



UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

Lucas Barros

TAXA DE JUROS ESTRUTURAL NO BRASIL: FUNDAMENTOS DOMÉSTICOS E
IMPACTOS DA ECONOMIA INTERNACIONAL

Rio de Janeiro

2021

Lucas Barros

TAXA DE JUROS ESTRUTURAL NO BRASIL: FUNDAMENTOS DOMÉSTICOS E
IMPACTOS DA ECONOMIA INTERNACIONAL

Trabalho de conclusão de curso apresentada ao Curso de Bacharelado em Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como requisito para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientadora: Professora Dra. Susan Schommer

Rio de Janeiro

2021

CIP - Catalogação na Publicação

BB277t Barros, Lucas
t Taxa de juros estrutural no Brasil: fundamentos
 domésticos e impactos da economia internacional /
 Lucas Barros. -- Rio de Janeiro, 2021.
 34 f.

 Orientadora: Susan Schommer.
 Trabalho de conclusão de curso (graduação) -
 Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto
 de Economia, Bacharel em Ciências Econômicas, 2021.

 1. Taxas de juros estruturais. 2. Economia
 internacional. I. Schommer, Susan, orient. II.
 Título.

Elaborado pelo Sistema de Geração Automática da UFRJ com os dados fornecidos pelo(a) autor(a), sob a responsabilidade de Miguel Romeu Amorim Neto - CRB-7/6283.

TAXA DE JUROS ESTRUTURAL NO BRASIL: FUNDAMENTOS DOMÉSTICOS E IMPACTOS
DA ECONOMIA INTERNACIONAL

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao
Instituto de Economia da Universidade Federal do
Rio de Janeiro, como requisito para a obtenção do
título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Rio de Janeiro, 12/17/2021.

SUSAN SCHOMMER - Presidente

Professora Dra. do Instituto de Economia da UFRJ

FRANCISCO EDUARDO PIRES DE SOUZA

Professor Dr. do Instituto de Economia da UFRJ

ANA LUIZA MARIA GUIMARÃES COELHO

Mestre em Economia pela UFRJ

AGRADECIMENTOS

Agradeço em primeiro lugar aos meus pais, ao meu irmão e aos meus amigos pelo apoio ao longo dos anos, sem o qual não poderia estar aqui.

Adicionalmente, deixo minha gratidão à UFRJ, cujo ambiente universitário fomentou meu desenvolvimento como economista.

RESUMO

As taxas de juros estruturais internacionais estiveram em trajetória decrescente nas últimas décadas. O Brasil, como pequena economia aberta, pode ser afetada direta ou indiretamente pelas alterações nessa variável. Para avaliar esse potencial efeito, bem como determinantes idiosincráticos domésticos, os juros estruturais de longo prazo foram estimados utilizando o método ARDL em uma regressão de fundamentos. Foram encontradas relações de longo prazo entre a variável explicativa e variáveis domésticas – a dívida pública, o saldo de crédito, o prêmio de risco-país e o crescimento potencial – e internacionais – os juros reais de longo prazo dos EUA e a poupança externa. Assim, políticas macroeconômicas que afetem as variáveis domésticas poderiam reduzir indiretamente os juros estruturais brasileiros. Por outro lado, alterações no âmbito da economia internacional também podem ter efeitos significativos sobre a trajetória dessa variável.

Palavras-chave: Taxas de Juros Estruturais; Poupança Externa; Juros Internacionais; ARDL.

ABSTRACT

International equilibrium interest rates have been in a descending trajectory through the last decades. Brazil, as a small open economy, could be affected directly or indirectly by changes in that variable. To assess this potential effect, as well as idiosyncratic domestic determinants, the long run equilibrium interest rates are estimated using the ARDL methodology in a fundamental regression. Long run relationships were found between the estimated variable and domestic variables – public debt, outstanding credit, country risk premium and potential output growth – and international ones – long run real yields from the US and foreign savings. Therefore, macroeconomic policies that affect the domestic variables could directly reduce structural interest rates. On the other hand, shifts at the international economics level also could have significant effects over the estimated variable's trajectory.

Palavras-chave: Equilibrium Interest Rates; Foreign Savings; International Interest Rates; ARDL.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Testes de Raiz Unitária – Variáveis em Diferenças	21
Tabela 2 - Resultados das estimações ARDL e UECM.....	22
Tabela 3 - Testes de cointegração	23
Tabela 4 - Multiplicadores de Longo Prazo dos Juros Reais	24

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Variáveis de Juros.....	18
Gráfico 2 - DBGG e Saldo de Crédito	19
Gráfico 3 - Poupança e Crescimento	20
Gráfico 4 - Taxas de Juros Brasileiras	26
Gráfico 5 - Diferencial de Juros Longos e Curtos no Brasil.....	27
Gráfico 6 – Contribuição de Variáveis Internacionais sobre os Juros.....	29
Gráfico 7 - Diferenciais de Crescimento.....	31

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	11
2.1	Taxa de juros estrutural brasileira	11
2.2	Efeitos da economia internacional	13
3	METODOLOGIA	14
4	ESTIMAÇÕES E RESULTADOS	18
4.1	Análise preliminar das variáveis	18
4.2	Resultados das estimações	21
4.3	Interpretação e análise	25
5	CONCLUSÃO	32
6	REFERÊNCIAS	33

1 INTRODUÇÃO

A partir da adoção do Regime de Metas de Inflação no Brasil, em junho de 1999, a taxa de juros se tornou o principal instrumento utilizado pelo Banco Central para controlar a inflação. A transmissão funciona, basicamente, de forma indireta: aumentos da taxa de juros impactariam negativamente a atividade econômica que, por sua vez, reduziriam a inflação. No entanto, para além da noção básica sobre política monetária, enunciada acima, é necessário tomar como referencial a taxa de juros estrutural da economia.

Essa variável inobservável – também chamada de taxa de juros natural, de equilíbrio ou neutra - seria definida como aquela consistente com o crescimento potencial do produto conjugado ao cumprimento da meta de inflação. A taxa de juros básica, por sua vez, definida pela autoridade monetária, oscilaria em torno dela, de acordo com o cenário econômico e as decisões de política. Os autores analisados, bem como os resultados encontrados, indicam que os juros estruturais brasileiros decresceram ao longo dos anos – em conclusões partindo de métodos e modelos econométricos variados.

Por outro lado, a economia internacional da última década foi caracterizada por estagnação econômica nos países desenvolvidos. A discussão e análise sobre suas causas levam à constatação de que há uma trajetória secular de redução dos juros de equilíbrio em países desenvolvidos, por razões demográficas, sociais e econômicas. Consequentemente, a política monetária poderia ter eficácia limitada na suavização dos ciclos econômicos.

Também é constatável que, a partir da década de 90, houve impulso à liberalização financeira e globalização econômica, tanto para emergentes quanto para desenvolvidos. Ciclos e mudanças estruturais na economia internacional são transmitidos entre países, seja por efeitos no comércio ou por meio das finanças internacionais. Portanto, o ambiente externo poderia atuar na redução dos juros internos de forma estrutural, em particular para o caso de pequenas economias abertas, como o Brasil usualmente é considerado. O tema pesquisado é inserido precisamente nesse ponto: tem como objetivo geral avaliar os impactos efetivos da economia internacional sobre os juros de equilíbrio brasileiros.

