

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

Pedro Raffy Vartanian  
Professor de Economia na Universidade Presbiteriana Mackenzie  
[pedro.vartanian@mackenzie.br](mailto:pedro.vartanian@mackenzie.br)

Sérgio Gozzi Citro  
Mestre em Economia pela Universidade Presbiteriana Mackenzie  
[citrosergio11@gmail.com](mailto:citrosergio11@gmail.com)

Paulo Rogério Scarano  
Professor de Economia na Universidade Presbiteriana Mackenzie  
[paulo.scarano@mackenzie.br](mailto:paulo.scarano@mackenzie.br)

### **Resumo**

Nos últimos 25 anos, o Brasil esteve entre os países com as taxas de juros mais elevadas do mundo. Taxas de juros elevadas foram necessárias em vários momentos recentes, como nos anos iniciais do Plano Real, ou no período de 1997 a 1999, em função das seguidas crises financeiras internacionais que assolaram o país. A partir de 1999 teve início uma trajetória de redução sustentada da taxa de juros. Com a eclosão da crise financeira internacional de 2008, as autoridades monetárias brasileiras promoveram nova rodada de queda das taxas de juros internas, em resposta aos efeitos recessivos e à ameaça de crise sistêmica que pairava sobre o sistema financeiro nacional. Em 2012, um conjunto de políticas de natureza intervencionista provocou redução da taxa Selic, que não pôde ser sustentada em razão da aceleração inflacionária em vigor. Observando os últimos 30 anos, constata-se que muitos fatores passaram a influenciar a trajetória das taxas de juros brasileiras. Nesse contexto, o presente trabalho tem como objetivo indicar, de forma empírica, quais seriam os determinantes da taxa de juros à vista e futura. Como metodologia, a pesquisa utiliza-se de um modelo econométrico multivariado de vetores autorregressivos com correção de erros (Modelo VEC). A análise abrange o período de 2007 a 2019, correspondente ao período antecedente da crise financeira de 2008 e seus desdobramentos nos anos seguintes. Os resultados encontrados indicam que tanto a taxa à vista como o DI-futuro podem ser determinados tanto pelas flutuações da inflação como pelo nível de atividade econômica e taxa real de câmbio, além dos efeitos das próprias variáveis defasadas.

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

Classificação JEL: E40, E43, E52.

### **Abstract**

In the last 25 years, Brazil has been among the countries with the highest interest rates in the world. High interest rates have been necessary at several recent times, such as in the early years of the Real Plan, such as in the early years of the Real Plan, or in the period from 1997 to 1999, due to the repeated international financial crises that plagued the country. From 1999 on a sustained path of interest rate reduction has begun. With the outbreak of the 2008 international financial crisis, the Brazilian monetary authorities promoted a new round of falling domestic interest rates, in response to the recessive effects and the threat of a systemic crisis that could hang over the national financial system. In 2012, a set of interventionist nature policies led to a decrease in the Selic rate, which could not be sustained due to the inflationary trend. So, looking at the last 30 years, it appears that many factors have started to influence the trajectory of Brazilian interest rates. In this context, the present work aims to indicate, based on an empirical research, what would be the determinants of the spot and future interest rate. As a methodology, the research uses a multivariate econometric model of autoregressive vectors (VAR) with error correction (VEC). The analysis covers the years 2007 to 2019, corresponding to the period in the aftermath of the great global financial crisis of 2008. The results found show evidence that both the spot rate and the DI-future can be determined by the fluctuations in the level of inflation and by the level of activity and real exchange rate, in addition to the effects of the lagged variables themselves.

**Keywords:** Monetary policy. Interest rates. Crisis of 2008. Autoregressive Vector Model.

**JEL Classification:** E40, E43, E52.

## 1. Introdução

O principal instrumento de política monetária é a taxa básica de juros e sua importância deriva do alcance dos efeitos que exerce sobre a 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. Taxas de juros elevadas foram necessárias, principalmente nos anos iniciais do Plano Real, a partir de 1994, pois eram combinadas com regime de câmbio fixo e valorizado e serviam de âncora para a consolidação do plano de estabilização então implementado.

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. Porém, a taxa de juros doméstica foi mantida elevada, pois passou a refletir a soma da taxa de juros internacional com o prêmio de risco. O prêmio de risco, por seu turno, refletia piora do balanço de riscos doméstico decorrente do “apagão” de energia, do recrudescimento inflacionário e das incertezas políticas oriundas do término do ciclo presidencial representado pelo governo Fernando Henrique Cardoso.

A partir de 2003, as taxas de juros internas iniciaram nova fase de redução. Tendo em vista que o diferencial em relação às taxas internacionais mantinha-se elevado, o BCB adotou estratégia de reforço das reservas internacionais. Ao mesmo tempo, o Brasil ingressou num ciclo virtuoso caracterizado por política fiscal austera, consolidação do regime de metas de inflação, manutenção de consecutivos superávits fiscais primários e recuperação da credibilidade da autoridade monetária. Em meio ao quadro de recuperação da credibilidade macroeconômica brasileira, a eclosão da crise financeira internacional de 2008 não impediu novas quedas das taxas de juros internas, como resposta aos efeitos recessivos e à ameaça de crise sistêmica que pairava sobre o sistema financeiro nacional. Porém, no período 2011/2012, esses pilares de política econômica foram substituídos pela Nova Matriz Econômica (NME), apoiada por um conjunto de políticas fiscais expansionistas e intervencionistas, o que levou à redução “forçada” da taxa Selic em momento de aceleração inflacionária. Com isso, em 2013 foi necessário um novo aperto de política monetária e interrupção da trajetória de queda da taxa de juros.

