

UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE

SÉRGIO GOZZI CITRO

**DETERMINANTES DAS TAXAS DE JUROS À VISTA E FUTURA NO BRASIL:
UMA ANÁLISE DO PERÍODO 2007 - 2019**

São Paulo
2021

SERGIO GOZZI CITRO

**Determinantes das taxas de juros à vista e futura no Brasil:
uma análise do período 2007 - 2019**

Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia e Mercados da Universidade Presbiteriana Mackenzie, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

ORIENTADOR: Prof. Dr. Pedro Raffy Vartanian

São Paulo
2021

C811d Citro, Sergio Gozzi.

Determinantes das taxas de juros à vista e futura no Brasil: uma análise do período 2007 - 2019. / Sergio Gozzi Citro.

63 f. : il. ; 30 cm

Dissertação (Mestrado Profissional em Economia e Mercados) – Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, 2020.

Orientador: Pedro Raffy Vartanian.

Bibliografia: f. 61-63.

1. Crise de 2008. 2. Modelo VAR. 3. Teste de causalidade. 4. Taxas de juros. I. Vartanian, Pedro Raffy, *orientador*. II. Título.

CDD 336.2432

FOLHA DE APROVAÇÃO

DETERMINANTES DAS TAXAS DE JUROS À VISTA E FUTURA NO BRASIL: UMA ANÁLISE DO PERÍODO 2007 - 2019

Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia e Mercados da Universidade Presbiteriana Mackenzie, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.


Aprovada em 1 de Fevereiro de 2021

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Pedro Raffy Vartanian

Instituição: Universidade Presbiteriana Mackenzie Assinatura: Pedro R. Vartanian

Prof. Dr. Paulo Rogério Scarano

Instituição: Universidade Presbiteriana Mackenzie Assinatura: 

Profa. Dra. Adriana Bruscato Bortoluzzo

Instituição: INSPER

Assinatura: 

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

AGRADECIMENTOS

A Deus, inteligência suprema, soberanamente justo e bom, a quem agradecer nunca será suficiente por toda a luz e bondade oferecidos a mim.

Ao orientador Prof. Dr. Pedro Raffy Vartanian, não somente pela orientação técnica, mas pela paciência e generosidade oferecidos ao longo do desenvolvimento deste trabalho.

Aos professores Dr. Paulo Scarano e Dra. Adriana Bruscato Bortoluzzo, pelas inestimáveis contribuições no exame de qualificação.

Aos colegas do Programa de Pós-Graduação em Economia e Mercados, Allan Gallo, Jefferson Alves, Rafael Lima e Clayton Anacleto.

Aos meus saudosos e sempre amados pais, Miguel e Elisabete, que partiram na frente, mas fizeram o possível por mim.

A minha esposa, Andrea, por sua paciência, compreensão, amor, carinho e incentivo.

RESUMO

Nos últimos 25 anos, o Brasil esteve entre os países com as taxas de juros mais elevadas do mundo, com reflexos observados em vários campos da economia brasileira. Taxas de juros elevadas foram necessárias, principalmente nos anos iniciais do Plano Real, a partir de 1994. De 1997 a 1999, novamente podem ser observadas taxas de juros elevadas, em função das seguidas crises financeiras que assolaram o país, como a mexicana (1994), asiática (1997), russa (1998) e a brasileira (1999). Em meio às vulnerabilidades macroeconômicas, a autoridade monetária brasileira implantou o regime de metas de inflação com flutuação cambial, que propiciou uma trajetória sustentada de redução da taxa de juros. Após um período de relativa calma internacional, a eclosão da crise financeira de 2008, levou as autoridades monetárias brasileiras a promoverem uma rodada de queda das taxas de juros internas, como resposta aos efeitos recessivos e à ameaça de crise sistêmica que pairava sobre o sistema financeiro nacional. A partir de 2012, um conjunto de políticas de natureza intervencionista ocasionou redução da taxa Selic em momento de aceleração inflacionária. Tendo em vista os efeitos negativos sobre as expectativas dos agentes econômicos, foi necessário um aperto de política monetária e a interrupção da trajetória de queda da taxa de juros. À luz de tudo, constata-se que muitos fatores foram determinantes para a trajetória das taxas de juros brasileiras. Este trabalho tem como objetivo principal explicar, de forma empírica, os determinantes da taxa de juros à vista e futura, a partir da aplicação de um modelo econométrico multivariado de vetores autoregressivos (VAR) com correção de erros (VEC). A relação entre taxa à vista e futura se deve à observação intuitiva de que o mercado futuro antecipa a realização das expectativas vigentes no mercado à vista. A análise contempla os anos de 2017 a 2019, correspondendo ao período subsequente à grande crise financeira global de 2008. Os resultados demonstram que tanto a taxa à vista como o DI-futuro podem ser determinados pelas flutuações da inflação, do nível de atividade econômica e taxa real de câmbio, além das próprias variáveis defasadas.

Palavras-chaves: Política monetária. Taxas de juros. Crise de 2008. Modelo VAR.

ABSTRACT

In the last 25 years, Brazil was among the countries with the highest interest rates in the world, with consequences observed in several fields of the Brazilian economy. High interest rates were necessary, especially in the early years of the Real Plan, starting in 1994. From 1997 to 1999, high interest rates were again observed, due to the following financial crises that hit the country, such as the Mexican (1994), Asian (1997), Russian (1998) and Brazilian (1999). In the midst of macroeconomic vulnerabilities, the Brazilian monetary authority implemented the inflation targeting regime with exchange rate fluctuation, which provided a sustained decreasing track for the interest rate. After a period of relative international calm, the outbreak of the 2008 financial crisis led Brazilian monetary authorities to promote a new round of declining domestic interest rates, in response to the recessive effects and the threat of systemic crisis that hung over the national financial system. As of 2012, a new set of interventionist policies led to a reduction in the Selic rate at a time of inflationary acceleration. In view of the negative effects on the expectations of economic agents, it was necessary to tighten monetary policy and interrupt the downward trend in interest rates. In light of that, it appears that many factors were determinant for the Brazilian interest rates over the years. This work has as main objective to explain, in an empirical way, the determinants of the spot and future interest rate, from the application of a multivariate econometric model of autoregressive vectors (VAR) with error correction (VEC). The relationship between the spot and the future rate is due to the intuitive observation that the future market anticipates the realization of the current market expectations. The period covers from 2007 to 2019, the aftermath of the great global financial crisis of 2008. The results show that both the spot rate and the DI-future can be determined by fluctuations in inflation, the level of economic activity, the real rate exchange rates, in addition to the lagged variables themselves.

Key-words: Monetary policy. Interest rates. Crisis of 2008. Autoregressive Vector Model.

SUMÁRIO

| | |
|---|-----------|
| 1. Introdução | 9 |
| 2. Referencial teórico | 12 |
| 2.1 Aspectos operacionais do mercado de juros no Brasil | 12 |
| 2.2 O mercado futuro de juros | 13 |
| 2.3 Determinantes das taxas de juros no Brasil | 15 |
| 3. Histórico | 24 |
| 3.1 A evolução histórica e determinantes da taxa de juros no Brasil | 24 |
| 3.2 O regime de metas de inflação e a relação com a taxa de juros | 27 |
| 3.2.1 O funcionamento do regime de metas de inflação | 28 |
| 3.2.2 O regime de metas de inflação e o impacto nas taxas de juros | 29 |
| 3.3 A crise de 2008..... | 31 |
| 3.3.1 A crise global e o contágio da economia brasileira | 33 |
| 3.3.2 O contágio e a resposta da autoridade monetária brasileira..... | 35 |
| 4. Metodologia e dados..... | 37 |
| 4.1 Variáveis utilizadas..... | 37 |
| 4.2 Estatística descritiva | 40 |
| 4.3 O modelo de vetores autorregressivos (VAR) | 42 |
| 4.4 Cointegração e correção de erros | 42 |
| 4.5 Teste de raiz unitária | 44 |
| 5. Resultados e discussão | 46 |
| 5.1 Teste de cointegração | 47 |
| 5.2 Função de impulso resposta | 49 |
| 5.3 Teste de causalidade de Granger | 54 |
| 6. Considerações finais..... | 57 |
| 7. Referências | 59 |

FIGURAS, QUADROS E TABELAS

Quadros e gráficos

| | |
|--|----|
| Quadro 1: Determinantes das taxas de juros segundo fundamentos econômicos | 20 |
| Quadro 2: Determinantes das taxas de juros segundo hipótese das expectativas | 23 |
| Gráfico 1: Evolução da taxa Selic em % ao ano de 1999 a 2019 | 30 |
| Gráfico 2: Evolução da Effective Fed Funds Rate em % ao ano de 2007 a 2019 | 31 |
| Quadro 3: Variáveis determinantes das taxas de juros | 38 |

Tabelas

| | |
|--|----|
| Tabela 1: Estatística descritiva das variáveis de 2007 a 2019 | 41 |
| Tabela 2: Correlação entre as variáveis em nível | 41 |
| Tabela 3: Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller | 46 |
| Tabela 4: Seleção do número de defasagens e equações de cointegração | 47 |
| Tabela 5: Teste de cointegração | 48 |
| Tabela 6: Vetores de cointegração | 48 |
| Tabela 7: Número de defasagens selecionadas e critérios | 54 |
| Tabela 8: Teste de causalidade de Granger para a taxa Selic | 55 |
| Tabela 9: Teste de causalidade de Granger para o DI-Futuro | 56 |

Figuras

| | |
|---|----|
| Figura 1: Variáveis de 2004 a 2019 em nível | 39 |
| Figura 2: Raízes inversas do polinômio característico | 48 |
| Figura 3: Resposta do DI-Futuro a choques nas variáveis | 51 |
| Figura 4: Resposta da Selic a choques nas variáveis | 53 |

1. Introdução

O principal instrumento de política monetária é a taxa básica de juros e sua importância deriva dos efeitos que produz na economia. De forma geral, juros altos reduzem a demanda agregada, desaquecem a economia e reduzem a inflação; juros mais baixos elevam a demanda agregada, aquecem a economia e pressionam a inflação. Outro efeito na economia se observa na relação com o investimento. A taxa de juros influi na determinação da renda por meio da relação inversa com o investimento. Uma taxa de juros r_1 maior que r_2 leva a um investimento I_1 menor que I_2 . Tendo em vista a importância e os efeitos das taxas de juros, o estudo desse mercado permite a compreensão de quais são os seus determinantes e dos instrumentos disponíveis aos agentes econômicos para promover a proteção contra as oscilações e incertezas que as afetem.

Nos últimos 25 anos, o Brasil esteve entre os países com as taxas de juros mais elevadas do mundo, com reflexos observados em vários campos, tais como no desequilíbrio fiscal, na escassez de investimentos público e privado, no incremento dos fluxos de natureza especulativa, no crescimento econômico abaixo do potencial e nas taxas de câmbio sobrevalorizadas. Taxas de juros elevadas foram necessárias, principalmente nos anos iniciais do Plano Real, a partir de 1994. A manutenção delas em nível elevado, combinada com regime de câmbio fixo e valorizado, serviu como âncora para a consolidação do plano de estabilização. Durante o regime de câmbio fixo, o Banco Central do Brasil (BCB) era responsável pela política de desvalorizações cambiais periódicas controladas por meio de bandas cambiais. A manutenção da taxa de juros elevada possibilitava o acúmulo de reservas internacionais, o que era uma condição para a plena vigência do regime cambial. Para Pessoa (2013), as altas taxas de juros foram necessárias devido à vigência de um regime de bandas cambiais, em que o teto se deslocava a 7,5% ao ano. No entanto, tendo em vista os frequentes déficits em transações correntes de aproximadamente 4% do PIB e a crescente percepção a respeito dos efeitos da sobrevalorização cambial sobre estes, criou-se uma depreciação esperada da moeda brasileira na forma de um diferencial de juro real livre do risco soberano acima de 7,5% ao ano, equivalente ao prêmio de risco exigido para a manutenção do regime cambial.

Além disso, nos anos iniciais do Plano Real, sobretudo de 1997 a 1999, os mercados financeiros dos países emergentes foram assolados por seguidas crises financeiras, como a mexicana (1994), asiática (1997), russa (1998) e a brasileira (1999). Em meio a crises externas recorrentes, o regime de bandas cambiais atingiu o esgotamento e levou a autoridade monetária brasileira a substituí-lo pelo regime de metas de inflação, que concedia maior

liberdade para a política monetária e propiciava uma trajetória sustentada de redução da taxa de juros. Ainda segundo Pessoa (2013), embora o regime de metas de inflação tenha determinado a zeragem do diferencial livre de risco, a taxa de juros doméstica foi mantida elevada porque passou a ser determinada pela soma do juro internacional ao prêmio de risco. E o prêmio de risco passou a refletir um quadro de piora do balanço de riscos doméstico, marcado pelo apagão de energia, o recrudescimento inflacionário e as incertezas políticas advindas da transição do governo FHC (1995-1998; 1999-2002) para o governo de Luiz Inácio da Silva (2003-2006; 2007-2010).

A partir de 2003, as taxas de juros internas iniciaram nova trajetória de redução. Porém, dado que o diferencial em relação às taxas internacionais mantinha-se significativo, o BCB adotou estratégia de reforço das reservas internacionais. Essa estratégia foi bem sucedida ao longo dos cinco anos seguintes, e o Brasil ingressou num ciclo virtuoso caracterizado por uma política fiscal austera, consolidação do regime de metas de inflação, manutenção de consecutivos superávits fiscais primários e recuperação da credibilidade da autoridade monetária.

Com a recuperação da credibilidade macroeconômica do Brasil, a eclosão da crise financeira internacional de 2008 não foi entrave para a trajetória de queda das taxas de juros internas, como resposta aos efeitos recessivos e à ameaça de crise sistêmica que pairava sobre o sistema financeiro nacional. Apesar do sucesso das políticas monetária e fiscal até então vigentes, a eleição de Dilma Rousseff (2011-2014) marcou o fim desses pilares de política econômica com a entrada em vigor da Nova Matriz Econômica (NME) de 2011/2012.

A NME ficou marcada por um conjunto de políticas de natureza intervencionista baseadas na elevação de gastos, concessões de subsídios a setores de preferência do Governo, intervenção em preços e redução da taxa Selic em momento de aceleração inflacionária. A consequência foi observada na transformação de superávits primários médios de 2% do PIB em déficits primários superiores a 3%. Com a deterioração da credibilidade conquistada e a percepção de equívoco a respeito da NME, foi necessário um novo aperto da política monetária e a interrupção da trajetória de queda da taxa de juros, a fim de novamente ancorar as expectativas.

Portanto, constata-se que vários fatores foram determinantes para a trajetória das taxas de juros brasileiras ao longo dos últimos 30 anos. Alguns destes foram agrupados no referencial teórico desta dissertação, valendo citar a Hipótese das Expectativas Racionais, que explica as taxas de juros à vista e futura por meio da hipótese de mercados eficientes. Destacam-se os trabalhos de Lima e Issler (2003), Tabak e Andrade (2003), Marçal e Pereira

(2007) e Guillen e Tabak (2008). O segundo grupo compreende a influência de variáveis econômicas sobre as taxas de juros domésticas, com destaque para Barbosa (2006), Prado e Silva (2017), Segura-Ubiergo (2012) e Gottlieb (2013).

À luz desses trabalhos, o objetivo principal desta dissertação é explicar, de forma empírica, os determinantes das taxas de juros, tendo como referenciais teóricos as Expectativas Racionais e a influência das variáveis econômicas. Aplica-se um modelo econométrico multivariado de vetores autoregressivos (VAR) com correção de erros (VEC) às séries abrangendo o período de 2007 a 2019. O objetivo secundário é lançar luzes sobre a relação entre taxa de juros à vista e futura. Isso porque intuitivamente, observa-se que o mercado futuro antecipa a realização das expectativas vigentes no mercado à vista. Por exemplo, se a autoridade monetária inicia uma trajetória de redução da taxa de juros, o mercado futuro tende a refletir essa expectativa de forma rápida. Ou, se a política econômica em vigor sinaliza falta de comprometimento com a estabilidade fiscal, o mercado futuro também reflete isso de forma quase que instantânea.

Este estudo organiza-se, além dessa introdução e das considerações finais, em quatro capítulos. O segundo capítulo trata dos aspectos operacionais dos mercados de juros à vista e futuro e dos determinantes teórico das taxas de juros. O terceiro traz o contexto histórico sob o qual se desenrola a análise dos determinantes da taxa de juros, tendo em foco o regime de metas de inflação e a influência da crise de 2008 com seus desdobramentos. No capítulo quatro é explicada a metodologia empregada e são especificadas as variáveis a serem estudadas. No capítulo seguinte, são feitas as análises dos resultados obtidos à luz da teoria desenvolvida.

2. Referencial Teórico

2.1 Aspectos operacionais do mercado de juros no Brasil

A taxa Selic é a taxa básica de juros da economia, o instrumento de política monetária do Banco Central do Brasil (BCB). A Selic foi criada no começo dos anos de 1980, calculada tendo como base a média das operações financeiras de um dia, lastreadas em títulos públicos federais registrados na Selic, com contraparte do BCB¹. Segundo Oliveira e Ramos (2011), a taxa Selic reflete as condições de liquidez imediata da economia (o mercado monetário), não é influenciada pelo risco do tomador e por isso é considerada a taxa de curto prazo livre de risco. De acordo com Franco (2011), o conceito de taxa básica se refere aos “termos de troca” entre o presente e o futuro, sendo importante para a definição do custo do crédito e de capital e da estrutura a termo das taxas de juros (ETTJ)². A meta para a taxa Selic é definida pelo BCB nas reuniões do Copom (Comitê de Política Monetária), que acontecem todos os meses em datas previamente agendadas e divulgadas ao mercado.

De forma análoga, existe a taxa de depósito interbancário (DI), referência para a emissão do Certificado de Depósito Interbancário (CDI). É formada pela média ponderada das operações interbancárias de 1 dia, apurada pela Central de Custódia e Liquidação Financeira de Títulos (Cetip). No mercado interbancário, os tomadores de empréstimos são instituições financeiras, que depositam títulos públicos como garantia de suas operações.

A diferença básica entre a Selic e a taxa DI é a contraparte das operações. Na primeira, um banco negocia diretamente com o BCB e na segunda, os próprios bancos negociam entre si. Tanto as operações com a Selic quanto com o DI não refletem o risco de crédito das contrapartes, mas somente as condições de liquidez (Oliveira e Ramos, 2011). Por terem prazo idêntico e nenhum risco, apresentam correlação superior a 99%. Ou seja, alterações na taxa Selic geram mudanças no mesmo sentido e magnitude na taxa DI.

Segundo Santos e Silva (2019), existem diversas estruturas de taxas de juros em coexistência no mercado, para as quais existem dois tipos de taxas: juros à vista (taxa spot) e a juros a termo (taxa forward). A taxa de juros à vista baliza as operações com início no período atual e vencimento em uma data futura. A taxa de juros a termo funciona para as operações com início e vencimento em datas futuras.

¹Sistema Especial de Liquidação e Custódia.

² A ETTJ é a relação entre a taxa de juros de títulos com apenas um pagamento (cupom zero) na maturidade e as respectivas maturidades. Se os agentes fossem indiferentes entre suas escolhas intertemporais, não haveria razão para a existência de uma ETTJ, todas as taxas seriam iguais. Porém, em função da curva de juros não ser perfeitamente horizontal, pressupõe-se existir uma preferência em relação às maturidades. Existem três hipóteses para explicar o formato da curva de ETTJ: segmentação de mercado, hipóteses das expectativas puras e hipótese do prêmio de liquidez (SANTOS e SILVA, 2019).