De forma mais específica, o primeiro passo será estimar econometricamente as taxas de juros estruturais no Brasil no período de 2004 a 2021. Para isso, o modelo econométrico da taxa de juros estrutural brasileira contra fundamentos explicativos será estimado pelo método *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL). Pelo método, também utilizado por Goldfajn e

Bicalho (2011) para estimação dos juros estruturais de longo prazo, as variáveis dependente e explicativas são defasadas utilizando ordens definidas especificamente para cada variável.

A partir disso, será verificado se houve tendência de redução estrutural dos juros, como estimado pelos autores referenciados. Nesse processo, serão analisados possíveis determinantes dessa trajetória, como eventuais alterações de políticas macroeconômicas que possam ter afetado o equilíbrio estrutural de poupança e investimento na economia, como um aumento consistente do endividamento público ou uma mudança na função de reação da autoridade monetária.

Em seguida, será avaliado se as variáveis relacionadas à economia internacional afetaram significativamente a variável estimada ao longo do período tratado. Caso uma relação de longo prazo significativa seja encontrada, pode ser indicativo de que a redução secular dos juros nas economias desenvolvidas – como os EUA, cujos juros reais de longo prazo serão incluídos entre as variáveis explicativas – possa ter sido transmitida, direta ou indiretamente, à variável doméstica. Consequentemente, será possibilitada a análise sobre as relações de longo prazo das variáveis explicativas com os juros estruturais brasileiros, que podem ter influenciado em direções opostas ou similares à redução estrutural dos juros no Brasil.

O modelo original de Goldfajn e Bicalho (2011), utilizado como ponto de partida para a estimação, separa as taxas de juros estruturais brasileiras entre curto e longo prazos. Os últimos são referentes aos equilíbrios fundamentais da economia e, portanto, adequam-se aos objetivos desta estimação. Na próxima seção, em um primeiro momento, autores diversos serão referenciados de forma a aprofundar a análise da trajetória dos juros estruturais, bem como elucidar as diferentes estimações realizadas e suas respectivas conclusões. Agregarão, ainda, para a inclusão de variáveis explicativas relevantes para a estimação, que serão modificações ao modelo original. Em seguida, os aspectos referentes à economia internacional serão avaliados, à luz da literatura recente sobre a estagnação econômica e a trajetória secular de redução dos juros em economias avançadas. Dessa maneira, também serão utilizados como base para a inclusão de variáveis explicativas pertinentes, bem como para o embasamento da análise.

Na terceira seção, a metodologia adotada e as variáveis utilizadas na estimação do modelo serão descritos. O método econométrico de estimação será abordado, além do procedimento de cointegração das variáveis do modelo, que possibilitará a avaliação das relações de longo prazo em níveis e o processo analítico descrito ao longo desta introdução. Na sequência, as variáveis serão preliminarmente analisadas, tanto em relação às suas

trajetórias ao longo da janela temporal estabelecida, quanto no que se refere à estacionariedade das variáveis. A partir da estimação do modelo, os resultados serão expostos e interpretados, de forma que a validade das hipóteses levantadas possa ser definida.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Taxa de juros estrutural brasileira

Primeiramente, é necessário definir a variável taxa de juros estrutural – e qual sua importância na teoria econômica. De forma sucinta, é a taxa de juros que equaliza poupança e investimento, ou seja, compatível com crescimento do produto em linha com seu potencial, de maneira que estabiliza a inflação. Entretanto, a taxa de juros de política monetária com frequência desvia da taxa de juros estrutural. Esse desvio é relevante para a caracterização da política monetária, pois caso a taxa de juros de política esteja abaixo da taxa de juros estrutural, isso implica em política monetária expansionista. Consequentemente, a atividade econômica é estimulada por meio de diversos canais – como o de crédito ou o de expectativas –, o que, por sua vez, levaria à aceleração inflacionária. (MOREIRA e PORTUGAL, 2019)

No entanto, a taxa de juros estrutural não é uma variável observável e, dessa maneira, deve ser estimada para que o hiato de juros – o desvio da taxa de política em relação à estrutural – possa ser avaliado e, portanto, a política monetária. Ao longo das últimas décadas, diversas estimações da taxa de juros real estrutural brasileira foram realizadas, utilizando métodos distintos. Em geral, houve enfoque particular na análise de possíveis causas para seu elevado patamar histórico.

Bacha (2012), por exemplo, identificou na dívida pública brasileira uma variável que explicaria ao menos parte do alto nível da taxa de juros, em particular o diferencial em relação às taxas do resto do mundo. O autor estimou o diferencial entre os juros internacionais e domésticos, por meio de um modelo que incluiu os hiatos do produto no Brasil e no Mundo, a dívida pública brasileira – na métrica Dívida Líquida do Setor Público – e o próprio diferencial de juros defasado. Desde a publicação do texto, a dívida pública brasileira apresentou forte crescimento, o que poderia indicar pressão para elevação desse diferencial.

Arida, Bacha e Lara-Resende (2005) argumentam que as altas taxas de juros se dariam pela ‘incerteza jurisdicional’. Isso levaria à inexistência do mercado de crédito de longo prazo, pois os riscos da jurisdição brasileira fariam o crédito se limitar ao curto prazo. Ainda, a não-conversibilidade do Real elevaria as taxas de juros no mercado de crédito local. Ambos

os fatores levariam a menor fluxo de capitais e pressionariam para cima a taxa de juros reais estrutural. O aprofundamento financeiro, ou, ainda, o tamanho do mercado de crédito em relação à economia, portanto, poderiam ser fatores relevantes em sua determinação.

Já Bellas, Papaioannou e Petrova (2010) analisam outra questão, embora relacionada: a determinação dos *spreads* de títulos soberanos de países emergentes. Para isso, separaram o tema entre os efeitos de curto e de longo prazos de fundamentos macroeconômicos e de estresses no mercado financeiro. Como resultado, encontraram que os fundamentos são mais importantes para determinação de longo prazo dos *spreads*, enquanto o estresse nos mercados é mais significativo no curto prazo. Em particular, a dívida pública como proporção do PIB é um dos fundamentos mais relevantes. Além disso, estimaram que aumentos na inclinação da curva de juros americana – via *spread* entre T-bill de 3 meses e o T-bond de 10 anos – impactam o *spread* dos títulos de países emergentes e as condições financeiras dessas economias.

Goldfajn e Bicalho (2011), Barbosa et al. (2016), Moreira e Portugal (2019) e Silva (2019) fizeram estimações da taxa de juros real de equilíbrio no Brasil com variados métodos. Todos eles, entretanto, chegam à conclusão de tendência cadente da referida taxa desde o início do século, bem como da existente imprecisão da estimação, com amplos intervalos de confiança. Para os que estimaram-na mais recentemente, foi constatado que as taxas reais de juros haviam sido mantidas em níveis menores que os de equilíbrio durante o primeiro governo Dilma Rousseff. Isso teria levado, então, o produto a patamares acima do seu potencial e gerado pressões inflacionárias a partir de 2014.