Ao longo dos últimos 25 anos abordados aqui, constata-se que muitos fatores foram determinantes das taxas de juros brasileiras. Estes podem ser agrupados entre os que as explicam por meio da hipótese de expectativas racionais e mercados eficientes, ou por meio da influência de variáveis econômicas, conforme será demonstrado posteriormente. À luz das contribuições desses trabalhos, o objetivo principal deste artigo é explicar, de forma empírica, os determinantes das taxas de juros. A justificativa para esta análise reside na busca pela identificação de um novo padrão de influência sobre as taxas de juros, principalmente após a crise financeira internacional de 2008 e seus efeitos sobre as condições monetárias internacionais provocadas pelo programa de Quantitative Easing nos EUA.

Nesse contexto, este artigo está organizado em cinco seções, além da introdução. A próxima seção contempla o referencial teórico, com ênfase na relação entre taxa à vista e taxa de juros futuros e respectivos determinantes de acordo com as variáveis econômicas. Na seção 3, apresenta-se o contexto histórico, com foco no regime de metas de inflação e na influência da crise de 2008. Já na seção 4 apresenta-se a metodologia empregada e são especificadas as variáveis a serem estudadas. Finalmente, na seção 5 são feitas as análises dos resultados obtidos à luz da teoria desenvolvida, seguida pelas considerações finais na seção 6.

## 2. Referencial Teórico

A taxa Selic é a taxa básica de juros da economia, sendo o principal instrumento de política monetária do Banco Central do Brasil (BCB). A Selic foi criada no começo dos anos de 1980, cujo cálculo tem como base a média das operações financeiras de um dia, lastreadas em títulos públicos federais registrados na Selic, com contraparte do BCB. 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). 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 da economia, conforme Oliveira e Ramos (2011).

Tendo em vista os horizontes temporais, os riscos e incertezas do mercado à vista sobre os investidores e a necessidade de encontrar formas de proteção contra as oscilações do ciclo econômico, investiga-se na literatura empírica econômica a relação entre as taxas de juros de curto e de longo prazo. De acordo com Tabak e Andrade (2003), os bancos centrais controlam 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. No Brasil, as taxas de longo prazo são negociadas por meio de contratos de DI futuro, cujo ativo subjacente é a taxa média diária de depósitos interfinanceiros, calculada e divulgada pela Bolsa de Futuros. O 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 negociada. A taxa utilizada para o desconto reflete a expectativa de evolução do DI, ou seja, a transformação em PU por meio da expectativa com relação à taxa de juros futuros.

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 futuro. 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. Os autores testam a causalidade e a dependência da taxa de juros em relação ao DI futuro utilizando o método de Granger com a expectativa de que o mercado à vista de títulos públicos cause (no sentido de Granger) o mercado de DI futuro, mas o resultado empírico indica que o bid-ask spread do mercado de DI futuro “Granger causa” o bid-ask spread de títulos públicos, e não o contrário como se esperaria.

Barbosa (2006) aborda a interação entre a política monetária e a gestão da dívida pública para compreender os determinantes das taxas de juros por variáveis econômicas e parte de um modelo que analisa dois mercados: títulos emitidos pelo Tesouro indexados à taxa Selic e de reservas bancárias depositadas no BCB. As reservas bancárias são lastreadas por títulos do governo e apresentam curva de demanda completamente inelástica, pois títulos e 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 uma redução da taxa Selic abaixo da taxa de equilíbrio, observa-se um excesso de oferta pelos títulos do Tesouro, que se traduz em excesso de oferta de reservas bancárias. Como se trata de um mercado de títulos indexados à Selic, resta ao BCB adquirir esse excesso de oferta de reservas, caso contrário a taxa de juros tenderia a zero. Por outro lado, supondo um aumento da taxa de juros acima da taxa de equilíbrio, o excesso de demanda por títulos do Tesouro leva a uma escassez de reservas bancárias levando o BCB a intervir no mercado e impedir que a taxa de juros suba de forma abrupta. Portanto, para Barbosa (2006), a percepção pelos agentes de um prêmio de risco decorrente da rolagem da dívida pública brasileira pelo BCB é a razão para as elevadas taxas interbancárias de juros, que por sua vez se reflete na Selic. O prêmio de risco traz implícita a conexão entre os fundos do BCB e os títulos do Tesouro que influenciam a taxa básica de juros da economia.

Franco (2011) aborda a conexão existente entre a gestão do desequilíbrio fiscal brasileiro e a política monetária como fator determinante das taxas de juros e aponta que a taxa de juros precisa ser mantida permanentemente elevada para financiar o desequilíbrio fiscal, via rolagem da dívida pública, em função do conflito distributivo entre o setor público e o setor privado pela poupança nacional (crowding out). Franco (2011) também considera a influência do desenho do mercado de overnight, com concentração

de negócios em Letras Financeiras do Tesouro (LFTs), que por serem indexadas pela taxa Selic, criam dificuldades de emissão para os demais títulos de títulos de Tesouro, bem como emissões privadas de longo prazo, excetuando-se os pré-fixados curtos. Em decorrência dessa situação, eleva-se o risco de intermediação da dívida entre o Tesouro e o público que a financia, com o fortalecimento de uma indústria de fundos mútuos, apartada dos bancos e, ao mesmo tempo, financiada por eles, cujo objetivo é carregar a dívida pública, tal como se fossem depósitos à vista remunerados.

Barbosa (2004) avalia que o comportamento inercial da taxa de juros pode ter um efeito determinante nas taxas de juros brasileiras. A inércia da taxa de juros é descrita como a variação da taxa de juros proporcional à diferença entre a taxa de juros desejada e a real. Para a análise, emprega a Regra de Taylor (RT) como modelo teórico. A RT é uma função de reação 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. Supondo que o banco central reduza a meta da taxa de inflação, mantida estável a taxa de inflação no momento inicial, a taxa de juros real aumenta, levando a economia a um processo recessivo. Supondo novamente que o banco central reduza a meta da taxa de inflação, mas concentrando-se no comportamento inercial, a taxa de inflação começa a cair gradualmente e a taxa de juros real tende a aumentar até atingir o seu ponto máximo.