De acordo com Tabak e Andrade (2003), os bancos centrais têm a capacidade de controlar as taxas de juros de curto prazo, mas as decisões agregadas de consumo e investimento são geralmente vistas como relacionadas às taxas de juros de longo prazo. Nunes et al (2009) examinam como as decisões envolvendo a taxa básica de juros no Brasil afetam a estrutura a termo da curva de juros e indicam que houve uma melhora da previsibilidade das ações da política monetária do BCB entre 2003 e 2008, além do maior poder explicativo da taxa de juros curta sobre a taxa longa.

2.2 O mercado futuro de juros

A relação entre as taxas de juros de curto prazo e de longo prazo é um tema investigado na literatura empírica econômica, principalmente em função da influência dos riscos e incertezas do mercado à vista sobre os agentes e investidores e da necessidade de encontrar formas de proteção contra aqueles nos mercados futuros. Os derivativos são instrumentos financeiros empregados com essa finalidade e para negociação nos mercados futuros, é possível citar dois tipos principais de contratos: contratos futuros e a termo. O comprador do contrato (a termo ou futuro) tem o direito de receber uma mercadoria na data pré-estabelecida e o dever de pagar por ela. O vendedor, por sua vez, tem o direito de receber pela mercadoria negociada e de entregá-la. A principal diferença entre o contrato a termo e o futuro é a existência de riscos de crédito e contraparte nas negociações envolvendo o primeiro. No caso dos contratos futuros, os riscos são mitigados por uma rede de segurança, no ambiente de negociação da bolsa, para a eliminação dos riscos nas negociações³.

No Brasil são negociados vários tipos de contratos futuros, tais como futuros de commodities (café arábica, soja e milho), de moeda (taxa de câmbio de reais por dólar comercial), de índice de ações e de taxa de juros. A negociação de contratos futuros de juros é feita pelos contratos de DI futuro. O contrato de DI futuro tem como ativo subjacente a taxa média diária dos depósitos interfinanceiros (DI), calculada e divulgada pela Bolsa de Futuros, compreendida entre a data de negociação, inclusive, e a data de vencimento, exclusive. O

³ O sistema de segurança que previne a ocorrência de inadimplência é composto por ajustes diários de posições, fundos garantidores compostos pelos participantes e a estrutura de capital da própria bolsa. O ajuste diário significa que a cada dia a bolsa paga ou recebe as diferenças entre o preço médio dos últimos negócios futuros realizados para um dado vencimento contra a marcação a mercado do contrato específico. Além da marcação a mercado das posições futuras, a bolsa se garante de inadimplências dos participantes por meio de um sistema de margens, que exige o depósito, pelos participantes, de uma garantia, para o caso de não verificação dos ajustes diários devidos. Este depósito é devolvido quando a posição do cliente é encerrada e forem cumpridas todas as obrigações. Para os participantes que carregam as posições até o vencimento, o sistema da bolsa exige que o preço futuro e o preço à vista sejam iguais na data de vencimento, o que requer a entrega física ou o ajuste pelo preço no mercado à vista no momento da liquidação.

contrato tem valor principal de R\$100 mil na data de vencimento, e o valor na data de negociação, conhecido como preço unitário (PU), é igual ao valor de R\$100 mil, descontado pela taxa negociada⁴. A taxa utilizada para o desconto reflete a expectativa de evolução do DI. Dessa forma, a taxa de juros à vista é transformada em PU.

A negociação de um contrato de DI futuro não é garantia do recebimento ou pagamento de uma taxa de juros. Quem carrega a posição financeira até o vencimento contabiliza os ajustes diários que somados equivalerão à diferença entre a taxa de juros contratada e a realizada. Portanto, de acordo com Santos e Silva (2019), quando se compra um contrato de DI futuro, compra-se uma taxa de juros equivalente a uma venda em PU. Quando se vende um contrato de DI futuro, vende-se uma taxa de juros equivalente a uma compra em PU. O preço no vencimento do contrato negociado não é conhecido no momento da negociação. O preço a termo será conhecido no vencimento do contrato quando as taxas de DI estiverem disponíveis. Se a taxa acumulada do DI for igual à expectativa embutida no PU negociado, o preço no vencimento coincidirá com R\$ 100 mil. Por isso, o DI futuro tem grande importância na formação de preços e taxas nas negociações dos mercados à vista.

Silva e Holland (2013) analisam empiricamente a dependência da formação dos preços e da taxa de juros no mercado de títulos públicos em relação ao DI futuro⁵. Para os autores, as curvas de DI futuro são utilizadas como referências para as precificações de títulos públicos, o que constitui uma peculiaridade no processo de formação das taxas de juros prefixadas no Brasil. O trabalho testa a causalidade e a dependência da taxa de juros em relação ao DI futuro utilizando o método de Granger. Intuitivamente, como os contratos de DI futuro são derivativos de títulos públicos indexados à taxa de juros, a expectativa é de que o mercado à vista de títulos públicos cause (no sentido de Granger) o mercado de DI futuro, ou o contrário. O resultado aponta que o bid-ask spread do mercado de DI futuro “Granger causa” o bid-ask spread de títulos públicos e não o contrário. O trabalho também verifica que o volume de negócios do mercado de DI futuro “Granger causa” o volume financeiro no mercado de títulos.

Por fim, vale mencionar uma diferença entre a negociação de contratos futuros de juros no Brasil e nos Estados Unidos. Segundo Santos e Silva (2019), neste último mercado,

⁴ Como características técnicas, o tamanho do contrato corresponde ao PU multiplicado pelo valor em reais de cada ponto, sendo cada ponto equivalente a R\$ 1,00. O contrato é cotado em taxa de juros efetiva anual, base 252 dias úteis, e vale 100 mil no vencimento.

⁵ As negociações de Letras do Tesouro Nacional (LTNs) e Notas do Tesouro Nacional (NTNs) são casadas com um derivativo de taxas de juros (DI futuro, negociado na Bolsa B3), por meio da compra de títulos acompanhada de uma operação de trava de juros no mercado futuro, eliminando o risco de juros. Os contratos de DI futuro são instrumentos derivativos de títulos públicos e privados indexados a taxas de juros, utilizados na formação de estratégias de hedge contra possíveis oscilações inesperadas das taxas de juros.

os contratos futuros têm, como ativo subjacente, um título de renda fixa com data de vencimento posterior ao do contrato futuro. O mercado de títulos públicos líquidos constitui a base de referência de negociação no mercado futuro. Nos EUA são negociados contratos futuros de Treasury Bond (T-Bond), referenciados aos bônus do Tesouro americano (T-Bond) e o preço negociado se refere ao que se deseja comprar numa data futura anterior ao seu vencimento. Em outras palavras, observa-se a negociação de uma taxa a termo de juros.

Franco (2011) faz uma crítica a respeito da falta de clareza nas negociações no mercado futuro de juros no Brasil, porque a concentração de negócios nas Letras Financeiras do Tesouro (LFTs), títulos indexados pela taxa Selic, dificulta a construção de curvas longas. As LFTs são títulos pós-fixados, cuja rentabilidade segue a variação da taxa Selic, e possuem fluxo de pagamento simples. O investidor faz a aplicação e recebe o valor de face na data do vencimento do título. Assim, por serem praticamente livres de risco de contraparte, geram dificuldades adicionais para os instrumentos de dívida privada de longo prazo ao forçarem a colocação de papéis com prêmios elevados em relação às taxas já elevadas para empréstimos lastreados em títulos públicos.

2.3 Determinantes das taxas de juros no Brasil

Tendo discutido alguns aspectos dos mercados de juros à vista e futuros no Brasil, esta seção aprofunda-se nas possíveis razões que explicam o fato de terem sido elevadas nos últimos trinta anos.

Iniciando pelos autores considerados referências mais amplas para a explicação dos determinantes das taxas de juros por fundamentos econômicos, Barbosa (2006) aborda a interação entre a política monetária e a gestão da dívida pública para compreender o ponto. Utiliza um modelo composto por dois mercados, um para os títulos emitidos pelo Tesouro indexados à taxa Selic e outro para as reservas bancárias depositadas no BCB. As reservas bancárias são lastreadas por títulos do governo. A curva de demanda pelas reservas é completamente inelástica, uma vez que os títulos e as reservas são substitutos perfeitos. A curva de demanda por títulos do Tesouro é positivamente inclinada, pois um aumento da taxa Selic, aumenta a demanda por esses papéis. Supondo que o BCB reduzisse a taxa Selic abaixo da taxa de equilíbrio, criar-se-ia um excesso de oferta pelos títulos do Tesouro, que se traduziria em excesso de oferta de reservas bancárias. No caso de um mercado convencional de títulos, o excesso de oferta reduziria o preço do título. Como se trata de um mercado de títulos indexados à Selic, restaria ao BCB adquirir esse excesso de oferta de reservas, caso contrário a taxa de juros tenderia a zero. Por outro lado, se o BCB estabelecesse uma taxa de

juros acima da taxa de equilíbrio, o excesso de demanda por títulos do Tesouro levaria a uma escassez de reservas bancárias e o BCB teria que atuar trazendo o mercado ao equilíbrio e impedindo que a taxa de juros subisse de forma abrupta. Portanto, para Barbosa (2006), a razão para as elevadas taxas interbancárias de juros reside na estrutura de mercado que possibilita ao Tesouro emitir ativos indexados pela taxa de juros interbancária, que por sua vez é gerenciada pelo BCB por meio da política monetária. Este tipo de ativo traz implícito, na taxa interbancária, o prêmio de risco percebido pelos agentes para a rolagem da dívida pública brasileira. Como um subproduto desta conexão entre os fundos do BCB e os títulos do Tesouro, a taxa básica de juros da economia, a Selic, acaba influenciada por este prêmio de risco.

Em análise empírica feita a partir de séries temporais, abrangendo o período regime de metas de inflação, Prado e Silva (2017) testam como a determinação da taxa de juros é influenciada por outros fatores, além da inflação, como crescimento econômico e endividamento público. São realizadas estimações por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e por Vetores Autoregressivos (VAR). Os autores justificam a opção pelo VAR por ele permitir a análise das inter-relações dinâmicas entre as variáveis e seus choques sem uma especificação completa da estrutura da economia. As estimações do modelo VAR têm os resultados avaliados por intermédio de funções de resposta a impulsos. Quando a origem do choque se observa no desvio da inflação, a resposta na taxa de juros é oposta ao esperado, isto é, ocorrem reduções da taxa de juros. Quando o choque tem origem no endividamento público, o efeito ocorre de acordo com o esperado, porém, de forma menos intensa que os referentes a choques no desvio corrente da inflação e no hiato do produto. O choque no hiato do produto tem efeito próximo ao observado nos choques do desvio corrente da inflação. Finalmente, o choque na inflação corrente tem resposta positiva, porém mais significativa a partir do quinto mês. Quando o choque é registrado nas flutuações da taxa de câmbio, o resultado é praticamente nulo na taxa de juros. Para as estimações realizadas por MQO, são realizados os seguintes exercícios: desvio da inflação corrente em relação à meta; desvio do produto em relação ao seu potencial; flutuações cambiais e endividamento público. O resultado mostra coeficientes elevados para os desvios correntes e esperado da inflação e do hiato do produto, respectivamente, indicando maior peso das decisões da autoridade monetária. A variação do endividamento público também tem efeito o esperado e resulta em maior peso, para a gestão da política monetária, que o hiato do produto.

Por meio da decomposição generalizada da variância do erro, Prado e Silva (2017) também mostram a maior importância atribuída ao desvio da inflação corrente em relação à

meta, um menor grau de influência da atividade econômica e indícios de dominância fiscal, na análise feita sobre a relevância do endividamento público. Tal resultado reflete um compromisso maior com o controle da inflação do que com as flutuações do produto, mas a dominância fiscal pode revelar uma política fiscal executada sem preocupação com o equilíbrio orçamentário intertemporal como fator determinante da taxa de juros⁶.

Barbosa et. al (2016) estudam os componentes que determinam a elevada taxa de juros real do mercado interbancário brasileiro. A análise é feita por meio da estimação da taxa de juros natural e da Regra de Taylor (RT) para o Brasil. A RT é uma função de reação utilizada pela autoridade econômica em termos de taxa de juros, tendo na taxa de juros natural uma importante variável. Como foi estimada para diferentes países e épocas, sua especificação econométrica padrão deve conter, pelo menos, três variáveis: a taxa de juros defasada, o hiato de inflação e o hiato do produto. A regra de política monetária indica que a taxa de juros deve aumentar se houver aumento da diferença entre a taxa de juros natural nominal e a taxa de juros vigente, se as expectativas inflacionárias estiverem acima da meta, se o produto real estiver acima do potencial e se ocorrer uma depreciação cambial. No longo prazo, a taxa de juros nominal é igual à soma da taxa de juros natural com a meta de inflação. No curto prazo, o BCB ajusta a taxa nominal às variações da taxa de juros natural. Para uma economia aberta e pequena, como é o caso do Brasil, Barbosa et. al (2016) definem a taxa de juros natural como sendo dada pela soma da taxa de juros real, o risco soberano e o risco cambial. Supondo-se mobilidade de capital e perfeita substituição de ativos, a taxa real doméstica pode ser explicada por quatro componentes: 1) taxa de juros internacional; 2) prêmio de risco cambial; 3) prêmio de risco país; 4) prêmio das Letras Financeiras do Tesouro (LFTs)⁷.

Franco (2011) discute a questão do desequilíbrio fiscal brasileiro como fator determinante das taxas de juros. Durante o período hiperinflacionário, a correta identificação do tamanho do problema fiscal era prejudicada pela percepção de dupla causalidade entre finanças públicas e inflação. A inflação ocultava o desequilíbrio fiscal original em função de

⁶ Em linhas gerais, a dominância fiscal significa uma situação fiscal de tamanho desequilíbrio que a autoridade monetária pode aumentar, ainda mais, o endividamento público, caso eleve os juros para combater a inflação. Se não atuar, corre-se o risco de a inflação ganhar força, independentemente, e provocar um ajuste fiscal de modo perverso, por meio da aceleração inflacionária e da corrosão do poder de compra das famílias. Por isso, é preciso acertar o timing de aumento da taxa de juros, para que a autoridade monetária mostre compromisso com o equilíbrio das finanças públicas.

⁷ Como medidas de taxa de juros internacional, foram escolhidas a taxa de juros praticada pelo Federal Reserve Bank (Fed), a fed funds effective rate (EFFR), e a LIBOR, ambas descontadas pela inflação americana. Como medida de risco soberano, a medida usual é o EMBI+. Para medir o risco país de 5 anos, utiliza-se o Credit Default Swap (CDS), cujas taxas são o resultado das operações de mercado desse derivativo. A influência das LFTs se deve a ser um título público indexado à taxa de juros Selic, principal constituinte da base da remuneração das reservas bancárias do BCB.

três efeitos dela decorrentes: indexação parcial das dotações orçamentárias, fortemente erodidas pela aceleração inflacionária; impacto da inflação sobre o valor real da arrecadação de impostos; a receita auferida pelo governo decorrente da emissão de papel moeda (o imposto inflacionário). Uma vez alcançado o sucesso no combate à hiperinflação com o Plano Real e tendo ficado para trás o mecanismo pelo qual a inflação reduzia o déficit fiscal, Franco (2011) aponta que a taxa de juros precisava ser mantida permanentemente elevada para financiar o desequilíbrio fiscal, via rolagem da dívida pública, processo característico do *crowding out*. O *crowding out* representa um conflito distributivo entre o setor público e o setor privado pela poupança nacional.

Consiste no fato de parte dos efeitos multiplicadores de uma expansão fiscal (sobretudo a demanda do setor privado) ser consumido pelos efeitos contracionistas decorrentes do financiamento da dívida, de modo que tanto mais sensível for a demanda por moeda ao juro nominal, e deve ser bastante num país com traumas inflacionários, mais amortecido será o efeito de uma expansão fiscal sobre a demanda agregada. (FRANCO, 2011, p. 1).

O segundo ponto da explicação reside no atual desenho do mercado de overnight. A concentração de negócios nas Letras Financeiras do Tesouro (LFTs), títulos indexados pela taxa Selic, determina o *crowding out* dos demais tipos de títulos do Tesouro, exceto os prefixados curtos, pois cria dificuldades para a emissão de instrumentos privados de prazos longos. Outro aspecto dessa situação é o risco de intermediação da dívida entre o Tesouro e o público que a financia, o que fortalece uma indústria de fundos mútuos, apartada dos bancos, mas ao mesmo tempo financiada por eles, cujo objetivo é carregar a dívida pública, tal como se fossem depósitos à vista remunerados. Para Franco (2001), a situação resulta num mercado cativo para os títulos públicos, sendo considerado um dos fatores impeditivos de uma trajetória de queda da taxa de juros⁸.

Segura-Ubierno (2012) também aponta a questão fiscal como um dos determinantes quando estuda a razão pela qual o Brasil apresenta taxas reais de juros relativamente elevadas, na comparação com outros países emergentes. O estudo abrange uma amostra de países que adotaram regimes de metas de inflação, excetuando-se os países avançados⁹. A estimação é feita via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou via Métodos de Momentos Gerais (GMM). Em resumo, aumentos nas taxas de poupança privada e pública (reduções dos

⁸ Além disso, desenvolveram-se diversos mecanismos regulatórios, de natureza fiscal, que reforçam o *crowding out*. Os depósitos compulsórios altos, os direcionamentos de créditos e mecanismos de poupança compulsória, como no caso dos recursos que fluem para o FGTS e para BNDES, via Fundo de Amparo ao trabalhador (FAT), caracterizados por serem remunerados a juros subsidiados e serem compreendidos como instrumentos de financiamento do governo ou de disputa de recursos com o setor privado.

⁹ Austrália, Canadá, Islândia, Israel, Nova Zelândia, Noruega, Suécia e Reino Unido.

déficits fiscais e externos) são associados com reduções na taxa real de juros. Além disso, observa o aumento na taxa real de juros quando se verifica volatilidade inflacionária. Também identifica que um aumento da taxa de juros americana (Fed Funds Rate) de 1 ponto percentual (p.p) está associado com um aumento de taxa real de juros de 0,3 p.p no curto prazo e de 0,5 p.p na taxa de longo prazo.

Barbosa (2004) aponta o comportamento inercial da taxa de juros como determinante das taxas de juros no Brasil. O modelo teórico empregado é baseado na política monetária conduzida segundo a regra de Taylor¹⁰. O comportamento inercial da taxa de juros é descrito como a variação da taxa de juros proporcionalmente à diferença entre a taxa de juros desejada e a real. Supondo que o banco central reduzisse a meta da taxa de inflação, mantida estável a taxa de inflação no momento inicial, a taxa de juros real aumentaria, levando a economia a um processo recessivo que culminaria com a queda da inflação. A taxa de juros real e a taxa de inflação convergiriam para um novo equilíbrio de longo prazo, quando a nova meta de inflação fosse alcançada. Supondo novamente que o banco central reduzisse a meta da taxa de inflação, mas agora focando no comportamento inercial, a taxa de inflação começaria a cair gradualmente e a taxa de juros real aumentaria até atingir o seu ponto máximo. A economia registraria uma trajetória recessiva desde a mudança da política monetária até o momento em que a taxa de inflação atingisse o seu menor valor.

Para Prado e Silva (2017), as funções de reação como a Regra de Taylor, quando aplicada a economias como a brasileira, tende a ser mais complexas, tendo em vista dilemas e desafios particulares como os problemas relativos à dívida pública e problemas relacionados à condução ineficaz da política monetária em virtude da ausência de política fiscal saudável.

Finalmente, o Quadro 1 compila a revisão bibliográfica abrangendo demais trabalhos que tiveram como objetivo explicar o comportamento das taxas de juros no Brasil a partir de variáveis econômicas.