O modelo utilizado por Goldfajn e Bicalho (2011), com regressão de fundamentos, porém, é adequado para os objetivos do projeto, dado que os fatores de longo prazo são segregados daqueles que impactariam mais significativamente o curto prazo. O modelo utiliza a taxa de juros real ex-ante como variável dependente e encontrou que ela é explicada por fundamentos: prêmio de risco país, crédito e dívida pública, ambos em proporção do PIB. As 3 variáveis afetariam com defasagens o juro real, e teriam contribuído para sua diminuição no período de estimação. Nos resultados, dívida pública e prêmio de risco país impactariam positivamente no juro real, de forma que um aumento em alguma dessas variáveis corresponderia, após alguns períodos, em elevações do juro real. Por outro lado, o crédito proporcional ao produto teria efeitos negativos sobre a variável explicada.

Isso é condizente com a teoria econômica, dado que elevações da dívida pública e do risco-país implicariam em maiores taxas de juros nos títulos públicos. O aumento da incerteza e a maior oferta de títulos no mercado estruturalmente teriam consequências de longo prazo.

O crédito, apesar de teoricamente ter impactos positivos no curto prazo, representaria, de acordo com os autores, o aprofundamento financeiro a longo prazo, com efeitos sobre a eficiência alocativa e, conseqüentemente, sobre a poupança.

Posteriormente, Moreira e Portugal (2019) expandiram o modelo com variáveis de economia internacional, dado que o Brasil é uma economia aberta pequena influenciada por alterações macroeconômicas nas economias avançadas e de maior porte. O presente trabalho adotará um modelo similar, incluindo variáveis como o crescimento potencial brasileiro e as taxas de juros internacionais, mas com a adição de outras variáveis, utilizadas e indicadas em outras estimações. Dessa forma, a taxa de juros real estrutural brasileira será estimada como variável que depende de fundamentos macroeconômicos internos, como a dívida pública e a importância do mercado de crédito, mas também é afetada por variáveis relacionadas à economia internacional, como a poupança externa e os juros internacionais.

2.2 Efeitos da economia internacional

Uma das discussões centrais da macroeconomia até 2020 era a lenta recuperação dos países desenvolvidos pós-2008. O conceito de estagnação secular foi adotado como uma das possíveis explicações a esse fenômeno. De acordo com essa hipótese, fatores seculares e estruturais haviam reduzido a eficácia da política monetária ao mesmo tempo em que criaram pressões deflacionárias e de limitação do crescimento. Summers (2014) e Summers (2015) estabeleceram a fundamentação teórica e empírica, com enfoque nos aspectos do lado da demanda que haveriam causado a estagnação econômica.

Sinteticamente, fatores seculares teriam reduzido a taxa de juros real estrutural das economias desenvolvidas, de forma que, na última década, teriam alcançado patamares negativos. Os textos elencam, primordialmente, as seguintes variáveis:

- Crescimento populacional declinante e envelhecimento da população, que levam a aumento da propensão a poupar;
- Distribuição de renda mais desigual, que aumenta a propensão média a poupar, dada a maior concentração nas faixas de renda superior;
- Redução dos preços relativos dos bens de capital, o que reduz a propensão a investir, dado que, *ceteris paribus*, investimentos poderiam ser realizados com menor gasto e endividamento;
- Aumento das regulações macroprudenciais no setor financeiro, que restringiram a concessão de crédito e elevaram a demanda por ativos livres de risco;

Como resultado, dado o limite inferior da taxa de juros nominal – o Zero Lower Bound -, seria improvável que as autoridades monetárias pudessem definir políticas que retornassem as economias ao pleno emprego dos fatores, pois a taxa de juros de política não poderia ser estabelecida em patamares estimulativos. Ainda, dificilmente essas economias poderiam alcançar, durante esse cenário, crescimento econômico sustentado e sem instabilidades financeiras. A tendência de redução da taxa de juros estrutural pode ser constatada tanto por estimações diretas como pela observação indireta de longas séries temporais de taxas de juros, como as que remuneram os títulos públicos americanos.

Um ponto que pode ser levantado, e que interessa diretamente para os objetivos deste trabalho, é a transmissibilidade desse fenômeno internacionalmente, sob a perspectiva de estagnação secular em uma economia aberta. Esse questionamento é abordado em Eggertsson et al. (2016). De acordo com o texto, os fluxos de capitais transmitem os ciclos econômicos entre os países, de forma que um cenário de estagnação secular levaria a aumento dos fluxos de capitais a outros países – mais notadamente, os emergentes. O aumento dos fluxos de capitais, então, se traduziria em poupança externa maior para essas economias.

Consequentemente, a taxa real de juros necessária para equilibrar poupança e investimento – a taxa estrutural -, diminuiria. Ao mesmo tempo, o movimento contrário ocorreria para as economias estagnadas: as saídas de capitais aumentariam as taxas reais de juros estruturais e aliviariam a estagnação. Dessa forma, duas variáveis poderiam ser utilizadas para auferir os efeitos da economia internacional sobre os juros reais estruturais no Brasil: a própria taxa de juros internacional e a poupança externa, sendo esta definida como o saldo em transações correntes do Balanço de Pagamentos com o sinal trocado. Ou seja, a necessidade de financiamento externo da economia.

3 METODOLOGIA

Conforme abordado ao longo da seção anterior, diversas variáveis podem ser utilizadas para explicar a evolução das taxas de juros reais estruturais no Brasil. Dentre elas, foram escolhidas aquelas mais frequentemente indicadas como importantes na estimação da variável dependente, em particular nas estimações por regressão de fundamentos, realizadas por Godlfajn e Bicalho (2011) e por Moreira e Portugal (2019). Além disso, também foram incluídas as que apresentam relação causal teórica direta entre aspectos da economia internacional e a variável dependente. Dessa forma, os juros reais estruturais de longo prazo

no Brasil seriam explicados pelos seguintes fundamentos, assumindo o caso de uma pequena economia aberta:

- Prêmio de risco-país;
- Dívida pública em proporção do PIB;
- Saldo de crédito em proporção do PIB;
- Crescimento potencial do PIB brasileiro;
- Poupança externa em proporção do PIB;
- Juros reais de longo prazo dos EUA;

Todas as variáveis utilizadas para estimação do modelo foram incluídas em periodicidade trimestral, o que leva a um total de 68 períodos, desde o início da janela temporal, no 3º trimestre de 2004, ao final, no 2º trimestre de 2021. Como *proxy* dos juros reais de longo prazo dos EUA, será utilizada a taxa média de longo prazo dos títulos do Tesouro americano indexados à inflação, calculada pelo Federal Reserve e disponibilizada em sua plataforma FRED. A taxa é calculada com base na média dos *yields* de compra das TIPS com maturidade maior que 10 anos. Dessa maneira, é uma medida de juro real de longo prazo dos EUA. Outra variável relacionada às finanças internacionais é o prêmio de risco-país como medido no EMBI+ pela J.P. Morgan, também utilizada por Goldfajn e Bicalho (2011) e por Moreira e Portugal (2019) e obtida no Ipeadata.