Barbosa et al (2016) analisam os determinantes da taxa real de juros no Brasil novamente por meio da adaptação da RT à economia brasileira. Pela regra de política monetária, 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. 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. Assim, a taxa real de juros seria explicada por quatro fatores: 1) taxa de juros internacional; 2) prêmio de risco cambial; 3) prêmio de risco país e 4) prêmio das Letras Financeiras do Tesouro (LFTs).

Prado e Silva (2017) testam como a determinação da taxa de juros pode ser influenciada por outros aspectos, além da variação do nível de preços, como crescimento econômico e endividamento público. As estimações realizadas por Vetores Autorregressivos (VAR) têm os resultados avaliados por intermédio de funções de resposta a impulsos. Assim, quando a origem do choque está no desvio da inflação, a resposta na taxa de juros é oposta ao esperado, ou seja, 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 choques verificados no desvio corrente da inflação e no hiato do produto. O choque no hiato do produto tem efeito semelhante ao observado nos choques do desvio corrente da inflação. Por fim, 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.

Segura-Ubiergo (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. A estimação é feita via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou via Métodos de Momentos Generalizados (GMM). Em resumo, aumentos nas taxas de poupança privada e pública (reduções dos 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. O estudo 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.

Nesse contexto, considerando a revisão teórica com resultados encontrados em relação aos impactos na taxa de juros à vista e futura, a próxima seção contemplará a metodologia, abordando tanto as variáveis quanto o modelo a serem empregados com o objetivo de se responder à pergunta da pesquisa.

### 3. Evolução Histórica e Determinantes da Taxa de Juros no Brasil

Desenvolve-se, nesta seção, a evolução histórica dos determinantes das taxas de juros no Brasil. São abordados o mecanismo de financiamento da dívida mobiliária doméstica, a implantação do regime de metas de inflação e a influência dos fatores externos, com destaque para a crise financeira internacional de 2008, que tem um papel decisivo na análise, dado que originou medidas de política monetária expansionistas adotadas pelas economias centrais com o objetivo de combater os efeitos recessivos. Tais políticas expansionistas tiveram efeito fundamental nas mudanças dos padrões de liquidez internacional. Em especial, nos Estados Unidos, o pacote de medidas foi marcado pelo 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.

Para Barbosa (2006), as taxas de juros são historicamente elevadas no Brasil por um problema estrutural, decorrente do mecanismo de financiamento doméstico da dívida mobiliária. No começo dos anos 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 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 que 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 serve de lastro nas negociações no mercado aberto, pois, além de livre do risco de variação da taxa de juros, permite a criação de 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.

Nesse contexto, o mecanismo de financiamento da dívida mobiliária como determinante das taxas de juros também é analisado de forma crítica por Franco (2011), principalmente por ser considerado um “mercado cativo” para a rolagem da dívida pública. A dívida interna, concentrada em Letras Financeiras do Tesouro (LFTs), indexadas pela taxa Selic e quase sem risco de crédito, é rolada de forma automática entre os credores locais e funciona como uma quase-moeda indexada destinada a evitar a transferência da riqueza financeira da economia. Surge assim uma dependência mútua entre o Tesouro e a indústria de fundos mútuos, que tem como objetivo carregar a dívida pública, tal como se fosse composta por depósitos à vista remunerados.

Segura-Ubierno (2012) aponta o histórico de volatilidade e de acomodação em níveis persistentemente elevados da inflação como uma das razões para as elevadas taxas de juros reais brasileiras. Na década de 1970, a inflação anual era moderadamente elevada, com média de 30% ao ano, passando a patamares muito elevados nos anos 1980, com média anual de 200%, transformando-se em hiperinflação entre 1989 e 1994, com média de 1.400%. Nesse cenário, observou-se forte correlação entre elevadas taxas de inflação e elevadas taxas de juros reais, muitas vezes utilizada como único instrumento de combate à hiperinflação.

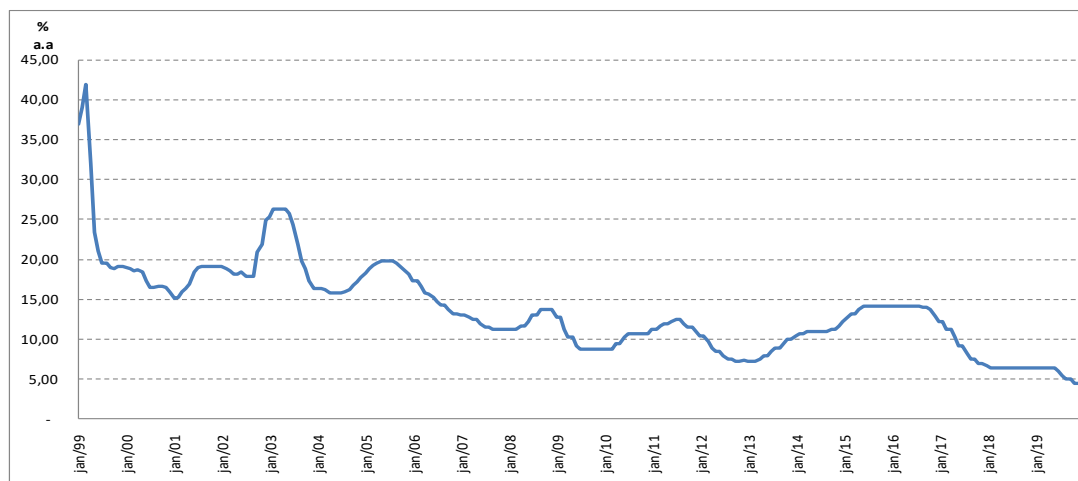
Ao analisar a queda do juro real no Brasil no intervalo de janeiro de 1997 a junho de 2012, Pessoa (2013) argumenta que a redução decorreu de um fenômeno cíclico, como consequência da crise financeira de 2008, que resultou em severas recessões nos países desenvolvidos. Além disso, a taxa de investimento 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 também respondeu a esse movimento de diminuição da taxa de investimento da economia.