¹⁰ Com uma estratégia de meta da taxa dos fundos federais, a política monetária pode ser representada por uma função de reação da taxa de juros que mostra a resposta da política monetária à conjuntura econômica. A regra para a definição da taxa dos fundos federais recebeu o nome de regra de Taylor (John Taylor, Subsecretário do Tesouro para Assuntos Internacionais). A regra proposta tinha a seguinte especificação: $RF = \pi + 0,5(\pi - \pi^*) + 0,5(Y - Y^*) + RF^*$, onde: RF = taxa dos fundos federais; π = taxa de inflação; Y = produto real; * = refere-se ao nível desejado para cada uma das variáveis. Pela regra, o Fed aumentaria a taxa de juros em 1 ponto percentual (p.p.) para cada p.p. de aumento da taxa de inflação. Também subiria em 0,5 p.p. para cada aumento da taxa de inflação em relação à sua meta ou do produto em relação ao produto potencial.

Quadro 1: Determinantes das taxas de juros segundo fundamentos econômicos

| Autores | Metodologia | Período | Variáveis | Resultados |
|--------------------------|---|----------------------------|--|---|
| Favero e Giavazzi (2002) | Regressão. | 1999 a 2002 | Selic, desvios da meta de inflação, hiato do produto e taxa de câmbio. | Favorável. |
| Garcia e Didier (2003) | Regressão linear e filtro de Kalman. | 1995 a 2001 | Razão dívida/PIB, razão dívida externa/exportações, serviço da dívida externa/PIB, reservas internacionais, PIB (taxa), taxa de inflação e liquidez internacional. | Os fatores têm influência na queda da taxa de juros. |
| Muinhos e Nakane (2006) | Filtro HP, modelo IS, produto marginal do capital e painel de regressões. | 1992 a 2002 | Dívida/PIB, risco-país e taxa de inflação. | Dívida/PIB não tem relação direta. Relação positiva entre o risco-país e risco inflacionário a taxa de juros. |
| Nunes et. al (2009) | Estudo de evento e teste de raiz unitária. | 2000 a 2003 2003 a 2008 | Meta da taxa Selic e swap pré-DI. | Favorável. |
| Gottlieb et. al (2013) | Método generalizado dos momentos, curva IS e filtro de Kalman. | 2005 a 2012 | Selic, risco-país, crédito livre e Direcionado, dívida pública, hiato do produto, corrente de comércio global, meta da taxa de inflação e taxa de câmbio real. | A melhora estrutural da economia brasileira é determinante para a queda da taxa de juros neutra. |

Fonte: elaborado pelo autor

No segundo grupo de estudos que analisam os determinantes das taxas de juros, encontram-se os autores que abordam a influência das expectativas. Nunes et. al (2009) argumentam que a capacidade dos bancos centrais de afetar a economia não depende somente da definição da taxa básica de juros corrente, mas também da capacidade de influenciar as expectativas de mercado sobre a trajetória futura da taxas básicas de juros. Como exemplo do poder das expectativas, Pastore (2019) comenta um evento recente que corrobora a questão. Em meados de 2018, o ramo curto da curva de juros tinha inclinação nula, pois a taxa de juros de 1 ano era de 6,5%, igual à Selic, e a taxa de 5 anos ficava em torno de 9%. Entre julho e setembro daquele ano, diante das expectativas sobre o retorno à trajetória normal da política monetária dos EUA, da reação do Governo Temer à greve dos caminhoneiros e dos possíveis resultados da eleição presidencial brasileira, a taxa de 1 ano saltou para 8% e a taxa de 5 anos subiu ao intervalo entre 11% e 11,5%. O aumento da inclinação levou o mercado financeiro a

esperar por uma forte elevação da taxa Selic. Porém, em vez de olhar para a inclinação da curva, o BCB mirou o hiato negativo do PIB. Assim, por meio de eficiente comunicação, via atas, comunicados, Relatórios de Inflação e conversas mensais com economistas, o BCB promoveu eficiente gerenciamento de expectativas e a curva retornou, no final daquele ano, à posição verificada em abril.

Uma das explicações mais testadas sobre a influência das expectativas nas flutuações das taxas de juros é a Hipótese das Expectativas (HE). Segundo Nunes et. al (2009), há uma relação clara entre a taxa de juros de longo prazo de um título e a taxa de curto prazo efetiva esperada, representada abaixo pela Equação 1:

$$R_t = \frac{1}{2} (r_t + E_t r_{t+1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde:

R_t = taxa de juros para dois períodos

r_t = taxa de juros de 1 período

E_t = operador de expectativas sujeito à informação disponível em t

ε_t = prêmio de risco correspondente à diferença de retorno de carregar um título por 2 períodos.

Generalizando a relação para o caso de uma taxa de curto prazo para um período e uma taxa de longo prazo para n períodos, segue a Equação 2:

$$R_t = \frac{1}{n} [\sum (E_t r_{t+i})] + \varepsilon_t \quad (2)$$

De acordo com a HE, a taxa de juros de longo prazo tem de igualar uma média das taxas futuras esperadas de curto prazo mais um prêmio de risco constante ao longo do tempo. Quaisquer movimentos nas taxas de juros mais longas devem estar associados a novas informações sobre a média vigente das taxas de juros no futuro.

Assumindo a hipótese das expectativas racionais, descrita na Equação 3:

$$E_t r_{t+1} = r_{t+1} + \eta_{t+1} \quad (3)$$

Onde: η_{t+1} = ruído branco

A equação 3 pode ser representada como:

$$\frac{1}{n} [\sum (E_t r_{t+i})] = \frac{1}{n} [\sum (r_{t+i} + \eta_{t+i})] = R_t - \varepsilon_t \quad (4)$$

Subtraindo r_t de ambos os lados da equação:

$$\frac{1}{n} [\sum (E_t r_{t+i})] - r_t = \alpha + \beta (R_t - r_t) \quad (5)$$

Onde: $\alpha = -\varepsilon_t$

Portanto, de acordo com a Equação 5, os valores da taxa de juros na estrutura a termo dependem da taxa básica de juros. As mudanças na taxa básica de juros geram efeitos sobre as

expectativas das taxas de juros de toda a estrutura a termo. Com base nisso, Nunes et al (2009) demonstram que no período de 2003 a 2008, os choques na curva de juros foram menores, devido ao poder explicativo das ações de política monetária que possibilitou ao mercado um melhor ajuste das expectativas.

Como desdobramento da HE, a Hipótese das Expectativas Racionais (HER) supõe que o processo de formação de expectativas é racional e que os mercados são eficientes, do ponto de vista informacional. Os indivíduos mudam suas expectativas e aprendem com os acontecimentos de forma rápida. Ao preverem o futuro, fazem uso eficiente de todas as informações disponíveis, incluindo as relacionadas ao comportamento da política econômica. Aprendem os padrões da atividade econômica e antecipam as experiências, adaptando-se às mudanças nas circunstâncias econômicas, conforme elas acontecem.

Existe uma vasta literatura econômica sobre HE, construída a partir de estudos realizados em países desenvolvidos entre a metade das décadas de 1980 e de 1990, e sua aderência empírica quando aplicada às séries históricas de taxas de juros. Apesar da HE ser considerada uma das teorias mais conhecidas para explicar as flutuações na estrutura a termo de juros, para Guillen e Tabak (2008), há controvérsias sobre as evidências empíricas da influência da HE sobre os juros, em função do impacto da variação do prêmio de risco ao longo do tempo como explicativo do comportamento da estrutura a termo¹¹. Os testes empíricos (teste de Wald nos coeficientes do VAR e testes de causalidade de Granger) feitos por Lima e Issler (2003) ao Brasil foram parcialmente favoráveis. No entanto, as tentativas de aplicação ao Brasil decorrem da importância atribuída pelo BCB ao tema a partir de 2001, quando passou a introduzir em sua modelagem econométrica uma hipótese sobre a exogeneidade da inclinação da curva de juros.

Assim como foi feito na discussão sobre os determinantes da taxa de juros por variáveis econômicas, o Quadro 2 resume a bibliografia de trabalhos que abordam o assunto e serviram de referência para esta dissertação.

¹¹ Para Guillen e Tabak (2008), há um grande número de trabalhos rejeitando a HE para os EUA. Citaram o trabalho de Campbell e Shiller (1991), que encontrou argumentos provando a inclinação da estrutura a termo quase sempre resultando numa previsão contrária da direção para a mudança na curva de rendimento de curto-prazo de títulos longos, mas projetando na direção correta as mudanças de longo prazo nas taxas curtas. A rejeição da HE para os EUA tem várias explicações: mudanças de regimes, o perfil de maturidade da dívida federal americana, a ocorrência de um regime de elevadas taxas de juros num período menos freqüente que o racionalmente antecipado e não linearidade das taxas de juros de diferentes maturidades.

Quadro 2: Determinantes das taxas de juros segundo hipótese das expectativas

| Autores | Metodologia | Período | Variáveis | Resultados |
|-------------------------|-----------------------------------|----------------------------|--|-------------------------|
| Lima e Issler (2003) | VAR | 1995 a 2001 | Swap pré- DI. | Parcialmente favorável. |
| Tabak e Andrade (2003) | Regressão padrão e ortogonalidade | 1995 a 2000 | Swap pré-DI, diferencial coberto da taxa de juros, volatilidade da taxa de juros. | Ambíguo. |
| Marçal e Pereira (2007) | Regressão e VAR | 1995 a 2002 | Spread da taxa de juros, spread defasado, defasagens da primeira diferença e defasagens do spread. | Desfavorável. |
| Guillen e Tabak (2008) | Filtro de Kalman | 1995 a 2006 | Taxas de juros, dívida pública, reservas internacionais, taxa de câmbio, fluxo de capitais, coeficiente de aversão ao risco, produção industrial e taxa de inflação. | Desfavorável. |
| Guizzo (2014) | Regressão | 1995 a 2002 2003 a 2013 | Swaps pré-DI, CDI over e EMBI+. | Desfavorável. |

Fonte: elaborado pelo autor

De modo geral, os resultados dos testes empíricos envolvendo a HE dependem da metodologia empregada, do período em estudo, do país e do perfil de maturidade da taxa de juros. Três principais questões aparecem como justificativas para os resultados encontrados pelos trabalhos: 1) a existência de um termo de prêmio de risco que varia com o tempo; 2) a variação do termo de prêmio explicada por fatores econômicos e não observáveis; 3) condições específicas do mercado de títulos no país em estudo. Para Lima e Issler (2003), a rejeição da HE ao caso brasileiro pode estar ligada ao fato de que os testes e modelagens utilizam um prêmio de risco constante ao longo do tempo, num contexto macroeconômico marcado por sucessivos choques externos. No próximo capítulo, seguem os determinantes da taxa de juros no Brasil colocados sob contexto histórico, abordando a importância de fatores como o mecanismo doméstico de financiamento da dívida mobiliária, o histórico de elevada inflação, as ingerências políticas, o regime de metas de inflação e a influência da crise de 2008.

3. Histórico

Desenvolveu-se no capítulo anterior a fundamentação teórica dos determinantes da taxa de juros no Brasil, distribuídos em dois grupos: no primeiro, estão os economistas que explicam o comportamento das taxas de juros como influenciado por variáveis econômicas, tais como Barbosa (2006), Prado e Silva (2017), Barbosa et. al (2016), Segura-Ubiergo (2012), Garcia e Didier (2003), Favero e Giavazzi (2002) e Gottlieb (2013). No segundo, encontram-se os estudos que compreendem a conexão existente entre a taxa de juros à vista e futura por meio da hipótese de mercados eficientes, valendo citar Lima e Issler (2003), Tabak e Andrade (2003), Marçal e Pereira (2007) e Guillen e Tabak (2008).

O capítulo corrente desenvolve a narrativa histórica sobre os determinantes das taxas de juros segundo variáveis econômicas. O capítulo aborda a importância do mecanismo de financiamento da dívida mobiliária doméstica, a implantação do regime de metas de inflação e a influência de fatores internacionais, principalmente após a crise financeira de 2008. A crise de 2008 tem papel de destaque porque dela resultaram medidas de política monetária expansionistas, adotadas pelas economias centrais com o objetivo de combater os efeitos recessivos, que tiveram efeito fundamental nas mudanças dos padrões de liquidez internacional, além de terem contribuído para a manutenção da taxa de juros doméstica em níveis baixos¹². Após atingir 13,75% ao ano em setembro de 2008, teve início um ciclo de sucessivos cortes que levaram a Selic a 8,75% ao ano em março de 2010¹³.

3.1 A evolução histórica e determinantes da taxa de juros no Brasil

Para Resende (2017), existem muitas explicações para os juros no Brasil, mas nenhuma oferece uma resposta definitiva. Resende observa que nos últimos 10 anos, nos Estados Unidos e na Europa, e há três décadas no Japão, os juros sempre estiveram muito próximos de zero. Porém, no período de 1999 a 2019, o Brasil registrou uma taxa média nominal de 13% ao ano e uma taxa média real de 6,9% ao ano.

Para Barbosa (2006), as taxas de juros são historicamente elevadas por um problema estrutural, decorrente do mecanismo de financiamento doméstico da dívida mobiliária. No começo dos anos de 1970, quando da criação do mercado aberto de títulos (open market) e do mercado de reservas bancárias do BCB, não havia mercado secundário para a negociação de

¹² Nos Estados Unidos, o pacote de medidas contemplou o Quantitative Easing (Q.E), que consistiu em operações de recompra de títulos públicos de cerca de USD 85 bilhões ao mês, com o objetivo de injetar liquidez na economia norte-americana e forçar a redução da taxa de juros de longo prazo.

¹³ Vale citar outro piso histórico, no Governo Dilma, quando em março de 2013, a taxa Selic chegou a 7,25% ao ano.

títulos públicos. Os títulos emitidos pelo Tesouro eram as chamadas Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN), não negociadas no open market pelas instituições financeiras. O BCB, como forma de operar no open market e melhorar a gestão da dívida pública, criou as Letras do Tesouro Nacional (LTNs), emitidas pelo Tesouro. Na década de 1980, com a introdução do novo sistema de liquidação e pagamentos (SELIC) para títulos públicos, a troca de títulos por fundos do BCB passou a ocorrer o mesmo dia. Com isso, os títulos do Tesouro e as reservas do BCB tornaram-se substitutos quase perfeitos como reserva de valor. Em 1986, o BCB passou a emitir o título indexado às taxas de juros no mercado overnight. Desde então, esse título serviu de lastro nas negociações no mercado aberto, pois além de livre do risco de variação da taxa de juros, permite a criação das reservas de liquidez do sistema bancário nacional. Este arranjo de política monetária foi muito importante para evitar a dolarização da economia brasileira durante o período da hiperinflação, porque possibilitou ao sistema bancário criar fundos de reservas, lastreados por títulos do governo, com total liquidez das reservas do BCB. Por outro lado, o financiamento da dívida mobiliária, baseada em títulos indexados à taxa de juros interbancária, passou a embutir um prêmio de risco da rolagem da dívida pública.

O mecanismo de financiamento da dívida mobiliária também é considerado por Franco (2011) como um dos determinantes das altas taxas de juros. Trata-se de um mercado cativo para a rolagem da dívida pública que resulta num conflito entre o setor público e o setor privado pela poupança nacional. A dívida interna, concentrada em Letras Financeiras do Tesouro (LFTs), indexadas pela taxa Selic, quase sem risco de crédito, é rolada de forma automática entre os credores locais, funcionando como uma quase-moeda indexada destinada a evitar a transferência da riqueza financeira da economia. Surge uma situação de dependência mútua entre o Tesouro e a indústria de fundos mútuos, apartada dos bancos, que tem como objetivo carregar a dívida pública, tal como se fosse composta por depósitos à vista remunerados, e objetivo implícito de mitigar o risco de crédito ou de intermediário, repassando-o para os cotistas dos fundos¹⁴. Embora o objetivo seja mitigar o risco sistêmico e prover liquidez quase imediata, o mecanismo vigente de rolagem da dívida não contribui para a criação de um mercado de dívida mobiliária com perfil alongado.

Em estudo abrangendo o período de 1980 a 2009, baseado num conjunto de 15 países emergentes adeptos do regime de metas de inflação, Segura-Ubiergo (2012) considera o histórico de elevada e volátil inflação como uma das razões para as elevadas taxas de juros

¹⁴ O patrimônio desses fundos alcançou cerca de R\$ 1,6 trilhão, 44% do PIB, dos quais parcela preponderante está investida em títulos públicos (Franco, 2011).

reais brasileiras. Na década de 1970, a inflação anual era moderadamente elevada, na média de 30% ao ano, passando a muito alta nos anos de 1980, numa média anual de 200%, transformando-se em hiperinflação entre 1989 e 1994, na média de 1.400%. Observa-se forte correlação entre elevadas taxas de inflação e elevadas taxas de juros reais, em muitas vezes utilizada como único instrumento de combate à hiperinflação.

Em artigo em que analisa a queda do juro real no Brasil no intervalo de janeiro de 1997 a junho de 2012, Pessoa (2013) argumenta que a redução observada no período decorreu de um fenômeno cíclico, consequência da crise financeira de 2008, que resultou em severas recessões nos países desenvolvidos. Além disso, a taxa de investimento brasileira, que no período de 2004 a 2008 cresceu a um ritmo superior ao da taxa de poupança, entrou em rota de desaceleração, a partir do terceiro trimestre de 2010. Assim, a redução da taxa real de juros respondeu a esse movimento de diminuição da taxa de investimento da economia.

Barbosa (2017) observa que no período de 2014 a 2017, os choques de oferta e demanda que atingiram a economia brasileira, ocasionados pela adoção da Nova Matriz Econômica (NME) levaram à redução da taxa básica de juros em 2012, em um momento de aceleração inflacionária. A presidente Dilma em 2012 exigiu do presidente do BCB que derrubasse os juros, mesmo sem ter condições técnicas para isso. A NME baseava-se no controle de preços do petróleo e derivados e na redução tarifária aplicada ao setor elétrico em 2013, num período de escassez de água. O controle de preços foi liberado a partir de 2015 e contribuiu para novo choque negativo, cuja intensidade fez com que o BCB aumentasse a taxa básica de juros a fim de conter o avanço da inflação. Com o objetivo de ancorar as expectativas dos agentes, foi colocada em prática uma política econômica mais austera, baseada em medidas como o Projeto de Emenda Constitucional (PEC) dos gastos e no encaminhamento de uma proposta de reforma previdenciária. A mudança das expectativas permitiu a redução do risco país e do juro real de longo prazo, ampliando o horizonte para a queda dos juros de curto prazo¹⁵.

Não obstante a interrupção do círculo virtuoso de políticas econômicas em 2012, Gottlieb (2013) destaca a existência de um conjunto de fatores que possibilitaram a queda da taxa de juros real a começar pela queda da taxa de juros das principais economias

¹⁵ Projeto de Emenda à Constituição 241/55, conhecida como a PEC dos Gastos. Em linhas gerais, visava conter o crescimento dos gastos para evitar uma escalada contínua do endividamento público. Com exceção da saúde e da educação, as despesas só podem crescer limitadas pela inflação do ano anterior. As despesas foram fixadas e devem cair em proporção do PIB, tornando o ajuste proporcional ao crescimento econômico e às receitas. Na época, o gasto público federal saltara de 10,8% do PIB em 1991 para 19,5% em 2015, com expectativa de atingir 20% em 2016. Com a PEC, a previsão era de que a despesa pública federal recuasse para 19,5% do PIB em 2017, 18,8% em 2018 e 18,3% em 2019.

desenvolvidas, transformações estruturais ocorridas na economia brasileira nos últimos anos, como a lei de responsabilidade fiscal, a melhora da situação fiscal, os consecutivos superávits primários, o aumento da poupança doméstica e a plena vigência do sistema de metas para a inflação.