No caso da dívida pública, a Dívida Bruta do Governo Geral será utilizada. A variável abrange a totalidade do endividamento das esferas governamentais – União, estados e municípios -. Pela disponibilidade em séries longas – e, portanto, adequado para a janela temporal adotada -, a variável calculada pela métrica antiga será usada. Ou seja, a DBGG inclui toda a carteira de títulos do Tesouro sob custódia do Banco Central do Brasil, ao invés de considerar apenas as operações compromissadas realizadas com títulos públicos. Portanto, a variável assemelha-se à calculada pelo FMI, que também inclui a totalidade da carteira sob custódia da autoridade monetária.

Para o crédito, o saldo total da carteira de crédito será usado, como medido pelo Banco Central. O indicador mostra o saldo total, no final do período, das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional. É uma medida abrangente, pois inclui tanto operações de crédito direcionado quanto de crédito livre. Ambas as variáveis – crédito e DBGG -, estão como proporção do PIB acumulado em 12 meses, calculado a partir do PIB mensal divulgado pelo Banco Central.

O crescimento potencial brasileiro, por sua vez, foi calculado a partir da variação do PIB na comparação de trimestre contra trimestre de mesmo período do ano anterior. Com os resultados, o Filtro HP foi utilizado, na frequência de $\lambda = 1600$. Já a poupança externa, definida como a necessidade de financiamento externo da economia, foi encontrada a partir dos dados do saldo em transações correntes do Balanço de Pagamentos, disponibilizados no Ipeadata. A variável dependente, por sua vez, foi o rendimento real dos títulos públicos **NTN-B 2045** que, no caso, é o título público de longo prazo com rendimentos reais de maior histórico e ainda em circulação. O início dos dados da variável y se dá no 3º trimestre de 2004, pois foi o período em que começou a ser emitido e, justamente por isso, marca o início da janela temporal adotada na presente estimação. Dessa forma, todas as variáveis estão definidas com periodicidade trimestral e presença ao longo de todo o período tratado.

Como usual para estimações com séries temporais, as variáveis foram testadas para não-estacionariedade ou presença de raiz unitária. Para isso, foram aplicados 5 testes: KPSS; Phillips-Perron; ADF com $k = 4$; ADF com $k = 1$; e ADF com $k = 0$. O teste KPSS tem como hipótese nula a estacionariedade, ou seja, um p-valor significativamente baixo levaria à rejeição da hipótese nula, o que implica na provável não-estacionariedade da variável. Os outros 4 testes utilizados, por outro lado, tem como hipótese nula a presença de raiz unitária. Dessa forma, conclui-se que, com um p-valor significativamente baixo, a série temporal provavelmente não apresentaria raiz unitária e seria, portanto, estacionária.

O método que será utilizado para estimação do modelo é o ARDL – *Autoregressive Distributed Lag*, que possibilita estimações consistentes a partir de uma quantidade limitada de dados. As variáveis explicativas, em geral, afetam a variável dependente com defasagens, na medida em que alteram o equilíbrio fundamental da taxa de juros real de longo prazo. Dessa maneira, não há relação causal direta entre a variável dependente e as explicativas, o que torna viável a utilização deste método, pois não exige a incorporação de equações referentes às variáveis explicativas. Além disso, o ARDL possibilita a diferenciação de defasagens entre as diversas variáveis do modelo, de forma que a estimação da variável explicativa pode ser otimizada.

A estimação por ARDL também permite avaliar a cointegração, seguindo a metodologia de Pesaran et al. (2001), que poderia ocorrer entre variáveis com integrações de ordens diferentes. O modelo deve ser um ARDL $(1, qX_1, \dots, qX_n)$, em que há ao menos uma defasagem da variável dependente no lado direito da equação estimada, e as ordens seguintes dizem respeito à defasagem específica de cada variável explicativa. Após a estimação desse modelo, os testes de diagnóstico usuais devem ser aplicados, para que a correta especificação

seja encontrada. Logo, deverá ser avaliado se o modelo é homocedástico e não apresenta autocorrelação nos resíduos. Além disso, neste trabalho, a estacionariedade dos resíduos será testada, pois poderá evidenciar possibilidade de cointegração e reforçar a utilização das estimações.

Com a correta especificação do modelo, um UECM – *Unrestricted Error Correction Model*, ou modelo de correção de erros irrestrito - será estimado a partir do ARDL, em que são incluídas variáveis em diferença. O passo seguinte é a realização do teste dos limites – chamado de *bounds test* na literatura –, em que uma Estatística T – para o UECM - e uma Estatística F - para o ARDL original - são computadas e comparadas com limites superiores e inferiores. Caso as estatísticas ultrapassem os limites superiores, o p-valor do teste será significativamente baixo, de forma que a hipótese nula de ausência de cointegração poderá ser rejeitada. Do contrário, com as estatísticas abaixo dos limites inferiores, a hipótese nula não poderá ser rejeitada significativamente. Com a identificação de cointegração, ou seja, de relação de longo prazo das variáveis em níveis no modelo, os multiplicadores de longo prazo serão calculados. Portanto, os coeficientes de longo prazo do método ARDL com cointegração serão:

$$E = \frac{\sum_{k=0}^q \beta_{t-k}}{\sum_{k=1}^q \alpha_{t-k}}$$

Em que:

- E é o coeficiente de longo prazo de uma determinada variável independente;
- k é a defasagem da variável;
- q é o total de defasagens da variável;
- β é o coeficiente de curto prazo da variável explicativa na defasagem $t - k$.
- α é o coeficiente da variável dependente na defasagem $t - k$, no modelo de curto prazo;

A relação de longo prazo, em níveis, poderá ser escrita, então, no seguinte formato:

$$Y = \beta_0 + \beta_n X_n$$

Em que Y é a variável dependente, β_0 é a constante da equação e o último termo é a multiplicação entre os coeficientes de longo prazo e as variáveis explicativas. Os coeficientes podem ser interpretados como a elasticidade da variável dependente em relação às alterações

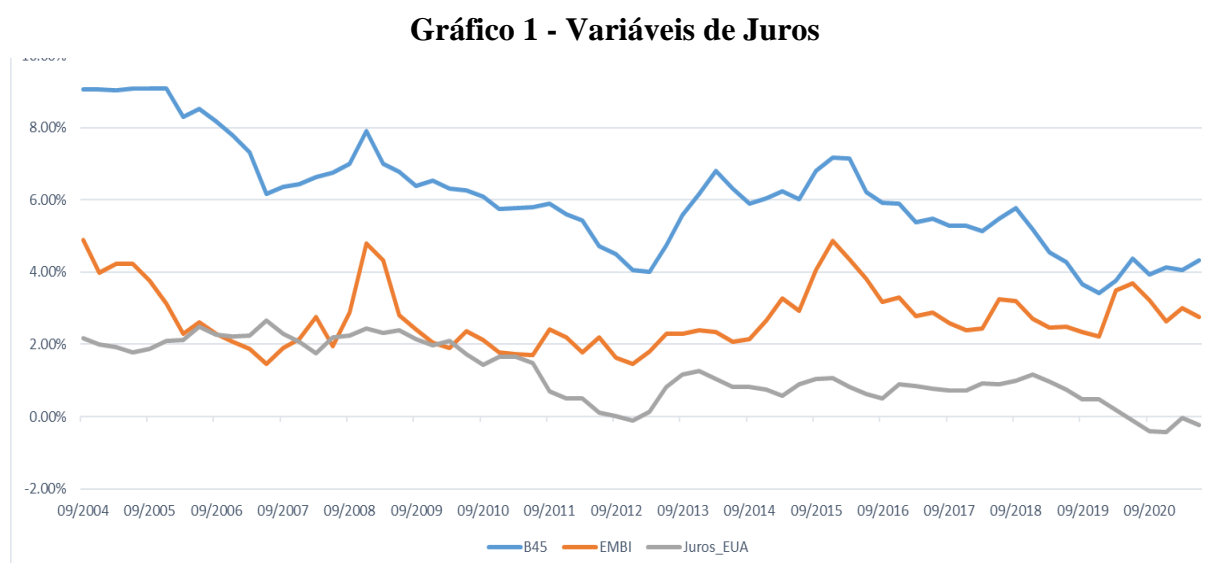
na variável independente. Essa relação de longo prazo será a utilizada para cálculo da taxa de juros estrutural brasileira, bem como para as avaliações a respeito da relevância das variáveis para a estimação.