Ainda em linha com a observação de possíveis causas para a queda da taxa de juros real, Gottlieb (2013) destaca a redução da taxa de juros nas principais economias desenvolvidas a partir de 2008 e transformações estruturais ocorridas na economia brasileira 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.

No tocante à importância do regime de metas de inflação, vale mencionar que, após a sua introdução, no início de 1999, a taxa Selic caiu de um patamar superior a 40% ao ano para atingir 15% em janeiro de 2001, conforme ilustrado na Figura 1.

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



Fonte: Elaborado pelos autores com base em Ipeadata.

De acordo com Barbosa-Filho (2008), o bom funcionamento do regime de metas foi um dos determinantes do recuo observado. De 1994 a 1998, a média anual da taxa básica real de juros foi de 21,9%. No período entre 1999 e 2006, a média recuou para 10,7%. Assim, no que se refere à redução da taxa de juros, Prado e Silva (2017) afirmam que as metas de inflação não representaram apenas uma regra rígida de política, mas uma estrutura de governança clara e transparente para a política monetária que permitiu às autoridades atuar de forma eficaz no controle da inflação, com ganhos no manejo das expectativas e na redução 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 naquele ano. Segundo Kindleberger e Aliber (2013), três elementos contribuíram para a crise. Em primeiro lugar, a política monetária empregada pelo Federal Reserve (Fed) no período que antecedeu 2007. A grande redução da taxa básica de juros dos EUA foi a resposta empregada pelo Fed para combater os efeitos da crise anterior, ocorrida em março de 2000, restrita ao âmbito local e chamada de crise “dot.com”. A partir de janeiro de 2001, a taxa de juros, que se encontrava em 6,5%, foi sendo gradualmente reduzida até chegar a 1,7% em 2002 e 1,5% em 2004. O aumento da liquidez estimulou a capacidade de consumo, resultando em forte impulso sobre a indústria de construção civil e o mercado hipotecário. Posteriormente, a desregulamentação dos mercados financeiros nos governos democrata e republicano de Bill Clinton e George W. Bush, respectivamente, contribuiu para o desmonte dos mecanismos de regulamentação e o surgimento de um mercado financeiro complexo, diversificado e pouco regulado, que continha as sementes ideais para a germinação da crise em 2007. Em terceiro lugar, em decorrência da desregulamentação, o mercado financeiro hipotecário e, em especial, os instrumentos de hipoteca, chamados de subprime, está relacionado com a bolha imobiliária e à crença de que os preços das moradias seguiriam uma tendência de alta indefinida.

Os primeiros efeitos surgiram a partir de 2007, marcado por sucessivas quebras financeiras e anúncios de prejuízos espetaculares ocorridos em prestigiosas casas de investimento ao redor do mundo. 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 economia brasileira, o contágio foi mais acentuado a partir do segundo semestre de 2008 e o Brasil, em particular, embora não estivesse no epicentro da crise, sentiu o contágio na forma de fuga de capitais, restrições de acesso a fontes externas de crédito, queda dos preços de commodities, pressão na taxa de câmbio e redução da taxa de juros. De acordo

com 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%. Uma 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%. Pela economia real, após 12 trimestres consecutivos de expansão, o PIB registrou contração de 3,4% no quarto trimestre de 2008 e de 1% no primeiro trimestre de 2009, 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 último trimestre de 2008 e teve uma queda adicional de 3,2% no primeiro trimestre de 2009, resultando numa queda acumulada de 12% nos dois primeiros trimestres após a eclosão da crise.

Os reflexos da crise global vistos anteriormente exigiram respostas da autoridade monetária brasileira. Ainda segundo 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 pontos percentuais da taxa Selic, de 13,75% em setembro de 2008 para 8,75% em julho de 2009. É nesse contexto, portanto, que este trabalho visa testar que o grande impacto na economia mundial, em especial nas condições de liquidez, tem contribuição para as trajetórias das taxas de juros à vista e futuras observadas no Brasil desde então.

#### 4. Metodologia

Diante da evidência de forte queda da taxa Selic entre 2008 e 2009, como reflexo dos desdobramentos da crise financeira de 2008, este estudo aplicou a metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR) com correção de erros (Modelo VEC). O modelo 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 autorregressão 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.

Uma das premissas dos modelos de regressão é a de que as séries sejam estacionárias. Uma série é estacionária se apresenta média e variância constantes 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 cointegradas. Se duas séries  $X_t$  e  $Y_t$  são cointegradas, significa que apresentam uma tendência estocástica igual ou comum, eliminada por meio da diferença  $Y_t - \theta X_t$ . 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. Pela combinação do VAR com o termo de correção de erros, surge o modelo 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  $\Delta Y_t$  e  $\Delta X_t$ . Para Vartanian (2010), a solução da cointegração é um fator determinante na solução de problemas relacionados a séries não estacionárias.