3.2. O regime de metas de inflação e a relação com a taxa de juros

Para um melhor entendimento a respeito da importância do regime de metas de inflação para a queda da taxa de juros, é preciso recuar no tempo até o período que antecedeu a vigência do Plano Real. O cenário macroeconômico brasileiro no início dos anos de 1990 era marcado por inflação persistentemente elevada, sucessivos planos de estabilização malsucedidos, falta de acesso aos mercados de crédito internacionais, decorrente do histórico de calote da dívida externa em 1987, trajetória de deterioração fiscal e crescimento econômico abaixo do potencial.

Após seis tentativas de estabilização de preços nos últimos dez anos, o Plano Real entrou em vigor em julho de 1994, baseado na adoção de um regime de câmbio fixo apreciado, apoiado por elevadas taxas de juros domésticas como principais âncoras no combate à inflação. O plano teve sucesso ao reduzir a taxa de inflação de 2.500% ao ano em 1994 para menos de 10% em 1995, mantendo-a em patamar ao redor de 5% ao ano (Blanco et.al, 2010). Em paralelo, de 1995 a 1998, o governo brasileiro adotou uma agenda de reformas que abrangiam abertura comercial, liberalização da conta de capital, reformas do Estado (administrativa e previdenciária), privatizações, reforma dos sistemas bancários (público e privado) e eliminação dos mecanismos de controle de preços.

Devido ao regime de câmbio fixo apreciado, verificou-se forte aumento das importações combinado com crescimento modesto das vendas externas. As importações triplicaram entre 1994 e 1997, transformando o saldo positivo da balança comercial de USD 20 bilhões para um déficit de similar magnitude ao final do período. O déficit em transações correntes cresceu de USD 1,8 bilhão em 1994 (0,3% do PIB) para 4% do PIB no biênio 1997-98. A dívida externa alcançou USD 242 bilhões ou 33% do PIB em 1998, ante USD 148 bilhões em 1994. As condições externas permitiam ao Brasil o financiamento de seus déficits comercial e em transações correntes por meio de fluxos de investimento estrangeiro direto (IED) e fluxos de investimento de portfólio. Os investimentos de portfólio subiram para USD 51 bilhões em 1994 (USD 12 bilhões em 1993) e permaneceram ao redor de USD 20 bilhões até 1998. O IED passou de USD 2 bilhões em 1994 para USD 29 bilhões no biênio 1997-98.

Entretanto, a dependência de fluxos contínuos de capitais estrangeiros aumentava a vulnerabilidade externa, principalmente após os contágios decorrentes das crises mexicana (1995), asiática (1997) e russa (1998).

Após os esforços malsucedidos da autoridade monetária brasileira para defender a moeda, que incluiu o aumento da taxa de juros para 30 %, a assinatura de um Acordo Stand-By adicional com o Fundo Monetário Internacional (FMI) de USD 43 bilhões, e a perda de reservas internacionais de USD 30 bilhões - o governo em janeiro 1999 abandonou o regime de bandas cambiais (*crawling peg*). Isto conduziu a uma rápida depreciação da taxa de câmbio e perturbação do mercado financeiro doméstico. Para evitar uma depreciação adicional, o governo foi forçado a aumentar as taxas de juros para 45% em dezembro 1998. (BLANCO et. al,2010, p. 104)

No período de dezembro de 1998 até fevereiro de 1999, o câmbio passou de R\$ 1,21 para R\$ 1,90. Após essa fase, a taxa cambial registrou pequeno recuo e permaneceu em torno de R\$ 1,84 ao longo de 1999. Nesse contexto, o governo adotou uma nova estratégia de política econômica apoiada em disciplina fiscal, regime de câmbio flexível e sistema de metas de inflação.

3.2.1 Funcionamento do regime de metas de inflação

O arcabouço institucional do sistema de metas de inflação foi instituído como diretriz de política monetária em junho de 1999, por meio do Decreto Lei 3088 de 21/06/1999. Segundo Barbosa-Filho (2008), a governança do sistema brasileiro de metas de inflação funciona como segue. O Conselho Monetário Nacional (CMN) é formado pelo Ministro da Fazenda, Ministro do Planejamento e Presidente do BCB. Os três membros são nomeados pelo Presidente e não têm mandatos fixos. Em junho de cada ano, o CMN estabelece as metas de inflação e seus correspondentes intervalos de tolerância para os próximos dois anos. O alvo consiste na variação desejada do índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O BCB é responsável pelo cumprimento da meta, sem definir de que forma será atingida. O Comitê de Política Monetária (Copom) decide o nível da taxa básica de juros da economia, a taxa Selic, necessária para atingir a meta de inflação¹⁶. A meta é considerada cumprida sempre que a inflação observada durante cada ano civil estiver dentro do intervalo de tolerância

¹⁶ Formalmente, o Copom tem como objetivos implementar a política monetária, analisar o Relatório de Inflação e definir a meta para a taxa básica de juros a vigorar entre o período das reuniões, além de dar ao Presidente do BCB a prerrogativa de definir o viés para a taxa básica de juros. Desde o ano de 2000, as reuniões do Copom eram realizadas mensalmente. A partir da Circular No. 3297 de 31 de outubro de 2005, os encontros passaram a ser realizadas 8 vezes por ano em 2 dias, às terças e quartas-feiras. No primeiro dia, analisa-se a conjuntura macroeconômica doméstica e internacional e, no segundo dia, discutem-se as alternativas para a taxa de juros de curto prazo e para a política monetária. Por meio de votação, os componentes do Copom chegam à decisão final sobre a meta para a taxa Selic (NUNES et al., 2009).

especificado pelo CMN. Caso as metas não sejam cumpridas, o Presidente do BCB deve emitir carta aberta ao Ministro de Finanças explicando as causas da falha, as medidas a serem adotadas para garantir que a inflação volte ao nível da meta e o tempo necessário para que isso aconteça.

Passados dezenove anos de implantação, o CMN mudou a meta de 4,5% ao ano, vigente desde 2005, para 4,25% em 2019, 4,00% para 2020 e 3,75% para 2021. Para os três anos, a margem de variação é de 1,5 ponto porcentual (para cima e para baixo). A margem de variação tem como objetivo criar um espaço de variação que absorva eventuais choques de preços, mas ao longo do ano, possa retornar ao centro da meta por meio do manejo das expectativas.

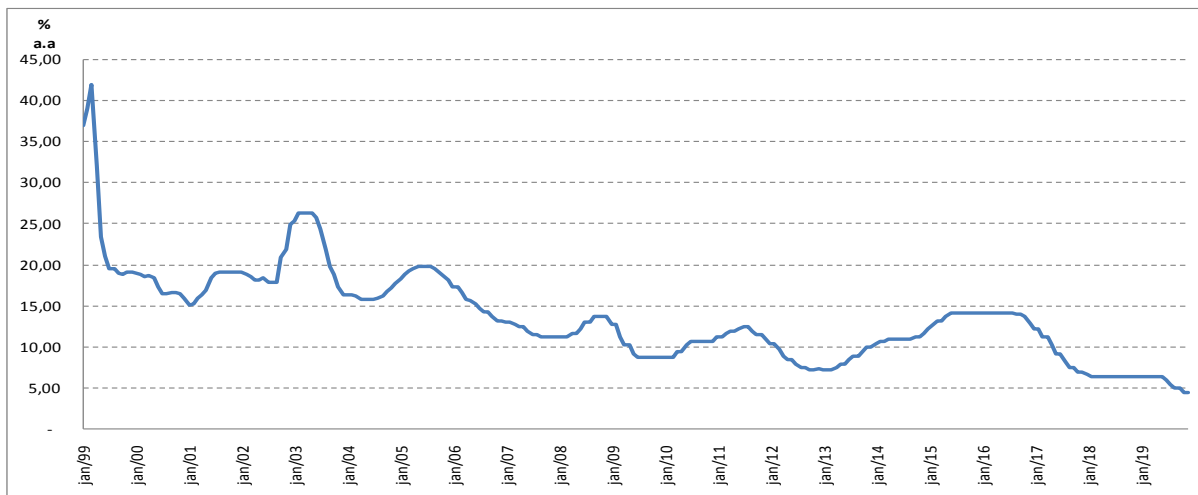
3.2.2 O regime de metas e o impacto nas taxas de juros

De acordo com Barbosa-Filho (2008), após dificuldades no período de 2001 a 2003, o regime de metas de inflação funcionou bem entre 2004 e 2006¹⁷. A maior parte do sucesso pode ser creditada à apreciação cambial observada nesses três anos, resultante das condições financeiras favoráveis observadas no mercado internacional e da elevação da taxa de juros no mercado interno.

A primeira coisa que chama a atenção é a taxa de juros real muito alta do Brasil durante o regime de bandas cambiais e a redução acompanhada pela introdução do sistema de metas de inflação. A média da taxa básica de juros real anual do Brasil foi de 21,9% em 1994–1998 e de 10,7% em 1999–2006. Apesar da forte redução da taxa real de juros, deve-se observar que, no período de vigência do sistema de metas de inflação, a taxa brasileira continuou extremamente elevada para padrões internacionais e, mais importante, extremamente alta, quando comparada com a taxa média de crescimento do PIB da economia em 1999–2006: 2,7% (BARBOSA-FILHO, 2008, p. 191, tradução livre).

Como ilustrado no Gráfico 1, após a introdução das metas de inflação, no início de 1999, a taxa Selic partiu de um patamar superior a 40% ao ano para atingir 15% em janeiro de 2001.

¹⁷ Em 2001, o Brasil foi atingido por dois grandes choques que tornaram a meta de inflação inatingível: o “apagão” de energia elétrica e a crise cambial argentina. A crise de 2001 foi seguida por mais instabilidade em 2002, em função do ciclo político brasileiro e de ataques especulativos que resultaram em fugas de capitais. Em 2003, com a vitória do candidato de esquerda, Lula, praticou-se uma política monetária restritiva, com o objetivo de reduzir a inflação e restaurar a credibilidade e o acesso aos mercados internacionais de crédito.

Gráfico 1: Evolução da taxa Selic em % ao ano de 1999 a 2019

Fonte: Ipeadata/Elaborado pelo autor

Entre fevereiro de 2001 e fevereiro de 2002, a taxa Selic voltou a subir e atingiu 19% ao ano, mantendo-se estável ao longo do primeiro semestre. Nova alta foi registrada a partir do último trimestre daquele ano, a fim de conter pressões inflacionárias e ataques especulativos decorrentes da onda de desconfiança vinda da transição política do Governo FHC para o Governo Lula. Uma vez assegurada a manutenção dos pilares ortodoxos da política econômica pelo novo governo, a taxa Selic voltou à trajetória declinante entre agosto de 2003 e dezembro de 2004.

No que tange ao combate à inflação e à redução da taxa de juros, o regime de metas de inflação foi bem sucedido. Para Prado e Silva (2017), o regime de metas para inflação não representou apenas uma regra rígida de política, mas uma estrutura para a condução da política monetária que permitiu à autoridade monetária atuar de forma transparente na busca do controle da inflação e na conquista da credibilidade junto aos agentes privados. O ganho de credibilidade possibilitou a bem sucedida gestão de expectativas no combate à inflação e a queda da taxa básica de juros.

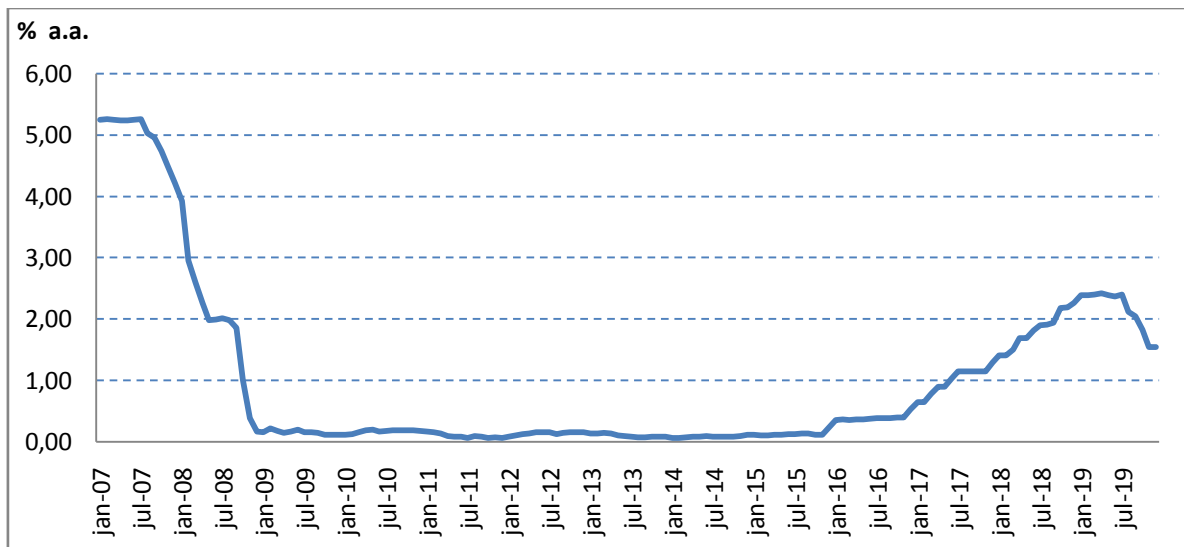
Um novo ciclo de reduções da taxa de juros foi observado a partir de 2008, quando a economia brasileira foi atingida pelos efeitos dos choques advindos da crise financeira internacional de 2008, a ser abordado na próxima seção.

3.3 A crise de 2008

Segundo Kindleberger e Aliber (2013), três elementos contribuíram para a crise de 2008 nos Estados Unidos. Em primeiro lugar, a política monetária empregada pela Reserva Federal (Fed) no período que antecedeu 2007. Posteriormente, a desregulamentação dos mercados financeiros, que acelerou a utilização dos instrumentos derivativos. Por fim, a dinâmica do mercado financeiro hipotecário e, em especial, a forma como se deu a expansão dos instrumentos de hipoteca, chamados de subprime.

A grande redução da taxa básica de juros dos EUA (uma proxy das condições de liquidez internacionais), conforme exibido no Gráfico 2, foi reflexo da política monetária empregada pelo Fed desde a crise anterior, ocorrida a partir de março de 2000 restrita ao âmbito doméstico das empresas de tecnologia e chamada de crise “dot.com”.

Gráfico 2: Evolução da Effective Fed Funds Rate em % ao ano de 2007 a 2019



Fonte: <https://www.federalreserve.gov/>/Elaborado pelo autor.

A partir de janeiro de 2001, a taxa de juros, que se encontrava em 6,5%, foi sendo sucessivamente reduzida até chegar a 1,7% em meados de 2002 e 1,5% em 2004 (Marichal, 2016). O aumento da liquidez estimulou a capacidade de consumo, principalmente a demanda por unidades residenciais, resultando em forte impulso sobre a indústria de construção civil e o mercado hipotecário¹⁸.

No que se refere à desregulamentação, as administrações do democrata Bill Clinton e do republicano George W. Bush contribuíram para o desmonte dos mecanismos de

¹⁸ Visando estimular ainda mais o consumo, a administração George W. Bush (2000-04) combinou políticas de redução de impostos sobre ganhos de capitais com incrementos do gasto público, gerando déficits públicos financiados pelo endividamento externo. A partir de 2001, os títulos do Tesouro americano tornaram-se base para a acumulação de reservas em vários países, principalmente os emergentes. No período de 2001 a 2007, os fluxos de capitais migraram para os mercados de capitais norte-americanos, no que se chamava à época de “flight to quality”.

regulamentação do mercado financeiro¹⁹. Com isso, surgiu um mercado financeiro complexo, diversificado e pouco regulado nos EUA e nos países desenvolvidos, contendo as condições propícias para a germinação da crise a partir de 2007.

A expansão dos instrumentos de hipoteca está relacionada com a bolha imobiliária e à crença de que os preços das moradias seguiriam uma tendência de alta indefinida. Porém, o ano de 2007 foi marcado por uma sucessão de quebras financeiras e de anúncios de prejuízos espetaculares, vindos de prestigiosas casas de investimentos²⁰. A crise no mercado de hipotecas subprime nos EUA, iniciada por uma série de calotes em empréstimos de risco, espalhou-se nos mercados de crédito em escala internacional. Na sexta-feira, 14 de março de 2008, foi declarada a falência do tradicional banco de investimentos Bear Stearns. Em 14 de setembro, o Lehman Brothers foi à bancarrota sem o mínimo respaldo do governo, porque as autoridades não quiseram incentivar o risco moral de que um possível resgate se convertesse num incentivo à atuação irresponsável e negligente de outras instituições financeiras²¹. O contágio também afetou o Reino Unido e a União Europeia. Em 8 de outubro, o governo britânico anunciou um plano de resgate de £250 bilhões, em grande parte destinado à permuta de hipotecas bancárias incobráveis por bônus do governo e à recapitalização das instituições financeiras. Na França, o Tesouro e o Banco da França ofertaram €320 bilhões em empréstimos aos bancos privados, além de providenciarem uma linha adicional de €40 bilhões para resgates de grandes bancos comerciais que viriam a enfrentar problemas. Na Alemanha, o governo também colocou à disposição €400 bilhões em empréstimos pontes para bancos privados, além de €80 bilhões para a capitalização de instituições em estado de insolvência.

Na América Latina, o contágio se acentuou a partir do segundo semestre de 2008, com reflexo em queda das exportações, redução dos fluxos de investimento estrangeiro direto,

¹⁹ A desregulamentação beneficiou os grandes bancos de investimento norte-americanos e acelerou o emprego dos derivativos, dos seguros e hipotecas de elevada complexidade e de difícil supervisão e regulamentação. As inovações de engenharia financeira combinadas com as desregulamentações criaram mecanismos que reduziram o peso contábil das hipotecas das carteiras dos bancos e transformaram essas operações de crédito em títulos comercializáveis, operação conhecida como securitização. Os pacotes de hipotecas eram divididos em diferentes grupos (tranches), de acordo com o nível de segurança ou de rendimentos. Tranches menos arriscadas pagavam menos dividendos e aquelas compostas por papéis de maior risco ofereciam maiores rendimentos.

²⁰ O banco suíço UBS anunciou perdas em seu portfólio de investimentos em renda fixa de mais de 3 bilhões de francos suíços, o equivalente a US\$ 2,6 bilhões. Essas baixas levaram o banco a apresentar um prejuízo no terceiro trimestre de 600 milhões de francos suíços, ou US\$ 516 milhões.

²¹ O colapso do Lehman teve grandes repercussões no mundo financeiro desenvolvido. Estima-se que a falência da instituição ocasionou perdas de aproximadamente US\$ 690 bilhões ao sistema financeiro mundial (Marichal, 2016). Também como parte do contágio derivado da quebra do Lehman, a American International Group (AIG), a maior seguradora dos EUA, necessitou de um resgate gigantesco do Fed para manter as suas operações. Foram aportados US\$ 85 bilhões na AIG, que teve 80% do seu controle acionário estatizado.

decréscimo de remessas e diminuição do fluxo de turismo para a região²². A resposta da autoridade monetária brasileira propiciou quedas mais rápidas da taxa Selic e do DI-futuro, que passaram a ser influenciados não apenas pela gestão das expectativas ou pelo comportamento do nível de inflação, do gasto público, do nível de atividade econômica ou risco-país, mas pela taxa de juros dos EUA.

3.3.1 A crise global e o contágio da economia brasileira

Mesmo com todas as medidas adotadas a fim de reduzir os danos causados pela crise financeira global, a economia brasileira não passou incólume, sendo possível afirmar que sofreu o contágio da crise financeira cujo epicentro ocorreu nas economias desenvolvidas. É importante entender a forma de contágio, pois dela derivou a resposta da autoridade monetária brasileira que se refletiu na trajetória da taxa de juros a partir de então.