Serão estimadas diferentes variantes do modelo, omitindo e incluindo variáveis, para que a significância das variáveis possa ser avaliada isolada e conjuntamente. A taxa de juros real brasileira será calculada a partir dos coeficientes estimados para cada variante do modelo. Com isso, a média – como estimativa de tendência central - desses diferentes resultados será a taxa de juros real estrutural de longo prazo. Esta será, então, comparada com as movimentações da taxa de juros real de política monetária – a Selic real ex-ante – para que, conjuntamente ao hiato da taxa de juros, o posicionamento de política monetária possa ser avaliado, inclusive em relação à variação do nível de preços nos períodos.

Em seguida, as variáveis de economia aberta serão incluídas na análise. Utilizando os multiplicadores de longo prazo dos modelos, os efeitos sobre o equilíbrio dos juros estruturais brasileiros de alterações na poupança externa e nos juros internacionais serão avaliados. Dessa maneira, buscará ser avaliada a hipótese levantada por Eggertsson et al. (2016), mencionada na seção anterior, de que a poupança externa poderia transmitir reduções estruturais dos juros. Por fim, para definição das defasagens utilizadas, diversos modelos serão estimados, sendo escolhidos aqueles que apresentarem o menor AIC.

4 ESTIMAÇÕES E RESULTADOS

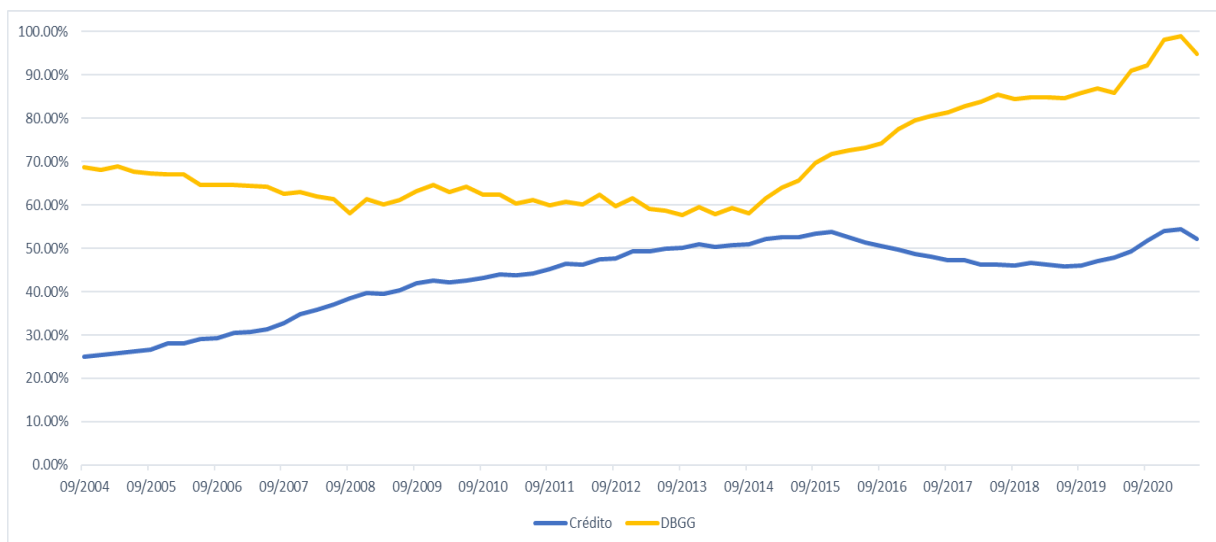
4.1 Análise preliminar das variáveis



Fontes: FRED, Ipeadata e STN. Elaborado pelo autor.

No Gráfico 1 acima, em laranja está o prêmio de risco-país EMBI+, enquanto que os juros americanos de longo prazo estão em cinza e os rendimentos reais da NTN-B 45 em azul. As 3 variáveis apresentam variações frequentes, mas algumas tendências podem ser identificadas. Nas variáveis brasileiras – juros reais e risco-país -, ocorreu uma tendência de redução das taxas, que durou até 2013. Duas tendências menores a sucederam, a primeira de alta, até 2016, e a seguinte de queda, até o final do período. No caso dos juros internacionais, períodos de estabilidade – de 2006 a 2008 e de 2014 a 2018 - foram sucedidos por movimentos de redução – de 2008 a 2013 e a partir de meados de 2018. Em geral, há períodos em que ocorrem movimentos similares entre as variáveis. Como, por exemplo, os apresentados entre a crise de 2008 e a crise econômica brasileira de 2015-16. Momentos de queda e estabilização nos juros internacionais foram acompanhados pelo juros real de longo prazo brasileiro, embora, por definição, em magnitudes distintas.

Gráfico 2 - DBGG e Saldo de Crédito



Fontes: Ipeadata e BCB. Elaborado pelo autor.