As variáveis utilizadas nesta pesquisa são descritas a seguir e foram selecionadas com o objetivo de entender a relação existente entre choques observados e variações nas taxas de juros Selic e DI-futuro. As séries têm frequência mensal e foram coletadas no período compreendido entre 2007 e 2019, relacionadas a seguir:

- i) taxa básica Selic, identificado por IR, representa 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. A série da variável foi obtida no BCB;
- ii) índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA), identificado por INFL, 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, além de utilizado pelo BCB como referência do sistema de metas de inflação. O IPCA teve como fonte o IBGE;
- iii) índice mensal dessazonalizado de atividade econômica, representado por IBC, visa medir a evolução contemporânea da atividade econômica do país. A série foi obtida no BCB;
- iv) risco-país, baseado nos títulos de dívida soberana emitidos pelo Brasil no mercado internacional, identificado como EMBI, calculado pelo JP Morgan, que calcula os retornos financeiros obtidos acima dos títulos emitidos pelo Tesouro americano (T-Bond), além de uma indicação do grau de confiança dos investidores em relação ao país. A fonte dos dados é o JP Morgan;
- v) taxa média futura de depósitos interfinanceiros de um dia, representado por F\_IR, tem como ativo subjacente a taxa média diária dos depósitos interfinanceiros e apresentam uma proxy da taxa de juros futuros, registram elevada liquidez e ausência de risco de crédito. A série foi obtida no BCB;
- vi) effective federal funds rate, a principal taxa de juros norte-americana, identificada como FFR, definida pelo Fed por meio do seu comitê de política monetária, equivalente à taxa Selic. É a taxa por intermédio da qual os bancos comerciais e outras instituições emprestam reservas excedentes a outros participantes do mercado interbancário. A fonte da série é o Federal Reserve;
- vii) indicador de dívida líquida do setor público, identificado como DEBT, representa a razão dívida/PIB, em %, referente ao fluxo acumulado em 12 meses e incorpora todas as instâncias de Governo (Federal, Estadual e Municipal). A razão dívida/PIB teve como fonte o IPEADATA;
- viii) taxa de câmbio real, representada por RER, refere-se à taxa de câmbio nominal ajustada pela diferença entre os níveis de preços praticados no mercado internacional e doméstico e é calculada pelo IPEA a partir de uma ponderação da participação da economia brasileira no intercâmbio comercial em relação aos principais parceiros comerciais. A fonte da série é o IPEADATA.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis apresentadas em nível e os resultados dos testes de normalidade. 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. Para a realização dos cálculos, testes e estimativas foram utilizados os softwares Gretl e Eviews.

**Tabela 1.** Estatísticas descritivas das séries

|                      | F-IR  | IR    | INFL  | FFR    | DEBT    | EMBI   | IBC    | RER    |
|----------------------|-------|-------|-------|--------|---------|--------|--------|--------|
|                      | (%)   | (%)   | (%)   | (%)    | (% PIB) | (b.p.) |        |        |
| <b>Média</b>         | 10,20 | 10,18 | 0,45  | 1,01   | 40,53   | 256,43 | 136,77 | 120,59 |
| <b>Mediana</b>       | 10,73 | 10,66 | 0,44  | 0,19   | 38,99   | 239,00 | 137,80 | 119,09 |
| <b>Máximo</b>        | 14,28 | 14,15 | 1,32  | 5,26   | 55,70   | 523,00 | 148,70 | 163,34 |
| <b>Mínimo</b>        | 4,45  | 4,40  | -0,23 | 0,06   | 30,00   | 142,00 | 119,44 | 91,41  |
| <b>Desvio padrão</b> | 2,61  | 2,65  | 0,28  | 1,42   | 7,59    | 78,74  | 7,30   | 17,25  |
| <b>Jarque-Bera</b>   | 8,40  | 7,94  | 11,44 | 120,93 | 11,76   | 57,12  | 8,77   | 7,33   |
| <b>Probabilidade</b> | 0,01  | 0,02  | 0,00  | 0,00   | 0,00    | 0,00   | 0,01   | 0,02   |
| <b>Observações</b>   | 156   | 156   | 156   | 156    | 156     | 156    | 156    | 156    |

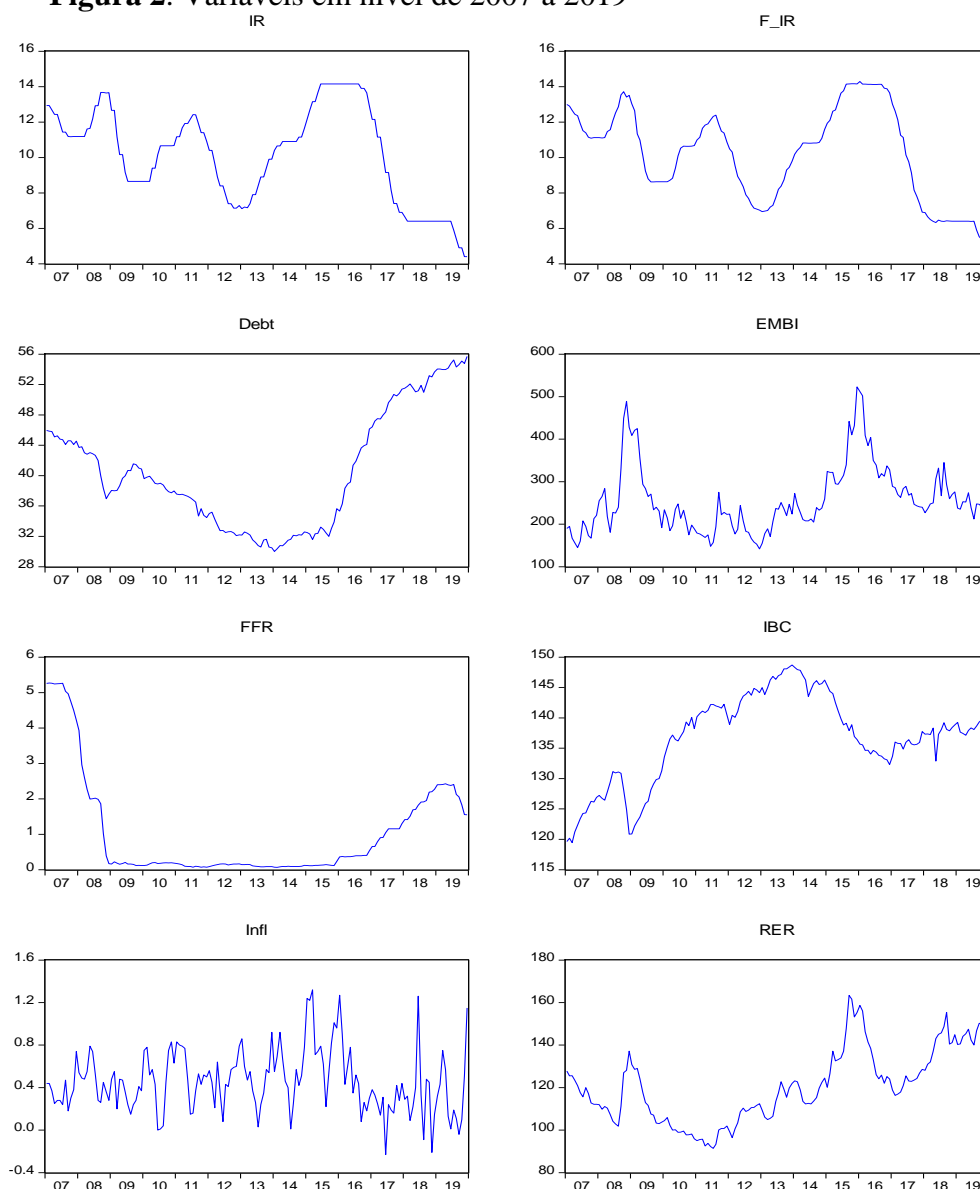
Fonte: Elaborado pelos autores.