Segundo Terra (2014), os contágios financeiros podem ser observados de três formas. Na primeira, o contágio ocorre motivado pela existência de assimetrias informacionais, que levam os investidores ao comportamento de manada, em que a maioria segue o agente considerado mais informado, e provoca um efeito dominó nos mercados internacionais. A segunda observa-se quando os investidores adotam a pulverização de riscos e diversificam os ativos da carteira. Quando a crise atinge um dos países com exposição ao risco, o contágio inicia-se pela realocação de investimentos por meio da venda dos ativos mais arriscados. Por fim, na terceira, o contágio inicia-se a partir do aumento da percepção de risco em relação a um país com problemas de liquidez, o que se caracteriza por investidores desfazendo-se de ativos de outros países não afetados.

Embora o Brasil não estivesse no epicentro da crise, a economia brasileira sofreu o contágio com reflexos em fugas de capitais, restrições de acesso a fontes externas de crédito, queda de preços de commodities e pressão na taxa de câmbio. Baseado em Blanco et. al (2010), de setembro de 2008 até março de 2009, a Bolsa de Valores de São Paulo, principal mercado acionário do País, registrou queda de 25%, os spreads que medem o risco soberano aumentaram 77% e o Real foi depreciado em 40%. Pelo canal creditício, os créditos externos para exportadores e bancos menores desapareceram. As taxas externas de rolagem e maturidades médias caíram e os custos dos empréstimos subiram. Instituições financeiras de

²² Vale mencionar que a região registrou uma volatilidade bem menor, em virtude de um sistema bancário menos exposto à toda a sofisticação e desregulamentação no mercado de derivativos. Os maiores e mais visados países da região como Brasil, México e Argentina já haviam atravessado as turbulências da década anterior e, de certa forma, haviam criado uma resiliência a todas as pressões presentes, pois haviam adotado políticas de maior responsabilidade fiscal e de acúmulo de reservas internacionais, proporcionando-lhes um colchão de liquidez.

pequeno porte foram afetadas pelo “*credit crunch*”. A onda de inadimplência resultou em crescimento dos chamados “*non performing loans*” (NPLs), aumentando a pressão de caixa e gerando uma corrida contra bancos menores. O crédito doméstico, que até então exibia crescimento mensal de 2% a 3% desde 2005, desacelerou para 0,2% em janeiro e 0,1% em fevereiro de 2009. Pelo canal do comércio externo, a queda da atividade econômica global reduziu os preços das commodities em mais de 30% e a demanda do mercado externo por produtos brasileiros em mais de 40%. A queda dos preços das commodities teve um efeito adicional indireto nas exportações brasileiras. Os maiores importadores de produtos brasileiros, que eram seus parceiros e vizinhos regionais, também sofreram perdas substanciais dos seus termos de troca e reduziram suas capacidades de compras e a demanda por manufaturas do Brasil. Em janeiro de 2009, a somatória das quedas das exportações de commodities e manufaturados levou ao primeiro déficit da balança comercial em sete anos.

Os fluxos de “*Foreign Direct Investments*” (FDI) e de portfólio responderam de forma diferente à eclosão da crise. Os fluxos de FDI não foram reduzidos de forma significativa, mas verificou-se uma massiva fuga de recursos, anteriormente alocados como investimentos de portfólio. De setembro a dezembro de 2008, os fluxos de FDI atingiram USD 20 bilhões e um pico de USD 45 bilhões em 2008. Em 2009, entretanto, os fluxos foram significativamente menores, USD 26 bilhões ou 43% abaixo do verificado no ano anterior. Os investimentos de portfólio registraram uma fuga de USD 23 bilhões de setembro de 2008 a março de 2009. Após março de 2009, registraram forte recuperação e totalizaram USD 46 bilhões em 2009. Pela economia real, após 12 trimestres consecutivos de expansão, o PIB registrou contração de 3,4% no 4T2008 e de 1% no 1T2009, em função da redução da oferta de crédito, que interrompeu as trajetórias de crescimento das demandas por investimento e bens duráveis. Em nível setorial, a produção industrial despencou 8% no 4T2008 e teve uma queda adicional de 3,2% no 1T2009, resultando numa queda acumulada de 12% nos dois primeiros trimestres após a eclosão da crise. O nível de utilização da capacidade instalada declinou de 87% em setembro 2008 para 78% em março 2009. O mercado de trabalho também sentiu os efeitos recessivos ao final de 2008. A taxa de desemprego urbano registrou a maior alta, de 6,8% em dezembro 2008 para 8,2% em janeiro 2009. Aproximadamente 650 mil trabalhadores de setores ligados à exportação no estado de São Paulo perderam seus empregos.

Em artigo em que analisam de que forma o choque de liquidez internacional afetou o sistema bancário brasileiro no período 2008/2009, Oliveira et al (2014) apontam que no período compreendido entre 2005 e 2011, exceto em 2009, registrou-se retração da oferta de

crédito pelo sistema bancário brasileiro (incluindo bancos estrangeiros, privados nacionais e públicos), principalmente devido à ação de bancos estrangeiros e privados nacionais. Uma das explicações para essa redução foi a aversão ao risco por parte dos bancos, que se manifestou na redução das concessões por parte de bancos privados nacionais e estrangeiros, ao mesmo tempo em que bancos públicos aumentavam as concessões. Os pesquisadores identificaram o efeito da crise sobre a redução da oferta de tecnologias de gestão de risco para o setor não financeiro na forma de derivativos cambiais. A variável de interesse foi o volume negociado (valores nominais). O valor total nominal dos contratos de derivativos registrou queda de 22% entre 2008 e 2009, de USD 8,5 bilhões para USD 6,5 bilhões, dos quais, os bancos privados nacionais foram responsáveis por 63,5% da retração e os estrangeiros por 39,5%.

3.3.2 O contágio e a resposta da autoridade monetária brasileira

Os reflexos da crise global vistos anteriormente exigiram respostas da autoridade monetária brasileira. Segundo Blanco et. al (2010), o conjunto de medidas adotadas consistiu em:

- Reduções dos limites de reservas no mercado interbancário²³;
- Apoio direto a instituições financeiras de pequeno porte com problemas de liquidez;
- Incentivos à consolidação do mercado bancário, por meio da compra de bancos menores em dificuldades por bancos maiores;
- Vendas de reservas internacionais a fim de estabilizar o mercado cambial doméstico.

No que se refere à política monetária, para Blanco et. al (2010) a boa reputação desfrutada pelo BCB no controle da inflação permitiu a adoção de uma agressiva estratégia de redução da taxa de juros. Os indicadores de inflação em patamares moderados combinados com a desaceleração econômica abriram espaço para uma queda de 500 *basis points* (BP) da taxa Selic, de 13,75% em setembro de 2008 para 8,75% em julho de 2009. A fim de evitar o aumento do risco sistêmico, resultante das dificuldades crescentes de liquidez enfrentadas por bancos menores, o limite do Fundo Garantidor de Crédito foi elevado com efeito positivo no aumento da confiança dos investidores. As reduções das exigências de reservas no mercado interbancário tiveram como objetivo estimular os bancos mais capitalizados a transferir os recursos excedentes para bancos menores e injetar liquidez no sistema. Os bancos públicos

²³O arcabouço regulatório e os mecanismos rígidos de controle asseguravam elevados níveis de reserva para os bancos brasileiros no período pré-crise. Em função do regime regulatório conservador, o índice de capitalização dos bancos se manteve em torno de 17%, acima do mínimo recomendado pelo Acordo da Basileia II (8%) e exigido pela legislação brasileira (11%).

também aumentaram as suas participações nas ofertas de crédito, direcionando recursos para a indústria e a agricultura e compensando a retração verificada pela oferta de crédito do setor privado²⁴.

Portanto, segundo Gotllieb (2013):

A forte recessão que afetou diversas economias ao redor do mundo em 2008/2009 teve impacto sobre a taxa de juros. A queda da atividade mundial afetou negativamente a economia brasileira e promoveu uma taxa de juros neutra bem menor (cerca de 1%) do que a calculada por fatores domésticos (5%) que estimulasse a economia sem causar grandes desequilíbrios ao cenário inflacionário (GOTTLIEB, 2013, p. 24).

A fim de testar empiricamente os fatores determinantes da trajetória da taxa de juros nesse período, o próximo capítulo será dedicado à análise econométrica das variáveis no Quadro 3 em relação com as taxas de juros à vista e futura, no período entre 2007 e dezembro de 2019.

²⁴A expansão de crédito foi financiada por dois empréstimos em 2009 e 2010, do Tesouro Nacional para o BNDES, de R\$ 180 bilhões (USD 100 bilhões). Para financiar as atividades do BNDES, o Tesouro emitiu títulos que aumentaram sua dívida bruta em relação ao PIB em 6 *basis points*. Como as operações de empréstimo do Tesouro ao BNDES são contabilizadas como ativo nos livros do Governo, ao mesmo tempo em que as emissões dos títulos do Governo são registradas como passivos, o efeito na dívida líquida do Governo é neutro. Entretanto, tem um efeito fiscal implícito no spread entre a taxa paga pelo governo e a taxa cobrada pelo governo do BNDES, que por sua vez é a taxa utilizada pelo BNDES nos seus empréstimos ao setor industrial (Blanco et al, 2010).

4. Metodologia e Dados

No capítulo anterior, observou-se a evolução histórica da taxa de juros no Brasil. A partir da década de 1990, com o Plano Real, taxas de juros elevadas, em conjunto com o regime de bandas cambiais, foram instrumentos empregados para quebrar a espiral hiperinflacionária. No entanto, a sucessão de crises internacionais agravou o quadro de vulnerabilidades da economia brasileira, sobretudo no setor externo, tornando insustentável a manutenção daquele arranjo de política macroeconômica. Em 1999, entrou em vigor o regime de metas para inflação com flutuação cambial, que teve como mérito permitir a melhor gestão das expectativas, por parte da autoridade monetária, com reflexos favoráveis no processo de redução das taxas de juros. Entretanto, com a crise financeira internacional de 2008, as condições econômicas mundiais sofreram grande alteração, principalmente em função de políticas monetárias fortemente expansionistas, oriundas das principais economias desenvolvidas. Pode-se afirmar que o excesso de liquidez internacional contribuiu, de forma inequívoca, para a trajetória declinante das taxas de juros à vista e futuras no Brasil.

Em meio a esse contexto, o presente capítulo tem como objetivo avaliar empiricamente os determinantes das taxas de juros domésticas, no período entre 2007 e 2019. Esta análise será feita por meio da metodologia de vetores autoregressivos (VAR) com correção de erros. O modelo VAR tem como objetivo prever diversas variáveis com um único modelo. O período inicia em 2007, quando o Fed iniciou a política de redução da taxa básica de juros dos EUA, em resposta aos primeiros sinais de crise internacional.

Neste capítulo, serão empregados os testes de cointegração e raiz unitária e os resultados serão interpretados por meio de funções de impulso a resposta generalizadas e testes de causalidade.

4.1 Variáveis utilizadas

As sucessivas crises internacionais ao longo da década de 1990 e a crise de 2008, em particular, contribuíram para estudos com o objetivo de explicar os efeitos dos choques na economia brasileira. As variáveis apresentadas no Quadro 3 são baseadas em alguns destes estudos e foram selecionadas com o objetivo de entender a relação entre choques nelas e impactos nas taxas de juros Selic e DI-futuro, no período compreendido entre 2007 e 2019. Em 2007, o Fed iniciou movimento de redução da taxa básica de juros diante dos primeiros sinais de desaceleração econômica e aumento da inadimplência na economia americana, verificados nos contratos de financiamento imobiliário. Ao longo de 2008, a queda da taxa de

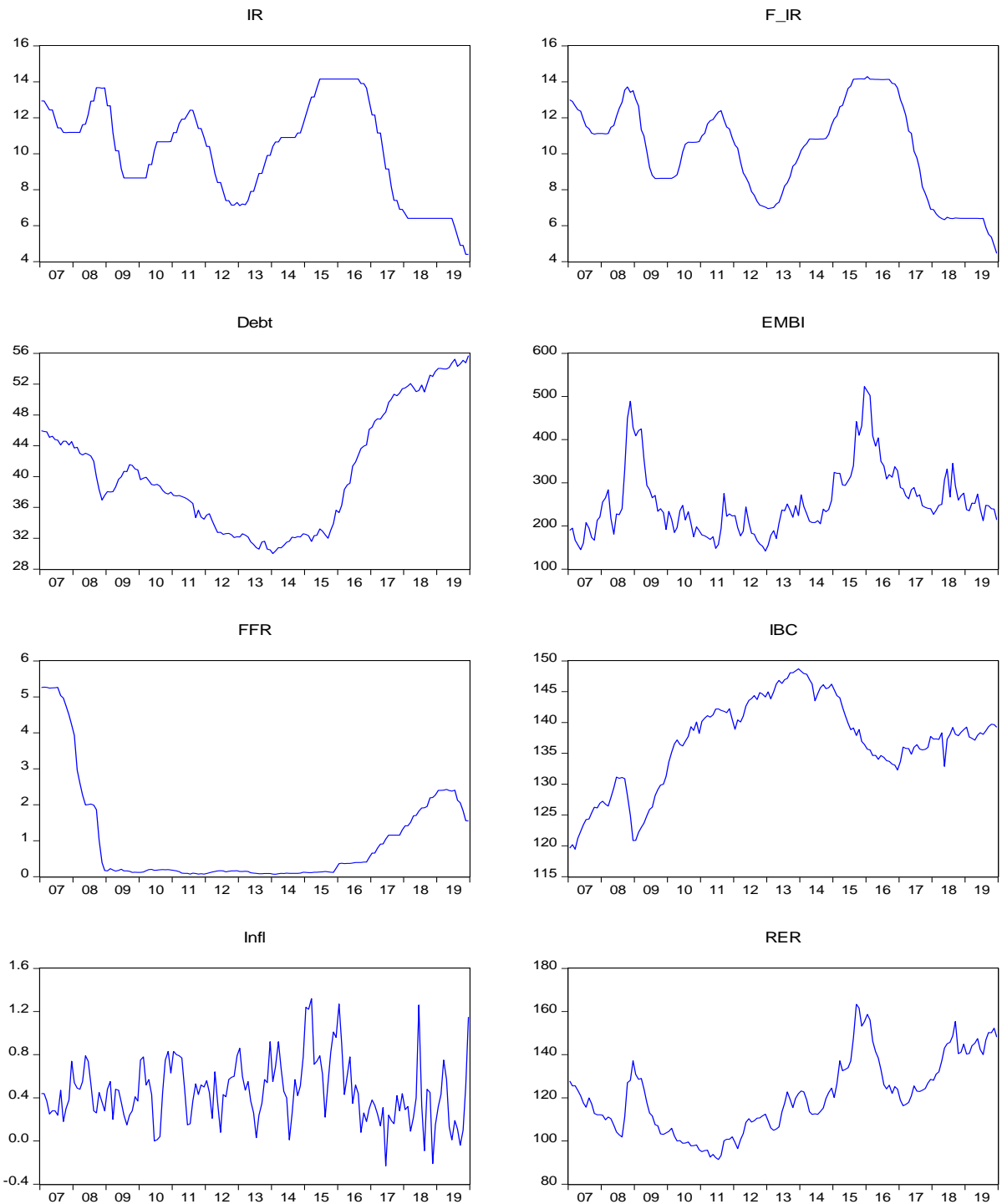
juros e a expansão da liquidez internacional aceleraram-se, em função do programas de estímulo monetário adotados como medidas de combate aos efeitos recessivos da crise global.

Quadro 3: Variáveis determinantes das taxas de juros

| Sigla | Definição | Descrição | Fonte |
|--------------|--|--|--------------------------------|
| IR | Taxa básica de juros Selic (% a.a.). | É a taxa básica de juros da economia brasileira, Selic Over, fixada em reunião do Comitê de Política Monetária (Copom) e utilizada como indexador dos títulos públicos do governo. | Banco Central do Brasil (BCB). |
| INFL | Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), em % a.m. | Tem por objetivo medir a inflação de um conjunto de produtos e serviços comercializados no varejo, referentes ao consumo de famílias com rendimentos entre 1 e 40 salários mínimos. Utilizado pelo BCB como referência do sistema de metas de inflação. | IBGE. |
| IBC | Índice mensal de atividade econômica, desde 2010 e dessazonalizado. | Tem como objetivo medir a evolução contemporânea da atividade econômica do país. Incorpora variáveis consideradas proxies para o desempenho setorial brasileiro. | Banco Central do Brasil (BCB). |
| EMBI | Risco-País, índice baseado nos títulos de dívida brasileira emitidos no mercado internacional. | Calculado pelo JP Morgan, produz os retornos financeiros obtidos em relação aos títulos emitidos pelo Tesouro americano (T-Bond). É uma indicação do grau de confiança dos investidores em relação ao país. | Banco JP Morgan/Ipeadata |
| F-IR | Taxa média de depósitos interfinanceiros (DI) de um dia. | Tem como ativo subjacente a taxa média diária dos Depósitos Interfinanceiros. Registram elevada liquidez e ausência de risco de crédito. Expressa em taxa efetiva anual, % a.a., base 252 dias úteis. | B3. |
| FFR | Effective Federal Funds Rate, é a principal taxa de juros norte-americana, em % a.a. | Definida pelo FED por meio do seu comitê de política monetária. É a taxa por intermédio da qual os bancos comerciais e outras instituições emprestam reservas excedentes a outros participantes do mercado interbancário. Equivale à taxa Selic. | Federal Reserve Bank (FED). |
| DEBT | Indicador dívida líquida do setor público/PIB, em %. | Representa a razão dívida/PIB, em %, incorporando todas as instâncias de Governo (Federal, Estadual e Municipal). Refere-se ao fluxo acumulado em 12 meses. | BCB/Ipeadata. |
| RER | Taxa de câmbio real | Trata-se da taxa de câmbio nominal ajustada pela diferença entre os níveis de preço praticados no mercado internacional e doméstico. É uma taxa ponderada pela participação da economia brasileira no intercâmbio comercial em relação aos principais parceiros comerciais. Ainda que tenha um comportamento semelhante ao da taxa de câmbio nominal, a taxa real é utilizada em função do longo período de análise. | Ipeadata. |

Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura 1 apresenta a evolução das variáveis vista ao longo do tempo, entre 2007 e 2019. Identifica-se que o período anterior a 2008 foi de forte expansão da atividade econômica no Brasil. Com a eclosão da crise internacional e a taxa de juros dos EUA sendo reduzida a níveis próximos de zero, mantida ao longo dos sete anos seguintes, um dos efeitos observados foi a derrubada da taxa Selic acompanhada, na mesma direção, pela taxa de juros futuros.

Figura 1: Variáveis de 2007 a 2019 em nível

Fontes: BCB/IBGE/JP Morgan/Fed/Ipeadata. Elaborado pelo autor

Ao mesmo tempo, a taxa real de câmbio iniciou trajetória de valorização até 2011, ao que se seguiu longo período de desvalorização entre 2012 e 2015. De 2008 a 2011, o quadro mundial recessivo provocou uma grande deflação mundial. A manutenção do elevado diferencial entre a Selic e a taxa de juros internacional determinou grande fluxo de recursos para o Brasil e contribuiu para a valorização do câmbio nominal. Em 2012, durante o primeiro mandato da Presidente Dilma, a taxa básica de juros voltou a ser reduzida, mas o quadro

doméstico apontava para alta de preços. Tendo em vista ainda o quadro de estagnação econômica das principais economias desenvolvidas, a taxa de câmbio real iniciou um movimento de depreciação, acelerado pelas incertezas políticas que dominavam o cenário político da época. Estas incertezas atingiram o ápice em 2015, às vésperas do processo de impeachment da presidente Dilma. Com o início do mandato presidencial de Michel Temer a partir de 2017, verificou-se ligeira depreciação da taxa real de câmbio em função da entrada em vigor de uma política econômica austera, marcada pela aprovação da Proposta de Emenda Constitucional que impunha o limite de crescimento dos gastos (chamada de PEC do teto dos gastos). Embora o indicador de dívida pública mantivesse tendência de alta, voltaram a ser observadas trajetórias descendentes das taxas de juros e estabilidade do risco-país em torno de 250 pontos básicos (p.b). A partir de 2018, com o início da campanha presidencial, a taxa de câmbio nominal voltou a registrar novas e sucessivas desvalorizações, contribuindo para a nova depreciação da taxa real.