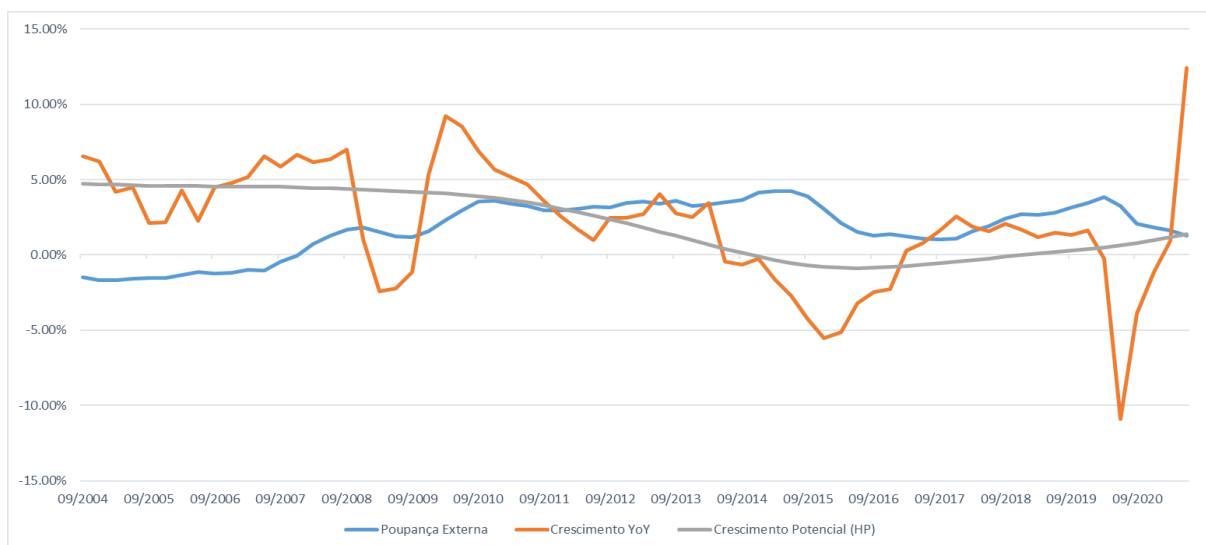
No gráfico acima, o Saldo de Crédito em proporção do PIB está em azul, enquanto a Dívida Bruta do Governo Geral está em amarelo. As séries apresentam tendências ocorridas em períodos similares. Ambas as séries iniciaram uma longa tendência – de alta, no caso do crédito e de baixa no caso da dívida líquida – que terminou apenas 10 anos depois, em 2015. Entre 2008 e 2009, com a breve recessão brasileira durante a crise financeira global, a DBGG foi elevada em, aproximadamente, 5 pontos percentuais. No restante do período, a tendência

de redução gradual da dívida bruta perdurou, embora em ritmo mais lento que anteriormente à crise.

A partir de 2014, no caso da DBGG, e de 2015, no caso do crédito, as tendências inverteram, com contundente aumento da dívida e contração do saldo de crédito da economia. Em geral, ocorreram movimentos em direções contrárias entre as duas variáveis. Há duas exceções relevantes para isso, durante o período apresentado: de 2014 a meados de 2015 e entre o 2º semestre de 2019 e o ano de 2020. No primeiro intervalo, isso ocorreu pela dinâmica de política econômica no final daquele ciclo, com aumentos de gastos públicos e do

Gráfico 3 - Poupança e Crescimento

crédito direcionado por bancos públicos. No segundo intervalo, a dívida bruta continuou a alta, principalmente a partir de 2020, com a resposta de política econômica à crise da pandemia, enquanto o mercado de crédito não-bancário teve relevante crescimento no período. Ademais, as séries não apresentam sazonalidade.



Fonte: Ipeadata. Elaborado pelo autor.

No gráfico acima, a Poupança Externa está em azul, enquanto o crescimento do PIB está em laranja e o crescimento potencial em cinza. A poupança externa apresenta tendência gradual de elevação do início do período até 2015. Na mesma janela temporal, o crescimento potencial brasileiro foi reduzido, do patamar de 5% até níveis ligeiramente negativos. O fim do ciclo das *commodities*, poucos anos após a crise financeira global, pode ter afetado diretamente ambas as variáveis, com redução da demanda global e das exportações brasileiras. Com a crise doméstica entre 2015 e 2016, as importações foram reduzidas, o que reduziu o déficit em transações correntes e, portanto, a poupança externa.

Durante a estimação dos modelos, foi avaliado que os efeitos de algumas das variáveis estruturais foram mais significativos com a utilização de defasagens. Logo, a variável Poupança Externa foi utilizada com defasagem de 1 período, enquanto a DBGG e o Crédito tiveram defasagens de 2 períodos. Em todas as variáveis os 5 testes de raiz unitária foram aplicados sobre as variáveis em 1ª diferença. Para todas as variáveis, a maioria dos testes indicaram estacionariedade e ausência de raiz unitária, o que possibilita que sejam definidas como I(1) em níveis. Dessa maneira, serão utilizadas em níveis para a estimação do modelo e a cointegração será posteriormente avaliada.

Tabela 1 - Testes de Raiz Unitária – Variáveis em Diferença

Testes/Variáveis	B45	EMBI	DBGG	Crédito	Juros EUA	Poup. Ext.	Cresc. Potencial
PP	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.92
KPSS	> 0.10	> 0.10	> 0.10	> 0.10	> 0.10	> 0.10	> 0.10
ADF 4	0.01	0.02	0.12	0.24	0.01	0.04	0.09
ADF 1	0.01	0.01	0.01	0.11	0.01	0.01	0.01
ADF 0	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.65

4.2 Resultados das estimações

O método utilizado para estimação inicial do modelo é o ARDL, conforme detalhado na seção de Metodologia, utilizando as variáveis em nível. Diversas variações do modelo foram estimadas, com avaliação da possibilidade de cointegração de acordo com a metodologia de Pesaran et al. (2001), pela aplicação do teste dos limites. Para especificação das defasagens de cada variável, foram escolhidas as equações que apresentaram menor AIC. Dessa maneira, as combinações de variáveis foram estimadas e testadas. Ao todo, seis equações apresentaram possibilidade de cointegração no teste dos limites. Todas as outras que foram testadas tiveram p-valores que não possibilitaram a rejeição da hipótese nula do teste dos limites, seja no aplicado à estimação inicial do ARDL, seja no utilizado sobre o UECM. Na **Tabela 2**, estão os resultados das estimações, bem como dos testes de especificação aplicados.