Ainda de acordo com a Tabela 1, observa-se que a taxa de juros praticada no Brasil sempre foi elevada, quando comparada aos 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 de impeachment da Presidente Dilma Rousseff. Baseado na Tabela 1, o teste Jarque-Bera apontou para a ausência de normalidade nas variáveis testadas. A não normalidade dos resíduos em análises de séries macroeconômicas brasileiras é comum nos estudos que realizam o teste Jarque-Bera, como atestam Minella (2001), Pinheiro e Amin (2005) e Oreiro et al. (2006). O resultado do teste não impede a interpretação e análise dos dados porque as variáveis serão tratadas em primeira diferença no modelo VEC.

**Figura 2.** Variáveis em nível de 2007 a 2019



Fontes: BCB/IBGE/JP Morgan/Fed/Ipeadata. Elaborado pelos autores.

A Figura 2 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 queda da taxa Selic acompanhada, na mesma direção, pela taxa de juros futuros. 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 Rousseff, 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 Rousseff. Com o início do mandato presidencial de Michel Temer, a partir de 2017, verificou-se ligeira depreciação da taxa real de câmbio especialmente após o episódio em que ocorreu a divulgação de uma gravação com o então presidente da República, Michel Temer, com efeitos adversos no mercado acionário e de câmbio na data popularmente conhecida como o “Joesley Day”, que comprometeu a agenda futura de reformas, especialmente a reforma da previdência. 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.

Para avaliar a estacionariedade das séries usadas, considerado um procedimento anterior necessário aos testes de precedência, foram realizados os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller, conforme exibido na Tabela 2. Os procedimentos de identificação de raiz unitária foram realizados por meio do software Gretl com testagem de até 12 defasagens, considerando os componentes de intercepto e tendência. A coluna identificada como p-assintótico revela a probabilidade de não se rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Como é possível observar, apenas a série FFR (taxa de juros dos EUA) mostrou-se estacionária. Em contrapartida, e ainda de acordo com a Tabela 2, todas as demais séries se mostraram estacionárias em primeira diferença de acordo com o teste ADF.

**Tabela 2.** Testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

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

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos resultados do pacote econométrico Gretl.

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

Com base na Tabela 2, 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 solucionada a questão da não-estacionaridade das séries com a aplicação do modelo VEC, 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 autorregressivos. O aumento ou redução do número de defasagens pode acarretar em instabilidade e perda do poder preditivo. Para o modelo VEC foram aplicados dois critérios de seleção: Akaike (AIC) e Schwarz (SC) e foram realizados testes situados no intervalo entre 1 e 5 defasagens, pois um número exagerado implicaria 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 a partir de distintas estimativas de defasagens que alteraram a identificação de número de equações de cointegração. Os resultados são reportados na Tabela 3. Os testes para a escolha de defasagens são discutidos detalhadamente em Lutkepohl (1991).

**Tabela 3.** 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 pelos autores.

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 de 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 3 inclui a coluna com o número de equações de cointegração, segundo o teste de Johansen (1991). Durante o procedimento, mudou-se o número de equações de cointegração conforme o número de defasagens foi alterado. 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 Schwarz. Assim, o critério de Schwarz foi utilizado para a seleção do número adequado de defasagens que apontou o modelo VEC com uma defasagem como o mais adequado para a estimativa.