4.2 Estatística descritiva

A Tabela 1 contém as estatísticas descritivas das variáveis apresentadas em nível e os resultados dos testes de normalidade para as variáveis utilizadas no estudo²⁵. Segundo procedimento usual encontrado na literatura de modelos VEC, a análise econométrica se inicia partir das séries em nível e aplica-se a transformação logarítmica apenas às séries que não se apresentam sob a forma de taxas, uma vez que o modelo VEC calcula a primeira diferença das séries.

Pela Tabela 1, observa-se que a taxa de juros praticada no Brasil sempre foi elevada, quando comparada a padrões internacionais. Entre 2007 e 2019, a taxa média atingiu 10,19% ao ano (a.a) versus a média para a taxa de juros básica dos EUA de 1,02% a.a.. A volatilidade da taxa de juros brasileira foi igual 2,66x, quase duas vezes maior que a volatilidade da taxa básica de juros americana (1,42x). No mesmo período, a taxa mensal de inflação chegou ao máximo de 1,32%, resultando numa taxa média real de juros de 10,72%. A volatilidade da série do risco-país, medida pelo desvio-padrão, também foi maior que as demais (78,75x), e alcançou o máximo em dezembro de 2015, em função da crise política causada pelo processo

²⁵“O teste de normalidade JB calcula a assimetria e a curtose dos resíduos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para uma variável normalmente distribuída, o coeficiente de assimetria (S) é igual a zero e o coeficiente de curtose (K) é igual a 3. O teste JB de normalidade é um teste de hipótese conjunta de que S e K são iguais a 0 e 3, respectivamente. Espera-se que o valor da estatística JB seja igual a zero. Sob a H₀ de que os resíduos são normalmente distribuídos, a estatística JB segue distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade. Se o valor p calculado para a estatística JB for suficientemente baixo, rejeita-se a hipótese de distribuição normal dos resíduos. Se o valor p for alto, não se rejeita a hipótese de normalidade”. (GUJARATI & PORTER, 2011)

de impeachment da Presidente Dilma Rouseff. Baseado na Tabela 1, o teste Jarque-Bera apontou para a ausência de normalidade nas variáveis testadas. O resultado do teste não impede a interpretação e análise dos dados, apesar da recomendação de cautela. Este problema será minimizado a partir da seção 5.1, em que as variáveis serão tratadas em primeira diferença no modelo VEC²⁶.

Tabela 1: Estatística descritiva das variáveis no período de 2007 e 2019

| | F-IR | IR | INFL | FFR | DEBT | EMBI | IBC | RER |
|----------------------|-------------|-----------|-------------|------------|-------------|-------------|------------|------------|
| | (%) | (%) | (%) | (%) | (% PIB) | (b.p.) | | |
| Média | 10,2073 | 10,1893 | 0,4567 | 1,0195 | 40,5358 | 256,4359 | 136,7783 | 120,5916 |
| Mediana | 10,7379 | 10,6600 | 0,4400 | 0,1922 | 38,9900 | 239,0000 | 137,8000 | 119,0938 |
| Máximo | 14,2896 | 14,1500 | 1,3200 | 5,2668 | 55,7000 | 523,0000 | 148,7000 | 163,3419 |
| Mínimo | 4,4541 | 4,4000 | -0,2300 | 0,0674 | 30,0000 | 142,0000 | 119,4400 | 91,4181 |
| Desvio padrão | 2,6113 | 2,6597 | 0,2885 | 1,4214 | 7,5946 | 78,7498 | 7,3065 | 17,2598 |
| Jarque-Bera | 8,4044 | 7,9451 | 11,4416 | 120,9376 | 11,7657 | 57,1275 | 8,7749 | 7,3344 |
| Probabilidade | 0,0150 | 0,0188 | 0,0033 | 0,0000 | 0,0028 | 0,0000 | 0,0124 | 0,0255 |
| Observações | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 |

Fonte: preparado pelo autor

Na Tabela 2, observa-se a correlação entre as variáveis em nível utilizadas no modelo. Tendo em mente que o coeficiente que mede a intensidade da correlação varia de -1 para 1, verifica-se correlação forte entre as variáveis DI-futuro e taxa Selic. Outro indicador de correlação que merece destaque é observado entre as variáveis taxa real de câmbio e risco-país, seguido pela correlação entre a taxa de juros dos EUA e o indicador de dívida pública como proporção do PIB.

Tabela 2: Correlação entre as variáveis em nível

| Siglas | IR | F-IR | DEBT | EMBI | FFR | IBC | INFL | RER |
|---------------|-----------|-------------|-------------|-------------|------------|------------|-------------|------------|
| IR | 1,0000 | | | | | | | |
| F-IR | 0,9940 | 1,0000 | | | | | | |
| DEBT | -0,4515 | -0,4022 | 1,0000 | | | | | |
| EMBI | 0,4171 | 0,4396 | 0,0024 | 1,0000 | | | | |
| FFR | -0,0757 | -0,0653 | 0,5864 | -0,2156 | 1,0000 | | | |
| IBC | -0,2823 | -0,3135 | -0,4259 | -0,2325 | -0,5899 | 1,0000 | | |
| INFL | -0,2453 | 0,2105 | -0,3630 | 0,1557 | -0,2027 | 0,1950 | 1,0000 | |
| RER | -0,0922 | -0,0746 | 0,4082 | 0,6305 | 0,2094 | -0,0831 | 0,0563 | 1,0000 |

Fonte: elaborado pelo autor

Dentre as medidas de correlação negativa, destaca-se a correlação entre os indicadores de dívida pública como proporção do PIB e as taxas de juros e entre a variável inflação e dívida pública. A variável que mede a atividade econômica exibiu correlação negativa com taxa Selic, DI-futuro, dívida pública e taxa de juros dos EUA.

²⁶ A não normalidade dos resíduos em análises de séries macroeconômicas brasileiras é comum nos estudos que realizam o teste Jarque-Bera, como por exemplo, Minella (2001), Pinheiro e Amin (2005), Oreiro et al. (2006).

4.3 O modelo de vetores autoregressivos (VAR)

O modelo de vetores autoregressivos (VAR) tem como principal vantagem a possibilidade de estimar diversas variáveis simultaneamente, evitando-se os problemas de identificação de parâmetros em modelos multiequacionais. É um modelo apropriado quando não se está totalmente seguro em relação à natureza endógena de uma variável em relação às demais. A vantagem está em considerar todas as variáveis endógenas, fugindo da subjetividade da decisão sobre quais serão endógenas ou exógenas. Estende a auto-regressão de uma variável para múltiplas variáveis de séries temporais, isto é, para um vetor de variáveis de séries temporais. Ao ser aplicado, pode desenvolver um único modelo capaz de prever todas as variáveis, resultando em previsões mutuamente consistentes.

A representação matemática do modelo VAR é descrita abaixo:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_{N_{yt}-p} y_{t-p} + B x_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde:

y_t = vetor de variável endógena

x_t = vetor de variável exógena

$A_1 \dots A_p$ e B = matrizes dos coeficientes a serem estimados

ε_t = vetor de inovações auto-correlacionado

4.4 Cointegração e correção de erros

Uma das premissas dos modelos de regressão é a de que as séries sejam estacionárias. Uma série Y_t é estacionária se sua distribuição de probabilidade é constante ao longo do tempo. A estacionariedade exige que, em sentido probabilístico, o futuro seja igual ao passado. Caso contrário, a série é não estacionária. Uma forma de tratar variáveis não estacionárias é encontrar combinações lineares de variáveis integradas estacionárias, chamadas de cointegradas²⁷.

Definindo de modo formal, supondo que X_t e Y_t sejam duas séries integradas de ordem um. Se, para algum coeficiente θ , $Y_t - \theta X_t$ representa a nova série integrada de ordem zero, diz-se que as séries são cointegradas, onde o coeficiente θ é chamado de coeficiente de cointegração. Se duas séries X_t e Y_t são cointegradas, elas possuem uma tendência estocástica igual ou comum, eliminada por meio da diferença $Y_t - \theta X_t$. Vale ressaltar que este conceito também vale para mais de duas variáveis. Quando há três ou mais variáveis, pode haver múltiplas relações de cointegração. Se houver três variáveis, Y_t , X_1 e X_2 , cada uma das quais I

²⁷ Se as séries são estacionárias em nível, elas são cointegradas de ordem zero $I(0)$, se forem estacionárias em primeira diferença, são cointegradas de ordem um $I(1)$.

(1), elas serão cointegradas com coeficientes de cointegração θ_1 e θ_2 se $Y_t - \theta_1 X_{1t} - \theta_2 X_{2t}$ for estacionário.

Se X_t e Y_t são cointegradas, as suas respectivas primeiras diferenças podem ser modeladas por meio de um VAR, aumentado pela inclusão de um regressor adicional $Y_{t-1} - \theta X_{t-1}$. Este termo é chamado de termo de correção de erros. A especificação de um VAR com a inclusão do termo de correção de erros segue abaixo:

$$\Delta Y_t = \beta_{10} + \beta_{11}\Delta Y_{t-1} + \dots + \beta_{1p}\Delta Y_{t-p} + \gamma_{11}\Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_{1p}\Delta X_{t-p} + \alpha_1(Y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + \mu_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta X_t = \beta_{20} + \beta_{21}\Delta Y_{t-1} + \dots + \beta_{2p}\Delta Y_{t-p} + \gamma_{21}\Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_{2p}\Delta X_{t-p} + \alpha_2(Y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + \mu_{2t} \quad (8)$$

Desta forma, pela combinação das duas equações acima resultará o modelo com o termo de correção de erros, conhecido como vetor de correção de erros (VEC). Neste modelo, os valores passados de $Y_t - \theta X_t$ ajudam a prever os valores futuros de ΔY_t e ΔX_t . Para Vartanian (2008), a solução da cointegração é um fator determinante na solução de problemas relacionados a séries não estacionárias.

De modo geral, há três maneiras de se decidir se duas variáveis podem ser modeladas como cointegradas. Primeiramente, utiliza-se o conhecimento especializado e a teoria econômica. Em segundo lugar, mostram-se as séries em um gráfico e verifica-se se aparentam exibir uma tendência estocástica comum. Finalmente, realizam-se os testes estatísticos de cointegração, como os testes de raiz unitária. Intuitivamente, se Y_t e X_t forem cointegradas com coeficiente de cointegração θ , a diferença $Y_t - \theta X_t$ será estacionária. Caso contrário, a diferença $Y_t - \theta X_t$ será não estacionário (I(1)). Supondo a existência das séries Y_t e X_t , a hipótese de que sejam cointegradas pode ser testada por meio da hipótese nula de que $Y_t - \theta X_t$ tem raiz unitária. Se a H_0 for rejeitada, não foi detectada a presença de raiz unitária e as séries podem ser modeladas como cointegradas.

Segundo Prates e Marçal (2008), um dos métodos mais populares de estimação dos coeficientes de cointegração foi inicialmente desenvolvido por Johansen (1991). Os pesquisadores partem de um VAR que pode ser reescrito em primeiras diferenças conforme abaixo:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_k X_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

Onde:

X_t = vetor de cointegração de variáveis ($n \times 1$)

A_1 = matriz dos coeficientes ($n \times n$)

ε_t = vetor de erros ($n \times 1$)

subtraindo X_{t-1} de ambos os lados da equação:

$$\Delta X_t = (A_1 - I) X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + A_3 X_{t-3} + \dots + A_d X_{t-d} + \varepsilon_t \quad (10)$$

somando e subtraindo $(A_1 - I)X_{t-2}$:

$$\Delta X_t = (A_1 - I) X_{t-1} + (A_2 + A_1 - I) X_{t-2} + A_3 X_{t-3} + \dots + A_d X_{t-d} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Obtém-se o posto da matriz π :

$$\Delta X_t = \Sigma \pi \Delta X_{t-1} + \pi X_{t-d} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$t = 1, \dots, (d-1)$$

Onde:

$$\Pi = - (I - \Sigma A_i), i = 1, \dots, a$$

O posto da matriz π representa o número de vetores independentes de cointegração²⁸. A análise do posto da matriz é essencial para a avaliação da existência ou não de cointegração. Se o posto da matriz for igual a zero, não há cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença. Se o posto da matriz for completo, todas as variáveis são estacionárias e o ajuste do modelo deve ser feito com as variáveis em nível. Se o posto é maior que zero e não completo, existe cointegração entre as variáveis, ou seja, podem existir múltiplos vetores de cointegração.

4.5 Teste de raiz unitária

Antes de realizar o teste de cointegração, é preciso verificar a existência de raiz unitária. Segundo Gujarati e Porter (2011), o modelo de passeio aleatório descrito abaixo é um exemplo conhecido de um processo de raiz unitária.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t \quad (13)$$

Se $\rho = 1$, a equação acima descreve uma trajetória aleatória, sem deslocamento, onde encontramos o problema da raiz unitária, ou seja, uma situação de não estacionariedade²⁹. A ideia por trás do teste de raiz unitária é fazer a regressão de Y_t sobre o seu valor defasado de 1 período e verificar se o ρ estimado é estatisticamente igual a 1. Se for, Y_t será não estacionário.

A partir da equação acima:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$$

reescrita na forma de diferenças:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \mu_t$$

conforme abaixo:

²⁸ O posto de uma matriz é igual ao número de suas raízes características diferentes de zero. A determinação do número de vetores de cointegração requer o conhecimento sobre o posto (ou rank) da matriz π .

²⁹ O termo raiz unitária se deve ao fato de $\rho = 1$ na equação. Assim, os termos não estacionariedade, passeio aleatório, raiz unitária e tendência estocástica tornam-se sinônimos.

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + \mu_t$$
$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (14)$$

Onde ΔY_t = operador de primeira diferença.

Um dos testes mais utilizados é o teste de raiz unitária de Dickey Fuller (DF). É feita a estimação da equação acima e pelo teste DF, a hipótese nula (H_0) é definida de forma que $\delta = 0$, contra a hipótese alternativa de $\delta < 0$. Se $\delta = 0$, então $\rho = 1$, ou seja, a série apresenta raiz unitária e comportamento não estacionário. Para os casos em que o termo do erro μ_t é correlacionado, Dickey e Fuller desenvolveram o teste Dickey Fuller Aumentado. Esse teste é realizado adicionando os valores defasados da variável dependente, de forma que sejam incluídos termos suficientes para que o termo do erro deixe de exibir correlação serial.

5. Resultados e discussão

Este capítulo aborda os resultados obtidos por meio dos testes econométricos. Os procedimentos de identificação de raiz unitária, realizados por meio do software GRETL, encontram-se na Tabela 3. Os testes de raízes unitárias iniciaram-se a partir de 12 defasagens, de cima para baixo, com a introdução dos componentes de intercepto e tendência. A coluna identificada como p-assintótico revela a probabilidade de que a série tenha raiz unitária.

Tabela 3: Testes de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF)

| Variáveis | Defasagens | Constante | Tendência | Estatística tau | p- assintótico | Significância |
|---------------|------------|-----------|-----------|-----------------|----------------|---------------|
| IR | 6 | Sim | Sim | -1,94 | 0,63 | |
| F-IR | 4 | Sim | Sim | -2,27 | 0,45 | |
| DEBT | 3 | Sim | Sim | -0,89 | 0,96 | |
| EMBI | 0 | Sim | Sim | -2,61 | 0,28 | |
| FFR | 8 | Sim | Sim | -5,77 | 0,00 | *** |
| IBC | 2 | Sim | Sim | -2,07 | 0,56 | |
| INFL | 8 | Sim | Sim | -2,72 | 0,23 | |
| RER | 3 | Sim | Sim | -2,94 | 0,15 | |
| Δ_IR | 5 | Sim | Sim | -4,21 | 4E-03 | *** |
| Δ_F-IR | 4 | Sim | Sim | -3,77 | 2E-02 | *** |
| Δ_DEBT | 0 | Sim | Sim | -10,75 | 9E-16 | *** |
| Δ_EMBI | 0 | Sim | Sim | -11,65 | 2E-17 | *** |
| Δ_IBC | 1 | Sim | Sim | -7,10 | 1E-09 | *** |
| Δ_INFL | 7 | Sim | Sim | -8,50 | 4E-14 | *** |
| Δ_RER | 0 | Sim | Sim | -9,57 | 2E-13 | *** |

Fonte: elaborado pelo autor no pacote econométrico Gretl 2019

*** Rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária ao nível de significância de 1%

Com base na Tabela 3, é possível rejeitar a hipótese nula de presença de raízes unitárias para as séries em primeira diferença com p-assintótico menor que 1%, exceto para a variável taxa de juros dos EUA, que apresenta estacionariedade em nível. De forma geral, uma série apresenta comportamento estacionário quando o p-valor é inferior a 5%. Como praticamente todas as séries são não-estacionárias, o modelo VEC, em detrimento do modelo VAR, deve ser utilizado na estimativa das funções de resposta aos impulsos.

Uma vez eliminada a possibilidade de raízes unitárias, o que levaria a estimadores viesados, o próximo teste consiste na identificação do número ótimo de defasagens. A identificação do número ótimo de defasagens é necessária em função da presença de componentes autoregressivos. O aumento ou redução do número de defasagens pode acarretar em instabilidade e perda do poder preditivo. O GRETL permite a aplicação de três critérios de seleção: Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Recomenda-se a escolha de 1 e 5 defasagens, pois um número grande implica em perda de graus de liberdade. Por um lado, modelos com poucas defasagens podem ter problemas de viés, devido à omissão de variáveis

relevantes. Por outro, a inclusão de mais variáveis do que o necessário pode levar ao problema de variáveis irrelevantes. A fim de não escolher o número de defasagens de forma arbitrária, foram realizados testes com variáveis estacionárias na Tabela 4. Os testes para a escolha de defasagens são discutidos detalhadamente em Lutkepohl (1991).

Tabela 4: Seleção do número de defasagens e equações de cointegração

| Modelos | Equações de cointegração | Defasagens | Akaike | Schwarz |
|---------|--------------------------|------------|----------|-----------|
| 1 | 3 | 1 a 1 | -21,0576 | -18,6911* |
| 2 | 3 | 1 a 2 | -20,9964 | -17,3520 |
| 3 | 2 | 1 a 3 | -21,1976 | -16,5822 |
| 4 | 3 | 1 a 4 | -21,0265 | -14,7921 |

Fonte: Elaborado pelo autor

Foram utilizados os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), que têm por objetivo encontrar o modelo mais parcimonioso, com o mínimo de parâmetros e que explique com precisão o comportamento da variável resposta. Os dois critérios utilizam a função de máxima verossimilhança como medida de ajustamento e os menores valores são os preferidos, uma vez que o valor do critério sobe à medida que aumenta a soma dos quadrados dos erros. A Tabela 4 inclui a coluna com o número de equações de cointegração, segundo o teste de Johansen (1991). Durante o procedimento, mudou-se o número de defasagens à medida que mudou o número de equações de cointegração. Pelo critério AIC, o modelo 3 seria o mais adequado, porém, baseado no critério da parcimônia, o modelo escolhido foi o 1, com apenas 1 defasagem, pois este também apresenta o menor valor segundo, o critério de SC. O critério de Akaike foi utilizado para a seleção do número adequado de defasagens.