Tabela 2 - Resultados das estimações ARDL e UECM

	Equações	1	2	3	4	5	6
	Variáveis						
ARDL	Constante	-0.0126 ()	-0.0117 (*)	0.0098 (**)	-0.0224 (*)	-0.0031 ()	0.0081 ()
	B45 t-1	0.6676 (***)	0.6666 (***)	0.6493 (***)	0.8088 (***)	0.7433 (***)	0.6518 (***)
	EMBI	0.5229 (***)	0.5219 (***)	0.4986 (***)	0.4889 (***)	0.4828 (***)	0.5023 (***)
	EMBI t-1	-0.1728 (*)	-0.1721 (*)	-0.1427 ()	-0.2295 (**)	-0.1979 (**)	-0.1459 ()
	Juros EUA	0.3755 (**)	0.3737 (***)	0.2548 (**)	0.3414 (***)	0.3197 (***)	0.2558 (**)
	Poupança Externa	-0.1347 (**)	-0.1323 (***)	-0.1379 (***)			-0.1453 (**)
	DBGG	0.0664 (**)	0.0669 (**)		0.0678 (**)	0.0761 ()	
	DBGG t-1	-0.0405 ()	-0.0413 (*)		-0.0388 ()	-0.0548 (***)	
	Crédito	0.0012 ()				-0.0219 (**)	0.0035 ()
	Cresc Potencial	-3.5902 (***)	-3.5755 (***)	-1.9402 (***)	-2.7272 (***)	-2.7419 (***)	-1.9273 (***)
	Cresc Potencial t-1	3.6074 (***)	3.5901 (***)	1.9359 (***)	2.7695 (***)	2.729 (***)	1.9306 (***)
	UECM	Equações					
Variáveis							
Constante		-0.0126 ()	-0.0117 ()	0.0098 (**)	-0.0224 (*)	-0.0031 ()	0.0081 ()
B45 t-1		-0.3324 (***)	-0.3334 (***)	-0.3507 (***)	-0.1913 (***)	-0.2567 (***)	-0.3482 (***)
EMBI t-1		0.35 (***)	0.3498 (***)	0.3559 (***)	0.2594 (***)	0.2849 (***)	0.3564 (***)
Juros EUA		0.3755 (***)	0.3737 (***)	0.2548 (**)	0.3414 (***)	0.3197 (***)	0.2558 (**)
Poupança Externa		-0.1347 (**)	-0.1323 (***)	-0.1379 (***)			-0.1453 (**)
Crédito		0.0012 ()				-0.0219 ()	0.0035 ()
Cresc Potencial t-1		0.0172 ()	0.0147 ()	-0.0042 (***)	0.0423 (**)	-0.0129 ()	0.0033 ()
DBGG t-1		0.026 (*)	0.0256 (*)		0.0289 ()	0.0213 ()	
d(EMBI)		0.5229 (***)	0.5219 (***)	0.4986 (***)	0.4889 (***)	0.4828 (***)	0.5023 (***)
d(DBGG)		0.0664 (**)	0.0669 (**)		0.0678 (**)	0.0761 (***)	
d(Cresc Potencial)	-3.5902 (***)	-3.5755 (***)	-1.9402 ()	-2.7272 (***)	-2.7419 (***)	-1.9273 (***)	
Resultados	Equações						
	Resultados						
	R ² ajustado ARDL	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96
	R ² ajustado UECM	0.57	0.57	0.51	0.51	0.53	0.51
	Breusch-Pagan	0.95	0.93	0.69	0.63	0.79	0.69
	Breusch-Godfrey	0.37	0.37	0.20	0.57	0.36	0.21
Ljung-Box	0.45	0.45	0.31	0.59	0.43	0.32	

*** Significativo a 1%

** Significativo a 5%

* Significativo a 10%

Todas as 6 equações

tiveram resultados nos testes de especificação que não rejeitaram as hipóteses nulas. Ou seja, no caso do teste Breusch-Pagan, não foi possível rejeitar a hipótese nula de ausência de homocedasticidade, enquanto que, nos casos dos testes Breusch-Godfrey e Ljung-Box, não foi possível rejeitar a hipótese de ausência de correlação serial nos resíduos. Consequentemente, há evidências iniciais de que os modelos estão bem especificados.

Nos resultados da Tabela 2, o Crédito não apresentou significância para explicar a variável dependente nas equações 1 e 6. Na equação 5, entretanto, em que foi incluído conjuntamente à DBGG, teve coeficiente significativamente negativo. Apesar dos resultados não retratarem as relações de longo prazo, isso é consistente com os resultados de Goldfajn e

Bicalho (2011), que apontaram impactos negativos sobre os juros reais brasileiros a partir dessa variável. Em tese, o aumento do grau de alavancagem da economia de fato poderia ter

Tabela 3 - Testes de cointegração

efeitos positivos sobre a taxa real de juros. Entretanto, o crescimento do mercado de crédito doméstico pode ser associado ao aprofundamento financeiro, que elevaria a eficiência alocativa da poupança e, portanto, poderia reduzir os juros estruturalmente.

Equações	1	2	3	4	5	6
Testes						
Bounds test f	0.03	0.00	0.01	0.07	0.07	0.05
Bounds test t	0.07	0.04	0.02	0.20	0.19	0.04
ADF 0	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
ADF 4	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
PP	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
KPSS	> 0.10	> 0.10	> 0.10	> 0.10	> 0.10	> 0.10

Para avaliar a possibilidade de cointegração entre as variáveis em níveis no modelo, a ferramenta principal foi a aplicação dos testes dos limites, sendo o teste T aplicado ao UECM e o teste F ao ARDL original. Além disso, os testes Phillips-Perron, KPSS e ADF – com $k = 0$ e $k = 4$ – foram aplicados sobre os resíduos das estimações. Em tese, caso houvesse cointegração, os resíduos da estimação seriam estacionários, sem presença de raiz unitária. Apenas as 6 equações que tiveram evidências de cointegração foram incluídas nas tabelas 2 e 3 pois, caso contrário, haveria presença de regressões potencialmente espúrias. Em geral, apenas as equações que continham, dentre as variáveis, o prêmio de risco-país, os juros reais americanos, o crescimento potencial brasileiro e ao menos uma outra variável estrutural apresentaram evidências de cointegração pelo teste dos limites. Esse resultado mostra a relevância da inclusão dessas 3 variáveis na estimação dos juros reais estruturais do Brasil.

Todas as 6 equações tiveram resultados nos testes de raiz unitária ou estacionariedade que não indicaram presença de raiz unitária ou ausência de estacionariedade nos resíduos. Ademais, as equações 1, 2, 3 e 6 tiveram p-valores suficientemente baixos de forma que a hipótese nula de ausência de cointegração, nos testes dos limites, pudesse ser rejeitada – seja no teste T, seja no teste F. No entanto, as equações 4 e 5, embora tivessem a referida hipótese nula rejeitada a 10% de significância pelo teste F, não a tiveram pelo teste T. Apesar disso, dado que os resíduos de fato apresentaram estacionariedade pelos 4 testes utilizados, é possível considerar a existência de evidências em prol da possibilidade de cointegração. Por consequência, continuaram incluídas no rol de equações cointegradas.

Tabela 4 - Multiplicadores de Longo Prazo dos Juros Reais

Equações	1	2	3	4	5	6
Variáveis						
Constante	-0.0379 ()	-0.0351 ()	0.0278 (***)	-0.117 ()	-0.0121 ()	0.0232 ()
EMBI	1.0531 (***)	1.0492 (***)	1.0148 (***)	1.3565 (***)	1.1099 (***)	1.0237 (***)
Juros EUA	1.1297 (***)	1.1208 (***)	0.7266 (***)	1.785 (***)	1.2457 (**)	0.7346 (***)
Poupança Externa	-0.4054 (**)	-0.3969 (***)	-0.3933 (***)			-0.4173 (***)
DBGG	0.0781 ()	0.0768 (*)		0.1512 (*)	0.0832 ()	
Crédito	0.0037 ()				-0.0852 (*)	0.01 ()
Cresc Potencial	0.0518 ()	0.044 ()	-0.0121 ()	0.2213 ()	-0.0503 ()	0.0096 ()

*** Significativo a 1%

** Significativo a 5%

* Significativo a 10%

A elasticidade dos juros reais a cada variável explicativa utilizada está na Tabela 4, de acordo com cada equação estimada. O prêmio de risco-país e os juros reais americanos tiveram significância e valores positivos, o que é condizente com a literatura abordada na seção de Revisão Bibliográfica. Um aumento do EMBI+ Brasil ou dos juros reais de longo prazo dos EUA levariam a elevações nos juros reais estruturais brasileiros. Dessa forma, a trajetória cadente dos juros americanos poderia ter impactado nos juros reais brasileiros, dado que o Brasil é uma pequena economia aberta.

