LUDVIGSON, S.; STEINDEL, C. Monetary Policy Transmission through the Consumption-Wealth Channel. *FRBY Economic Policy Review*., 2002.

- LÜTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer, 2005.
- MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Monetary channels in Brazil through the lens of a semi-structural model. *Working Papers Series*, n. 181. Brasília: Central Bank of Brazil, Research Department, 2009.
- MISHKIN, F. S. The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, Dec. 2001. (*NBER Working Paper*, 8617).
- MUNHOZ, V. C. V. Os impactos macroeconômicos da vulnerabilidade externa do Brasil no período 1999-2011: uma investigação por meio de vetores autorregressivos com correção de erros. *Ensaios FEE*, Porto Alegre, v. 37, n. 1, p. 45-78, jun. 2016
- OREIRO, J. L.; AMARAL, R. A relação entre o mercado de dívida pública e a política monetária no Brasil. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 491-517, set./dez. 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1415-98482008000300004>.
- OREIRO, J. L.; SANTOS, J. F. C. The unfinished stabilization of the Real Plan: an analysis of the indexation of the Brazilian economy. In: FERRARI-FILHO, Fernando; DE PAULA, Luiz Fernando (Org.). *Central banks and monetary regimes in emerging countries*. [S.l.]: Routledge, 2023. p. 61-81.
- OREIRO, J. L.; PAULA, L. F. R. Por que a taxa de juros é tão alta? *Valor Econômico*, São Paulo, p. A-17, 5 nov. 2010.
- PAES, T. Falhas nos canais de transmissão da política monetária brasileira sob o RMI? Os casos do crédito do BNDES e das LFT. 2019. *Tese (Doutorado em Economia)* – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2019.
- PAULA, L. F. R.; MARCONI, N. Uma proposta de extinção da indexação financeira na dívida pública do Brasil. In: TERRA, F.; PRATES, D. M. (org.). *O Brasil pós-recessão: das origens da crise às perspectivas e desafios futuros*. Santo André: Editora da UFABC, 2020. p. 241-253.
- PASTORE, Affonso Celso. Por que a política monetária perde eficácia? *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 50, n. 3, p. 281-311, jul./set. 1996.
- PFAFF, B. et al. urca: unit root and cointegration tests for time series data. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/urca/urca.pdf>. Acesso em: 21 jul. 2025.
- PIRES, M. C. Interação entre política monetária e fiscal no Brasil em modelos robustos a pequenas amostras. 2008. *Tese (Doutorado em Economia)* – Universidade de Brasília, Brasília, 2008.
- SAX, C.; EDDELBUETTEL, D. Seasonal adjustment by X-13ARIMA-SEATS in R. *Journal of Statistical Software*, v. 87, n. 11, p. 1-17, 2018. Disponível em: <https://www.jstatsoft.org/v087/i11/>. Acesso em: 21 jul. 2025.

TESOURO DIRETO – SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. API Tesouro Direto: preços e taxas dos títulos públicos. Brasília: Tesouro Direto – Secretaria do Tesouro Nacional, [20--]. Dados obtidos por meio do pacote GetTDDData em R. Acesso em: 15 jul. 2025.

TESOURO NACIONAL. Relatório Mensal da Dívida Pública Federal (RMD): junho de 2025. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 2025. Disponível em: https://www.tesourotransparente.gov.br/publicacoes/relatorio-mensal-da-divida-rmd/2025/6?ano_selecionado=2025. Acesso em: 21 ago. 2025.