5.1 Teste de cointegração

Os resultados do teste de cointegração Johansen encontram-se na Tabela 5 e são interpretados a partir dos valores extraídos para as estatísticas do traço e do máximo autovalor. Visam encontrar séries em que as variáveis apresentem uma relação de equilíbrio de longo prazo. Pelos resultados observados na Tabela 5, verifica-se a existência de até 3 equações de cointegração, ao nível de significância de 5%.

Tabela 5: Teste de cointegração

| Equações de cointegração | Eigenvalue | Estatística do traço | Valor crítico a 5% | Valor-p |
|--------------------------|------------|----------------------|--------------------|---------|
| Nenhuma | 0,4961 | 325,2927 | 159,5297 | 0,0000 |
| Até 1 | 0,4309 | 219,7462 | 125,6154 | 0,0000 |
| Até 2 | 0,3398 | 132,9426 | 95,7537 | 0,0000 |
| Até 3 | 0,1875 | 68,9903 | 69,8189 | 0,0581 |
| Até 4 | 0,1207 | 37,0047 | 47,8561 | 0,3473 |
| Até 5 | 0,0561 | 17,1913 | 29,7971 | 0,6259 |
| Até 6 | 0,0437 | 8,3069 | 15,4947 | 0,4332 |
| Até 7 | 0,0092 | 1,4257 | 3,8415 | 0,2325 |

Fonte: elaborado pelo autor

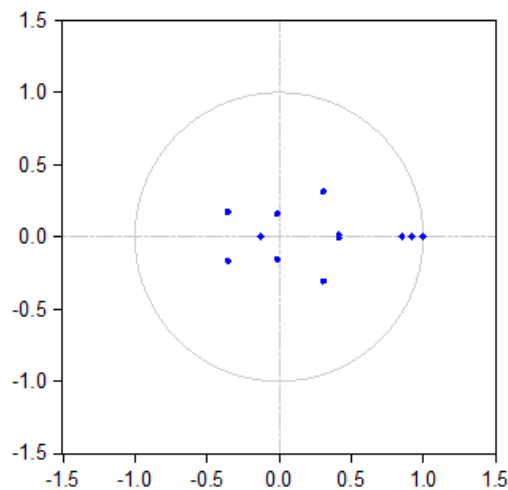
Verifica-se a presença de relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis com até três vetores de cointegração. Na Tabela 6, encontram-se reportados os vetores de cointegração.

Tabela 6: Vetores de cointegração

| | DEBT | EMBI | RER | C | F-IR | FFR | IBC | INFL | IR |
|-------|--------|--------|--------|---------|---------|---------|--------|---------|---------|
| VEC 1 | 1,0000 | 0,0000 | 0,0000 | -1,6359 | -0,9154 | -0,0427 | 2,5146 | 0,0121 | 0,9510 |
| VEC 2 | 0,0000 | 1,0000 | 0,0000 | -2,6203 | 0,3261 | 0,0916 | 4,1322 | 0,6337 | -0,3269 |
| VEC 3 | 0,0000 | 0,0000 | 1,0000 | -1,0064 | 0,2202 | -0,0368 | 1,1578 | -0,1467 | -0,1919 |

Fonte: elaborado pelo autor

A estabilidade de um modelo VEC pode ser testada pela análise das raízes inversas do polinômio característico autoregressivo. Na Figura 2, encontra-se representado o gráfico das raízes inversas, estimadas a partir da matriz de polinômios característicos.

Figura 2: Raízes inversas do polinômio característico

Fonte: Pacote econométrico Eviews 5.1

Tendo em vista o padrão de dispersão das raízes, conforme Figura 2, é possível perceber que o sistema apresenta uma dinâmica não explosiva. Com base nos resultados

obtidos pelos testes de cointegração e de estabilidade, a próxima seção abordará a interpretação dos resultados estimados pelo modelo.

5.2 Função de impulso resposta

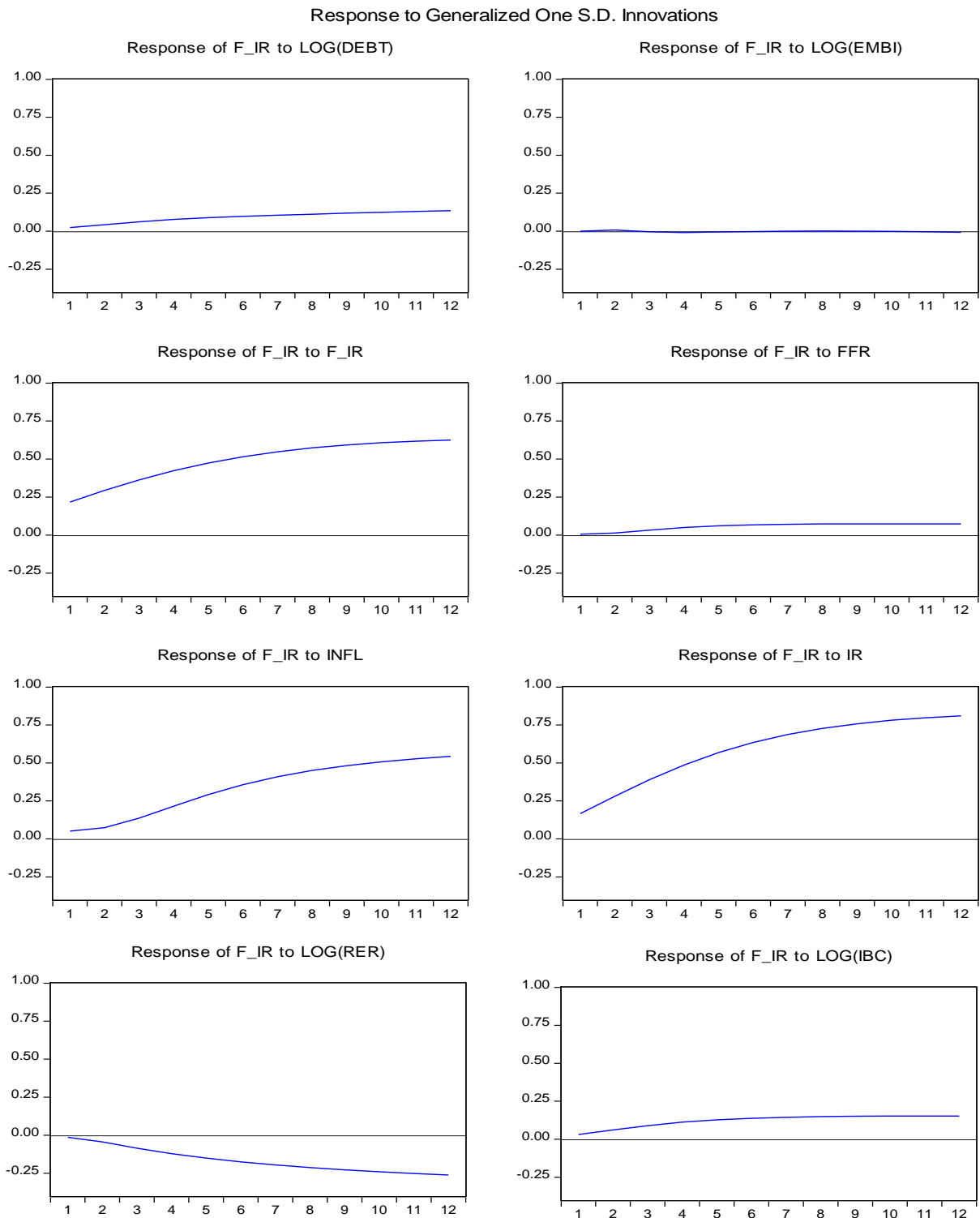
Para a interpretação do modelo, são utilizadas as Funções de Impulso Resposta Generalizadas (FIRs), que traçam o efeito acumulado de um choque em uma variável no valor das demais variáveis endógenas ao longo do tempo. As FIRs generalizadas devem ser utilizadas em modelagens baseadas em metodologias do tipo VAR ou VEC, a fim de evitar o problema da arbitrariedade no ordenamento de variáveis, resultante do efeito da decomposição de Cholesky sobre a geração de FIRs distintas.

Como observa Vartanian (2008), a FIR tem sido peça central em análises econométricas baseadas em modelos VAR, pois demonstra o comportamento futuro de uma variável no sistema estimado após um choque, além de oferecer probabilidades de ocorrências dos eventos. Prado e Silva (2017) também ressaltam a utilização das FIRs como instrumento de compreensão das reações da taxa básica de juros a choques em outras variáveis. Um choque numa i -ésima variável do modelo não somente afeta a i -ésima variável diretamente, mas é transmitido também a todas as outras variáveis endógenas por meio de defasagens. Os choques são correlacionados entre si e as variáveis vistas como tendo um componente comum que não pode ser associado, simplesmente, com uma única variável (BIAGE et. al, 2008). Assim, a FIR é utilizada para obter informações sobre as inter-relações entre as variáveis e a importância relativa de cada choque que afeta as variáveis do modelo.

Foram obtidas dezesseis FIRs, sendo testados choques sobre duas variáveis: a taxa Selic e o DI-futuro. De modo geral, os movimentos das variáveis após um choque devem ser interpretados como “elasticidades”. Nos eixos horizontais de cada gráfico, visualiza-se o movimento decorrente do choque até o décimo segundo mês. Na Figura 3 estão representadas as reações da taxa DI futuro a choques nas variáveis.

No que se refere à direção dos choques, verifica-se que o DI-futuro responde positivamente e de modo intenso a choques na inflação, bem como a choques na própria variável e na taxa de juros à vista. As respostas a choques observados na própria variável e na Selic são testados por Lima e Issler (2003), com resultados parcialmente favoráveis. Os pesquisadores encontram precedência estatística da variável representativa do spread entre a taxa longa e a taxa curta e variações da taxa curta. Ou seja, mostram que o spread ajuda a prever variações na taxa curta. Tabak e Andrade (2003) também testam a hipótese de que os contratos de swap e a volatilidade da taxa de juros e choques na taxa Selic, afetam a curva de

juros longos. O resultado parece prejudicado pela ocorrência de crises internacionais em série no período coberto, de 1995 a 2000, o que se reflete na instabilidade do prêmio de risco. No que se refere a choques na inflação, o resultado não vai ao encontro do que verificam Guillen e Tabak (2008). Os pesquisadores rejeitam a hipótese de que choques na inflação causam impacto na determinação da taxa de juros futuros, em razão do prêmio de risco que varia ao longo do tempo. A resposta a choques na atividade econômica é positiva, mas menos intensa que os choques anteriores, padrão que se observa nos choques ocorridos na variável de endividamento público. A resposta do DI-futuro é positiva a choques na taxa de juros dos EUA, o que não se verifica no estudo realizado por Guillen e Tabak (2008), que estimam um modelo considerando um coeficiente de aversão ao risco, como proxy para o impacto das condições de liquidez internacionais, e não encontram a relação direta. Os pesquisadores analisam o período de 1995 a 2006, antes da ocorrência da crise internacional de 2008 e da injeção de liquidez dela decorrente, e concluem que a liquidez internacional exerce um papel na explicação do prêmio de risco. Finalmente, os choques no risco-país registram efeito nulo sobre a taxa futura de juros, parcialmente de acordo com o resultado observado em Guizzo (2014).

Figura 3: Resposta do DI-futuro a choques nas variáveis

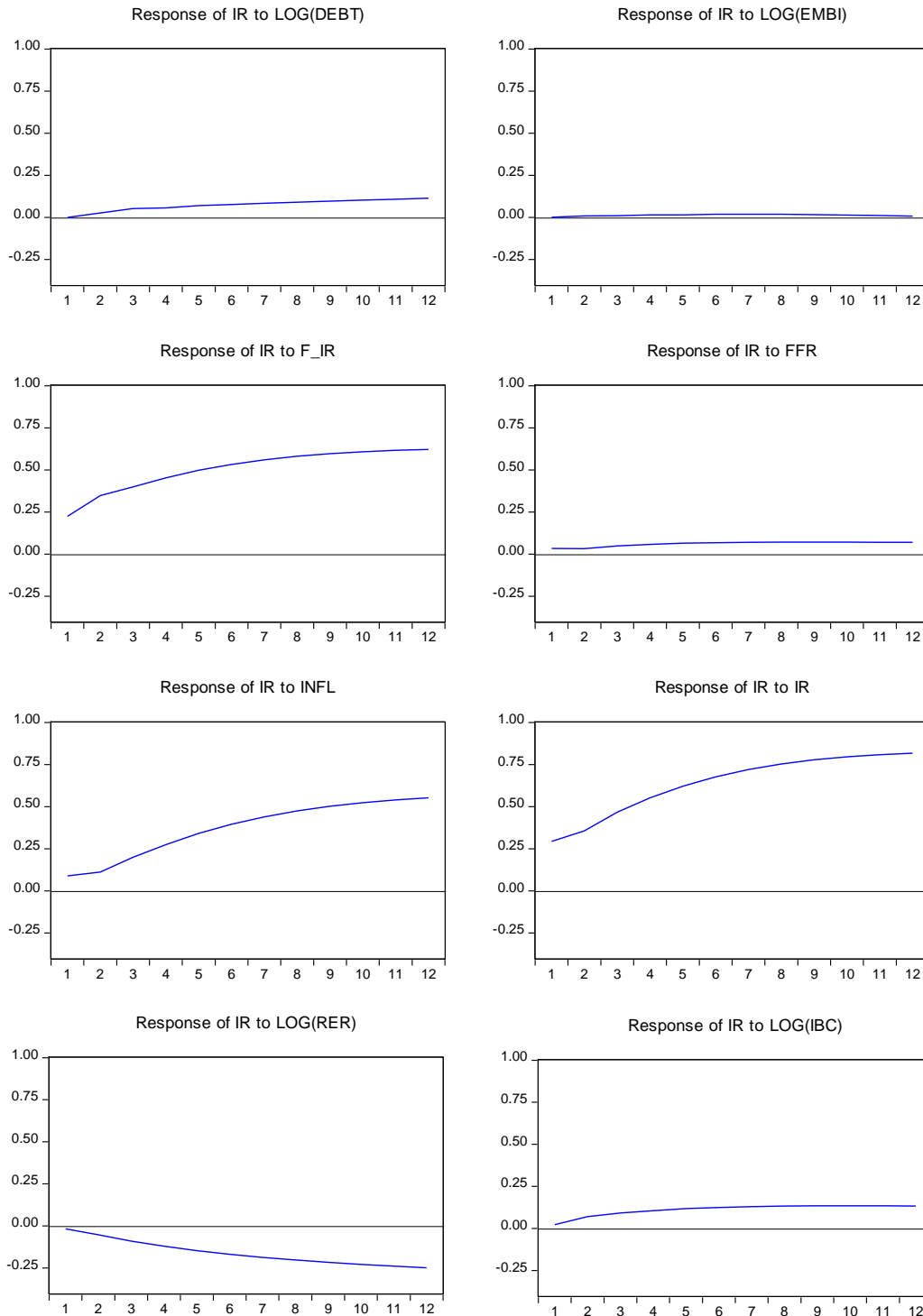
Fonte: Elaboração própria com base no software EViews.

Na Figura 4, estão representadas as reações da taxa Selic aos choques nas demais variáveis. De forma geral, as respostas exibidas são semelhantes aos registros da Figura 3. A taxa Selic responde de forma positiva e intensa a choques na inflação, na própria taxa e na taxa de juros futuros. No que se refere à resposta a choques na própria taxa Selic, o resultado é semelhante ao obtido no estudo de Barbosa (2004), que aponta a influência inercial na

determinação da taxa Selic. No que tange aos choques na taxa de inflação, observa-se semelhança aos resultados encontrados em Prado e Silva (2017) e Segura-Ubiergo (2012), o que reforça a questão da sensibilidade da autoridade monetária a flutuações do nível de preços. A resposta a choques da atividade econômica também é positiva, sendo que Prado e Silva (2017) encontram resultado parecido quando testam choques no hiato do produto. A FIR mostra que há uma resposta positiva, no mesmo sentido e dissipando-se ao longo do tempo, da taxa Selic a choques na taxa de juros dos EUA, de acordo com resultados obtidos por Segura-Ubiergo (2012) e Barbosa et. al (2016). São positivas as respostas da taxa de juros à vista a choques no endividamento público, como antecipado por Franco (2011), Segura-Ubiergo (2012) e Gottlieb (2013). A resposta a choques no risco-país é praticamente neutra, diferentemente do que verificou Barbosa et. al (2016), e a resposta a choques na taxa real de câmbio é oposta ao sentido esperado, diferentemente do identificado em Prado e Silva (2017), que registraram efeito praticamente nulo em respostas a choques nas flutuações de curto prazo da taxa de câmbio. O gráfico na Figura 1 mostra trajetória de desvalorização da taxa real de câmbio com a queda da taxa de juros. Aparentemente, isso acontece devido às excepcionais condições de liquidez vigentes no período, causadas pelas medidas de combate aos efeitos recessivos da crise de 2008. Os efeitos recessivos acentuaram a grande desinflação ocorrida nos preços internacionais. Apesar da queda da taxa Selic entre 2008 e 2010, manteve-se um diferencial elevado entre a taxa doméstica e a taxa de juros internacional, o que pode ter contribuído para a desvalorização da taxa nominal de câmbio. A desvalorização do câmbio nominal combinada com a referida desinflação internacional podem ter contribuído para a desvalorização da taxa de câmbio real. Em condições normais, o esperado seria que a desvalorização nominal fosse transmitida para os preços domésticos via aumento dos preços de bens comercializáveis (“tradables”), gerando pressões inflacionárias e a necessidade de elevação da taxa de juros doméstica.

Figura 4: Resposta da Selic a choques nas variáveis

Response to Generalized One S.D. Innovations



Fonte: Elaboração própria com base no software EViews.

Portanto, as Figuras 3 e 4 mostram os efeitos dos choques das variáveis econômicas sobre as taxas Selic e DI-futuro. Os choques verificados na inflação, nas taxas de juros e na taxa de juros dos EUA registram efeitos no mesmo sentido e intensidade. A atividade econômica e o endividamento público registram choques na mesma direção, mas em

intensidades menores. Em complemento à análise pelas FIRs, a seção 5.3 aborda os testes de precedência estatística.

5.3 Teste de causalidade de Granger

Em complemento às FIRs, a seção 5.3 aborda os testes de precedência estatística sobre as variáveis, conhecidos como causalidade de Granger. O conceito do teste de causalidade a ser tratado aqui tem pouca relação com a definição tradicional. A causalidade, segundo Granger, significa que se uma variável X causa outra variável Y, então X pode ser considerado um previsor útil de Y, desde que a preceda no tempo.

Assim sendo, o teste de causalidade de Granger consiste em testar a hipótese de que os coeficientes das variáveis do modelo são iguais a zero por meio da estatística F. Pelo teste, a hipótese nula (H_0) define que a variável X não apresenta causalidade no sentido de Granger em relação à variável Y, versus a hipótese alternativa que estipula o contrário. A H_0 não é rejeitada quando o valor-p for $> 0,05$. O teste isolado não garante a causalidade ou a não causalidade entre as variáveis em estudo, mas funciona como uma verificação de precedência estatística, ou seja, permite saber quanto do valor presente de Y pode ser explicado por valores passados dele mesmo e, em seguida, verificar se a adição de valores defasados de X pode melhorar a explicação.

Os testes de Granger foram aplicados utilizando-se o software GRETl abrangendo o período entre 2007 e 2019. Tendo em mente as séries estacionárias, conforme exibido na Tabela 3, foram realizados testes de defasagem baseados nos critérios de seleção disponíveis de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), visando-se encontrar o número ideal de defasagens.