## 5. Resultados e Discussão

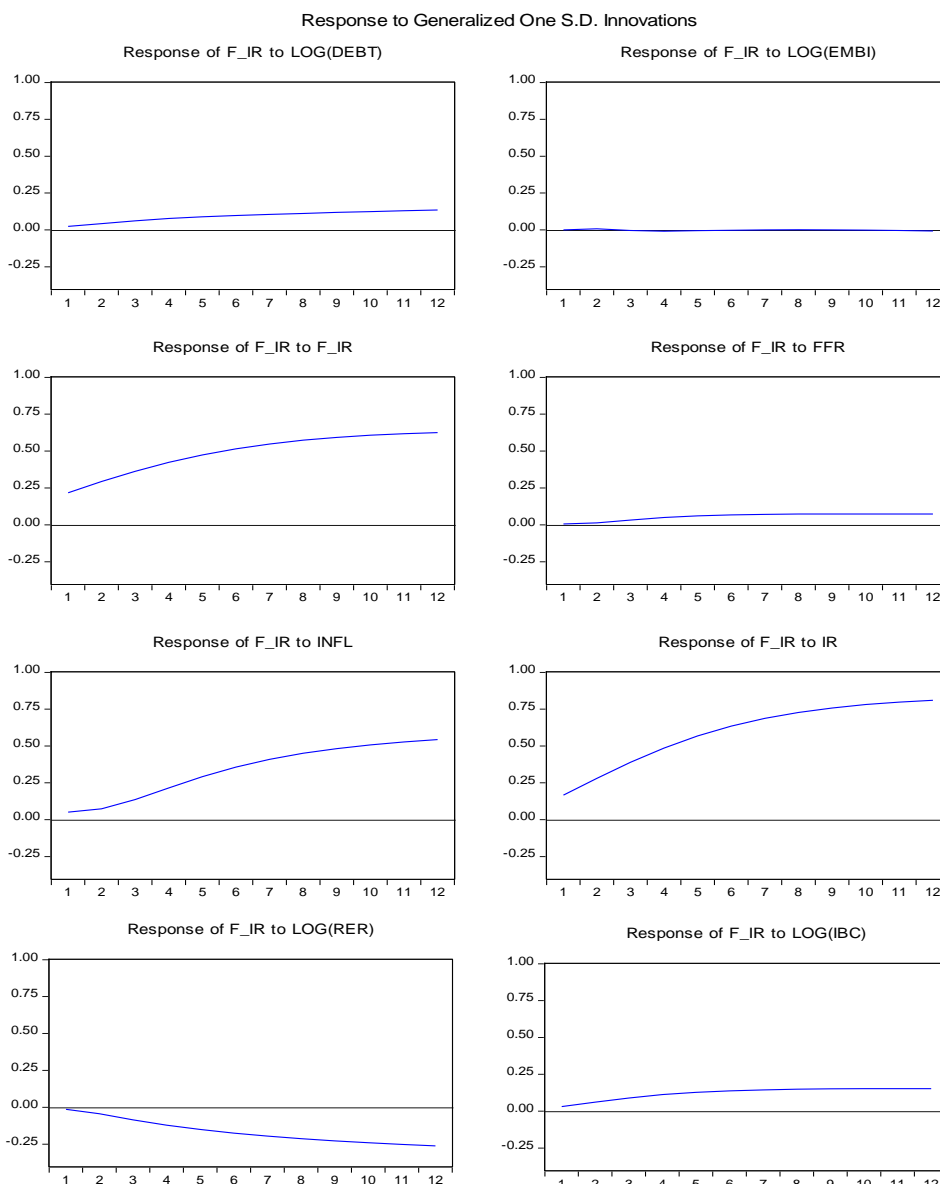
A interpretação inicial dos resultados das estimativas é feita por meio das Funções de Impulso Resposta Generalizadas (FIRs). As FIRs traçam o efeito acumulado de um choque em uma variável no valor das demais variáveis endógenas ao longo do tempo. As FIRs generalizadas devem ser utilizadas em modelagens 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.

Prado e Silva (2017) 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. A respeito da importância da FIR na compreensão de choques, Biagi et al (2008) apontam que 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.

Foram obtidas dezesseis FIRs, sendo simulados choques sobre duas variáveis: a taxa Selic e o DI-futuro. Nos eixos horizontais de cada gráfico, visualiza-se o movimento decorrente do choque até o décimo segundo mês. Os movimentos das variáveis após um choque devem ser interpretados como elasticidades

diante da transformação logarítmica das variáveis que não eram expressas em taxas e nas Figuras 3 e 4 estão representadas as reações da taxa DI futuro e da taxa Selic a choques nas variáveis, respectivamente.