Tabela 7: Número de defasagens selecionadas e critérios

| Taxas de juros | Variáveis em pares | Defasagens | Crítérios |
|----------------|-----------------------------------|------------|-----------|
| DI-futuro | L Δ _DEBT e Δ _F-IR | 2 | BIC e HQC |
| | L Δ _EMBI e Δ _F-IR | 2 | BIC e HQC |
| | L Δ _IBC e Δ _F-IR | 3 | BIC e HQC |
| | L Δ _RER e Δ _F-IR | 2 | BIC e HQC |
| | FFR e Δ _F-IR | 2 | BIC e HQC |
| | Δ _INFL e Δ _F-IR | 4 | HQC |
| | Δ _IR e Δ _F-IR | 4 | AIC e HQC |
| Selic | Δ _F-IR e Δ _IR | 4 | AIC e HQC |
| | L Δ _DEBT e Δ _IR | 4 | BIC e HQC |
| | L Δ _EMBI e Δ _IR | 4 | AIC e HQC |
| | L Δ _IBC e Δ _IR | 3 | BIC e HQC |
| | L Δ _RER e Δ _IR | 3 | BIC e HQC |
| | FFR e Δ _IR | 3 | BIC |
| | Δ _INFL e Δ _IR | 3 | BIC |

Fonte: elaborado pelo autor no pacote econométrico Gretl

Na Tabela 7, encontram-se os resultados das escolhas de defasagens baseadas nos testes realizados em pares entre cada variável e as respectivas taxas de juros. Os testes realizados entre inflação e juros futuros, taxa de juros dos EUA e taxa Selic e inflação e taxa Selic registraram ambigüidades na escolha das defasagens pelos critérios de seleção. Como o teste de causalidade pode ser sensível a um número maior de defasagens, na Tabela 7 optou-se por escolher as defasagens consideradas ótimas.

Com base nos números ótimos de defasagens selecionados, foram estimados modelos VAR para cada par de variáveis dos quais foram analisadas as estatísticas F e os valores-p, respectivamente. Na Tabela 8, encontram-se os resultados dos testes de causalidade de Granger para a taxa Selic. Vale ressaltar que, diferentemente da seção anterior, para os testes de causalidade de Granger foram estimados diversos modelos VAR para pares de variáveis, com as variáveis em primeira diferença, com exceção da taxa de juros dos EUA que já era estacionária em nível.

Tabela 8: Teste de causalidade de Granger para taxa Selic

| Variáveis | | Defasagens | Valor F | Valor-p | Significância |
|----------------|---------------------------------------|------------|---------|---------|---------------|
| FFR | Não causalidade no sentido de Granger | 3 | 0,3246 | 0,8075 | |
| Δ _F-IR | Não causalidade no sentido de Granger | 4 | 7,7168 | 0,0000 | *** |
| LA_DEBT | Não causalidade no sentido de Granger | 4 | 2,7595 | 0,0301 | ** |
| LA_EMBI | Não causalidade no sentido de Granger | 4 | 1,2306 | 0,3006 | |
| LA_IBC | Não causalidade no sentido de Granger | 3 | 5,1785 | 0,0020 | *** |
| Δ _INFL | Não causalidade no sentido de Granger | 3 | 0,8926 | 0,4466 | |
| LA_RER | Não causalidade no sentido de Granger | 3 | 3,6398 | 0,0143 | ** |

Fonte: elaborado pelo autor no pacote econométrico Gretl 2019

Notas: **rejeição da hipótese nula de não causalidade ao nível de significância de 5%. ***rejeição da hipótese nula de não causalidade ao nível de significância de 1%.

Pela Tabela 8, não é possível rejeitar a hipótese nula de que as variáveis taxa de juros dos EUA, risco-país e inflação precedam a taxa Selic no período em análise. Diferentemente do apontado pelo teste de causalidade, Prado e Silva (2017) e Segura-Ubiergo (2012) reforçam a sensibilidade da autoridade monetária a flutuações do nível de preços. A não precedência estatística entre a taxa de juros dos EUA e a taxa Selic também se opõe aos achados de Segura-Ubiergo (2012) e Barbosa et. al (2016).

Observa-se precedência da variável atividade econômica para a taxa Selic com nível de significância de 1%, conforme encontrado em Prado e Silva (2017), o que denota uma possível preocupação da autoridade monetária em relação aos efeitos de suas decisões sobre o nível de atividade econômica.

O teste sugere precedência estatística entre a taxa de câmbio real e a taxa Selic com 5% de significância. Entretanto, os resultados de Prado e Silva (2017) para essa relação indicam que a taxa de câmbio real não se mostra importante para a condução da política econômica. Na Figura 1, observa-se a trajetória de desvalorização da taxa real de câmbio

combinada com a queda da taxa de juros. Em condições normais, sem os efeitos da grande expansão de liquidez ocorrida desde a crise de 2008, o esperado seria que choques da taxa de câmbio provocassem aumento dos preços de bens comercializáveis (“tradables”), que resultassem em aumento da inflação e necessidade de elevação da taxa de juros.

O teste indica precedência a 5% de significância da variável dívida pública como proporção do PIB para a taxa Selic, da mesma forma que antecipam Franco (2011), Segura-Ubierno (2012), Gottlieb (2013) e Prado e Silva (2017). Trata-se de um resultado compatível com o cenário de deterioração da política fiscal, com indícios de inconsistência da atuação dos formuladores de política econômica em relação às políticas monetária e fiscal, sendo esta determinada sem equilíbrio orçamentário intertemporal e resultando numa situação de dominância fiscal. Por fim, o teste sugere que a taxa de juros futuros precede a Selic com 1% de significância, o que também foi observado por Silva e Holland (2013).

A Tabela 9 apresenta os resultados dos testes de causalidade referentes ao período de 2007 a 2019 para a variável DI-futuro.

Tabela 9: Teste de causalidade de Granger para o DI-Futuro

| Variáveis | | Defasagens | Valor F | Valor-p | Significância |
|----------------|---------------------------------------|------------|---------|---------|---------------|
| FFR | Não causalidade no sentido de Granger | 2 | 0,1308 | 0,8775 | |
| Δ _IR | Não causalidade no sentido de Granger | 4 | 9,5597 | 0,0000 | *** |
| LA_DEBT | Não causalidade no sentido de Granger | 2 | 0,4875 | 0,6915 | |
| LA_EMBI | Não causalidade no sentido de Granger | 2 | 0,0314 | 0,9925 | |
| LA_IBC | Não causalidade no sentido de Granger | 3 | 3,9319 | 0,0005 | *** |
| Δ _INFL | Não causalidade no sentido de Granger | 4 | 1,9116 | 0,1303 | |
| LA_RER | Não causalidade no sentido de Granger | 2 | 2,2882 | 0,0810 | * |

Fonte: elaborado pelo autor no pacote econométrico Gretl 2019

Notas: *rejeição da hipótese nula de não causalidade ao nível de significância de 10%. ***rejeição da hipótese nula de não causalidade ao nível de significância de 1%.

Pela Tabela 9, os resultados são semelhantes. O teste de causalidade indica precedência entre a taxa Selic e a taxa futura com 1% de significância. Lima e Issler (2003) encontram precedência estatística da variável representativa do spread entre a taxa longa e a taxa curta e variações da taxa curta. Já Tabak e Andrade (2003) testam a hipótese de que os contratos de swap e a volatilidade da taxa de juros, proxies para o DI-futuro e choques na taxa Selic, afetam a curva de juros longos, e encontram resultados contraditórios.

Não há possibilidade de rejeição da hipótese nula envolvendo o teste de precedência da inflação, o que vai ao encontro do que verificam Guillen e Tabak (2008), que rejeitam a hipótese de choques na inflação como causadores de impactos na taxa de juros futuros. Também não se verificam indícios de precedência estatística envolvendo o risco-país, o endividamento público e a taxa de juros dos EUA.

Merece destaque o fato de que os testes de causalidade de Granger foram utilizados como um complemento à análise efetuada por meio das FIRs. O teste de causalidade de Granger é um teste de precedência estatística e não de causalidade no sentido estrito do termo. Assim, se eventualmente alguma variável não mostrou causalidade no sentido de Granger não há invalidação da FRI estimada. Por outro lado, o teste de causalidade de Granger constitui um reforço das análises derivadas do modelo VEC.

6. Considerações Finais

Este estudo tem como objetivo avaliar os determinantes das taxas de juros à vista e futura no Brasil entre 2007 e 2019. Baseado na metodologia econométrica utilizada, os resultados indicam que tanto a taxa Selic quanto o DI-futuro são influenciados pelas flutuações da inflação, do nível de atividade econômica e da taxa de juros dos EUA, além de receberem efeitos defasados das próprias variáveis.

De acordo com as FIRs, os efeitos de choques na inflação são intensamente observados e corroboram as conclusões em Prado e Silva (2017) e Segura-Ubierno (2012), denotando a sensibilidade da autoridade monetária a flutuações do nível de preço. Os efeitos de choques no nível de atividade econômica apresentam o comportamento esperado, conforme observado em Prado e Silva (2017), mas de forma menos intensa do que a verificada na inflação.

Diferentemente da expectativa inicial, não se observa a correspondência entre as FIRs da taxa real de câmbio e a precedência estatística detectada nos testes de causalidade. Os gráficos mostram um comportamento de desvalorização da taxa real de câmbio combinada com tendências de queda das taxas de juros. Quando se observa o comportamento da taxa real de câmbio de 2011 até 2019, verifica-se trajetória de desvalorização da taxa de câmbio. Os resultados das FIRs a choques na taxa real de câmbio foram opostos ao esperado, provavelmente em função das excepcionais condições de liquidez vigentes no período analisado e ao fato da taxa de câmbio real ser influenciada, complementarmente, pelo comportamento dos preços nos principais parceiros comerciais do Brasil. Em condições normais, o esperado seria que a taxa real de câmbio desvalorizada provocasse um aumento dos preços dos chamados bens comercializáveis (“tradables”), o que por sua vez resultaria em aumento da inflação e necessidade de elevação da taxa de juros, a fim de conter o efeito inflacionário.

Apesar dos testes de causalidade não terem apontado precedência estatística entre a taxa de juros dos EUA e as taxas de juros brasileiras, as FIRs indicam relação direta entre tais

taxas. Quando há um choque na taxa de juros norte-americana, observa-se aumento das taxas de juros brasileiras e o inverso também se aplica. A trajetória de redução observada das taxas domésticas tem relação com a queda e manutenção da taxa básica de juros dos EUA em níveis reduzidos por longo período de tempo.

Os resultados indicados pelas FIRs e os testes de causalidade entre a taxa à vista e futura merecem considerações adicionais. Nos dois casos, observa-se relação direta entre choques e precedência estatística, como mostram as Figuras 3 e 4 e as Tabelas 8 e 9. Silva e Holland (2013) testam a causalidade e a dependência da taxa de juros em relação ao DI futuro e mostram que “bid-ask spread” do mercado de DI futuro causa, no sentido de Granger, o “bid-ask spread” de títulos públicos, que é uma proxy da taxa de juros à vista. Entretanto, sugerem precaução, pois lembram que as curvas de DI futuro, utilizadas como referências para as precificações de títulos públicos, constituem uma peculiaridade no processo de formação das taxas de juros prefixadas no Brasil, como foi explicado por Santos e Silva (2019).

Nos testes realizados entre juros à vista e futuros, Lima e Issler (2003) testam a precedência estatística da variável representativa do spread entre a taxa longa e a taxa curta e variações da taxa curta. As taxas de juros nos contratos pré-DI de 1 mês são proxies para a taxa de curto prazo. As taxas de juros nos contratos pré-DI de 6 meses e de 1 ano são proxies para a taxa de longo prazo. Apenas o teste de causalidade de Granger no modelo com taxa para 6 meses apontou causalidade bidirecional entre o spread da taxa longa menos a curta e a variação da taxa curta de um período para outro. Ou seja, o spread longo ajuda a prever variações na taxa curta. Porém, Tabak e Andrade (2003) testam a hipótese de que os contratos de swap e a volatilidade da taxa de juros e choques na taxa Selic afetam a curva de juros longos, mas registram resultados contraditórios, pois a suposição de prêmio de risco constante não se sustenta.

Com relação às limitações deste estudo, vale mencionar em primeiro lugar que não é possível avaliar os efeitos de variáveis de difícil mensuração, consideradas determinantes das altas taxas de juros brasileiras, como o histórico de moratórias e incertezas jurisdicionais relacionadas às fragilidades dos direitos de propriedade e respeito aos contratos. A questão do peso da dívida pública não foi comprovada. Tendo em vista a existência de uma competição entre setor público e privado pelos recursos necessários ao financiamento, intuitivamente é de se esperar que haja um aumento das taxas de juros à medida que se observe o crescimento da dívida pública em relação ao PIB, principalmente entre 2016 e 2019.

A título de sugestão para trabalhos futuros, tendo em vista o contexto de excepcionais condições de liquidez causadas pela crise financeira de 2008, abre-se uma janela de oportunidade para estudos que comprovem a relação entre as taxas de juros brasileiras e a taxa básica norte-americana. Isso porque as funções de impulso resposta mostraram relação direta e no mesmo sentido nos testes realizados entre ambas, mas o teste de causalidade de Granger, não exibiu a esperada precedência estatística.

Referências bibliográficas

- BARBOSA, F. H. **A inércia da taxa de juros na política monetária**, 2004. _____ . The Contagion effect of public debt on monetary policy: the Brazilian experience. **Revista de Economia Política**, 2006.
- BARBOSA, F. H. CAMÊLO, F.D.; JOÃO, I. C. A Taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 4, p. 399-417, 2016.
- BARBOSA, F. H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017.
- BARBOSA-FILHO, N.H. Inflation targeting in Brazil: 1999-2006. **International Review of Applied Economics**. p. 187-200, 2008.
- BIAGE, M et al. Risco País, fluxos de capitais e determinação da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VEC. **Economia**, v. 9, n. 1, p. 63-113, 2008.
- BLANCO, F. HOLANDA, F. Resilience in the Face of the Global Crisis. **Untries**, p. 91, 2010.
- FAVERO, C.A.; GIAVAZZI, F. **Why are Brazil's interest rates so high ?**, 2002.
- FRANCO, G.H.B. **Por que juros tão altos, e o caminho para a normalidade**. p. 21-57, 2011.
- GARCIA, M.G.P; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, p. 253-297, 2003.
- GOTTLIEB, J. W. F. **Estimativas e determinantes da taxa de juros real neutra no Brasil**. 2013. Dissertação de Mestrado, PUC-Rio, Rio de Janeiro, 2013
- GUILLEN, O.T.C.; TABAK, B.M. Characterizing the Brazilian term structure of interest rates. **International Journal of Monetary Economics and Finance**, v. 2, n. 2, p. 103-114, 2008.
- GUIZZO, H. A. **Testes da hipótese das expectativas racionais para o mercado de renda fixa brasileiro**. Tese de Doutorado, FGV, São Paulo, 2014.
- GUJARATI, D.N.; PORTER, D.C. **Econometria básica**. Amgh Editora, 2011.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1551-1580, 1991.

KINDLEBERGER, C.P.; ALIBER, R.Z. **Manias, pânico e crises**. Editora Saraiva, 2013.

LIMA, A. M. C & ISSLER, J.V; A hipótese das expectativas na estrutura a termo da taxa de juros no Brasil: Uma aplicação de modelos a valor presente. **Ensaio Econômico do EPGE**, n. 480, 2003.

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to Multiple Time Series Analysis**. New York: Springer-Verlag. 1991. 545 p.

MARICHAL, C. **Nova história das grandes crises financeiras: uma perspectiva global, 1873-2008**. Editora FGV, 2016.

MARÇAL, E. F; PEREIRA, P.L. Valls. A estrutura a termo das taxas de juros no Brasil: Testando a hipótese de expectativas. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 2007.

MINELLA, A. **Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, Working Paper Series 33, nov. 2001.

MUINHOS, M.; NAKANE, M. **Comparing Equilibrium Real Interest Rates: Different Approaches to Measure Brazilian Rates**, Banco Central do Brasil, Working Paper Series 101, 2006.

NAKAGAWA F.; FERNANDES, A. Copom mantém os juros em 13,75%, **O Estado de S.Paulo**, São Paulo, 11 dez. 2008.

NUNES, C.V.; GOMES, C.; BRITO, M.H. Sinalização de política monetária e movimentos na estrutura a termo da taxa de juros no Brasil. **Textos para Discussão**. FGV, 2009.

OLIVEIRA, F.N.; RAMOS, L.O. **Choques não antecipados de política monetária e a estrutura a termo das taxas de juros no Brasil**, 2011.

OLIVEIRA, R.F.; SCHIOZER, R.F.; LEÃO, S.. Atuação de bancos estrangeiros no Brasil: mercados de crédito e derivativos de 2005 a 2011. **Revista de Administração Mackenzie**, v. 15, n. 2, p. 162-198, 2014.

OREIRO, J.; PAULA, L.; SILVA, G.; ONO, F. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. **Economia Aplicada**, São Paulo, 10(4): 609-34, out.-dez, 2006.

PASTORE, A.C. Os limites da política monetária, **O Estado de S.Paulo**, São Paulo, 17 mar. 2019.

PESSÔA, S. Processo de formação da taxa de juros no Brasil: 1997-2012. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 9, n. 1, 2013.

PINHEIRO, A.; AMIN, M. Fluxos de capitais e componentes macroeconômicos: análise de inter-relações através da aplicação de um modelo e vetores autorregressivos (VAR), In: **ANPEC**, 23, Natal, 2005.

PRADO, Pedro H.M.; SILVA, C.G.. Política monetária e regime de metas para inflação no Brasil: uma análise do período 2004-2014. **Revista de Desenvolvimento e Políticas Públicas**, v.1, n. 1, p.1733, 2017.

PRATES, Daniela.; MARÇAL, E.F.; O Papel do ciclo de preços das commodities no desempenho recente das exportações brasileiras. **Revista de Análise Econômica**, ano 26, n. 49, p.163-191, 2008.

RESENDE, A.L; Juros e conservadorismo intelectual. **Jornal Valor Econômico**, São Paulo, 13 jan, 2017.

RIBEIRO, A.A.S.; LEITE, A.R.; JUSTO, W.R. Análise de cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas e o índice Dow Jones sobre o Ibovespa. **Revista de Administração da Universidade Federal de Santa Maria**, v. 9, n. 1, p. 121-137, 2016.

SANTOS, J.C.S.; SILVA, M.E.. **Derivativos e renda fixa: teoria e aplicações ao mercado brasileiro**. São Paulo: Atlas, 2019.

SEGURA-UBIERGO, A.; The puzzle of Brazil's high interest rate. Working Paper. **International Monetary Fund**, 2012.

SILVA, A.L.P.; HOLLAND, M.. Liquidez de mercado, curva de DI futuro e a taxa de juros dos títulos públicos prefixados: Evidências para o Brasil. **41º Encontro Nacional de Economia-Anpec**, 2013.

STOCK, J.H., WATSON, M.W. **Econometria**. Pearson, 2004.

Taxa média de depósitos interfinanceiros de um dia. Disponível em: http://www.b3.com.br/pt_br/produtos-e-servicos. Acesso em 27 ago. 2020.

TABAK, B.M.; ANDRADE, S.C.. Testing the expectations hypothesis in the Brazilian term structure of interest rates. **Brazilian Review of Finance**, v. 1, n. 1, p. 19-43, 2003.

TERRA, C. **Finanças internacionais: macroeconomia aberta**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.

VARTANIAN, P.R. **Choques monetários e cambiais sob regimes de câmbio flutuante nos países membros do Mercosul**. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

VARTANIAN, P.R.; GARBE, H.S. The Brazilian economic crisis during the period 2014-2016: is there precedence of internal or external factors? **Journal of International and Global Economic Studies**, v. 12, n. 1, p. 66-86, 2019.