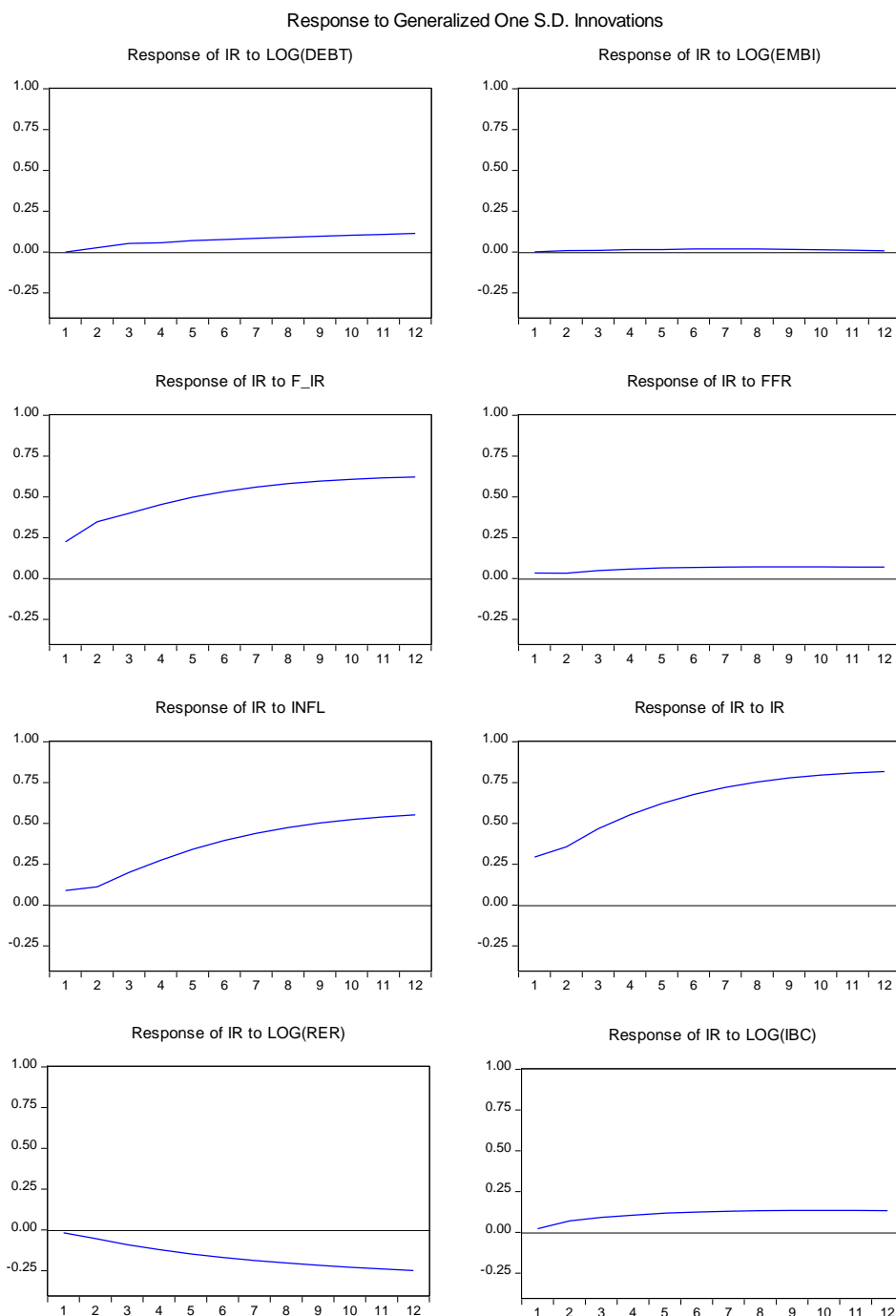
**Figura 3.** Resposta do DI-futuro a choques variáveis



Fonte: Elaboração própria com base no software EViews.

Com base na análise da trajetória 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. A resposta a choques na atividade econômica é positiva, mas menos intensa que os choques analisados anteriormente, padrão semelhante ao observado nos choques ocorridos na variável de endividamento público. Por fim, a resposta do DI-futuro é positiva a choques na taxa de juros dos EUA e os choques no risco-país registram efeito nulo sobre a taxa futura de juros.

**Figura 4.** Resposta da Selic a choques nas variáveis



Fonte: Elaboração própria com base no software EViews.

De modo geral, as respostas a choques da taxa Selic (Figura 4) são semelhantes aos verificados na 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 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.

Em complemento aos resultados obtidos pelas Funções de Impulso Resposta, é possível aprofundar a análise com aplicação dos testes de precedência estatística, conhecidos como causalidade de Granger. 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. 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 resultados dos testes de Granger aplicados neste estudo encontram-se nas Tabelas 4 e 5 e foram obtidos utilizando-se o software GRET. Tendo em mente a estacionariedade das séries, foram realizados os testes de defasagem baseados nos critérios de seleção disponíveis de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), visando encontrar o número ideal de defasagens. Com base nos números ótimos de defasagens selecionados, foram estimados modelos VAR para cada par de variáveis, com as variáveis em primeira diferença, com exceção da taxa de juros dos EUA que já era estacionária em nível.

**Tabela 4.** Teste de causalidade de Granger para a taxa Selic

| Variáveis      |                                       | Defasagens | Valor F | Valor-p | Significância |
|----------------|---------------------------------------|------------|---------|---------|---------------|
| FFR            | Não causalidade no sentido de Granger | 3          | 0,3246  | 0,8075  |               |
| $\Delta$ _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  | ***           |
| $\Delta$ _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 pelos autores com base no pacote econométrico Gretl.

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 4, 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. 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-Ubiergo (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 a política monetária determinada sem equilíbrio orçamentário intertemporal e resultando numa situação de dominância fiscal.

**Tabela 5.** 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  |               |
| $\Delta$ _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  | ***           |
| $\Delta$ _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 pelos autores com base no pacote econométrico Gretl.

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 5, o teste de causalidade indica precedência entre a taxa Selic e a taxa de juros futura ao nível de 1% de significância. Por outro lado, rejeita-se a hipótese de que choques na inflação causam impactos na taxa de juros futuros, a despeito do movimento observado anteriormente na FRI. 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 alguma variável não mostrou causalidade no sentido de Granger, não há invalidação da FIR estimada. Nesse sentido, o teste de causalidade de Granger constitui um reforço das análises decorrentes do modelo VEC. Complementarmente, é inequívoco afirmar que um período prolongado de taxas de juros internacionais próximas de zero é inédito na evolução dos mercados financeiros, o que também pode ter afetado a relação de choques e de precedência entre as variáveis analisadas no estudo.

## 6. Considerações Finais

O presente trabalho teve, 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 se sujeitarem aos efeitos defasados das próprias variáveis.

De acordo com as FIRs, os efeitos de choques na inflação sobre os juros são intensamente observados e corroboram as conclusões em Prado e Silva (2017) e Segura-Ubiergo (2012), denotando a sensibilidade da autoridade monetária às flutuações dos níveis de preços. Os efeitos de choques no nível de atividade econômica sobre os juros 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 das séries mostram um comportamento de desvalorização da taxa real de câmbio concomitante a uma tendência 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. Silva e Holland (2013) testaram 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.

Com relação às limitações deste estudo, vale mencionar 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, o que abre lacunas para estudos adicionais sobre a relação entre o mercado de juros doméstico e internacional.

## 7. 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](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.