Na visão de finanças internacionais, dado que os juros americanos são os que apresentam menor risco, afetariam diretamente os juros de uma economia emergente, como o Brasil. Isso pode ser empiricamente constatado, por exemplo, nas reduções de juros entre 2009-11, no episódio do *taper tantrum* entre 2012-13, e durante o ajuste gradual de política monetária dos EUA, entre 2018-19. O prêmio de risco-país, por outro lado, evidenciaria a aversão a risco dos investidores quanto a investimentos em países emergentes e, especificamente, no Brasil. De fato, em episódios de aguda incerteza quanto à economia internacional ou brasileira, ou a respeito da futura trajetória fiscal do país, verifica-se a elevação dos prêmios de risco, concomitante à abertura dos rendimentos dos títulos públicos de variados prazos. Como em Barbosa et al. (2016), haveria uma combinação entre os prêmios de risco e os juros americanos que refletiria o rendimento dos juros futuros em prazos menores.

No entanto, a prazos longos, como é o caso tratado, outras variáveis – com efeitos estruturais sobre o equilíbrio entre poupança e investimento – devem ser consideradas. O resultado para o Crédito é similar ao apresentado anteriormente: significativo apenas na equação 5 e com valor negativo. No entanto, com a inclusão do Crédito, a DBGG perde

significância, embora continue com valores positivos em todas as equações. Em geral, considerando todas as estimações, a desalavancagem da economia e reduções da dívida bruta do governo geral contribuiriam significativamente para que os juros reais brasileiros diminuíssem. O crescimento potencial, por outro lado, apesar de ter relevância para estimação das equações cointegradas, não apresentou significância em seus multiplicadores de longo prazo.

A elasticidade dos juros reais estruturais de longo prazo à poupança externa, por sua vez, apresentou significância em todas as equações em que a variável explicativa foi incluída. Além disso, foi negativo, o que é consistente com a hipótese teórica traçada em Eggertsson et al. (2016). Consequentemente, funcionaria como elo direto de transmissão das condições econômicas internacionais para a estrutura econômica brasileira. A redução do ritmo de crescimento internacional – consistente com o cenário de estagnação secular, relevante hipótese levantada durante o ciclo econômico anterior – poderia levar a aumentos do déficit em transações correntes. Dessa maneira, haveria maior necessidade de financiamento externo do balanço de pagamentos, o que elevaria a poupança externa e, pelos resultados das estimações, impactaria negativamente os juros reais estruturais.

4.3 Interpretação e análise

Nesta subseção, os resultados das estimações serão utilizados para avaliar o posicionamento de política monetária ao longo dos últimos ciclos econômicos brasileiros. Além disso, a contribuição de variáveis internacionais à trajetória dos juros reais estruturais de longo prazo será analisada, também a partir das respectivas elasticidades encontradas e avaliadas na subseção anterior. Para a primeira análise, além das variações do IPCA acumuladas em 1 ano, a Selic Real Ex-Ante será incluída, cujo cálculo foi feito a partir das expectativas de inflação para 12 meses à frente, divulgadas pelo BCB.

Gráfico 4 - Taxas de Juros Brasileiras

Fonte: Ipeadata. Elaborado pelo autor.

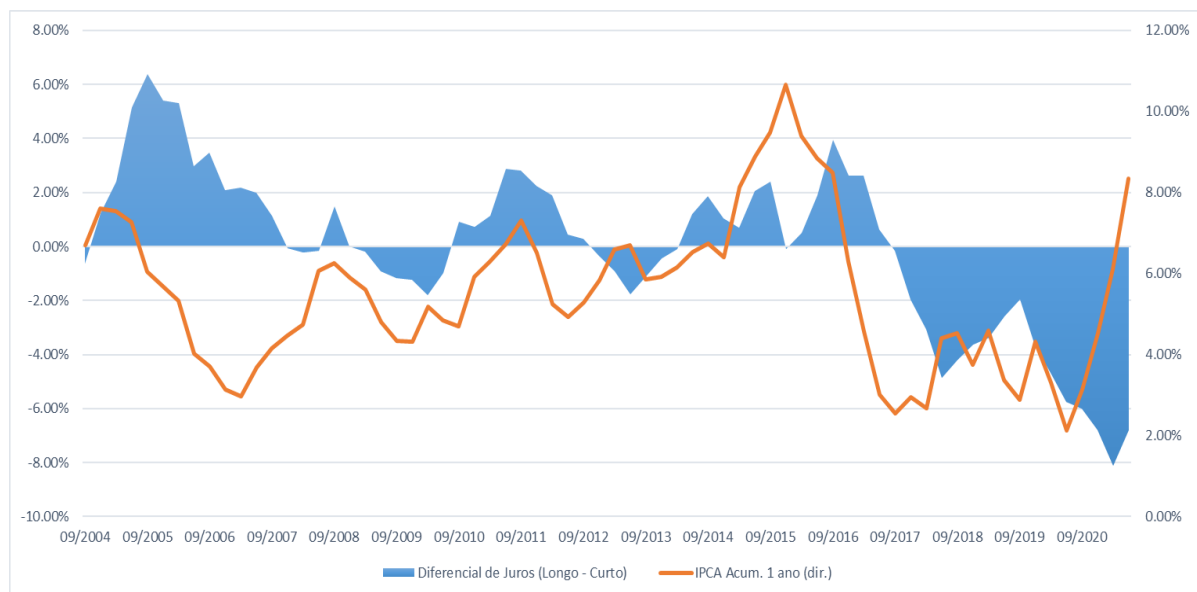
No Gráfico 4, a mediana das taxas de juros estruturais – calculadas a partir do produto entre os coeficientes de longo prazo e as respectivas variáveis explicativas – é a linha destacada em preto. O intervalo das estimações, que é a área sombreada em cinza, denota os mínimos e máximos das taxas estruturais estimadas para cada período. Em verde, por sua vez, está a taxa Selic Real Ex-Ante. É possível notar que há, em geral, movimentos convergentes ao longo do período entre 2005 e 2015. Houve uma trajetória de redução de ambas as taxas de 2005 a 2012, com repiques pontuais que mantiveram a tendência decrescente. Entre 2013 e 2015, no período de ajustamento da economia brasileira e crise da política da Nova Matriz Econômica, as taxas retornaram aos níveis apresentados em 2008, com juros estruturais próximos a 6,5%.

Entretanto, a partir de 2016 e até o final do período avaliado, houve uma relação contrária entre as variáveis. Enquanto a Selic Real decresceu até entrar em patamares negativos no início de 2020, os juros estruturais tiveram reduções limitadas e graduais. Embora tenha alcançado próximo a 4,5% ao final de 2019, o que poderia ser creditado como possível resultado do ajustamento fiscal gradual, terminou a janela temporal avaliada em aproximadamente 5,5%. Movimentos similares foram identificados em Silva (2019) e Barbosa et al. (2016), embora a partir de janelas ou modelos distintos.

Em suma, embora a conjuntura econômica a partir de 2017 de fato ensejasse uma política monetária expansionista, alterações estruturais que reduzissem a taxa real de

equilíbrio persistentemente não tiveram o mesmo ritmo. Entre o 2º semestre de 2018 e o final de 2019, houve uma redução aguda, de 200 pontos-base, em linha com a continuidade do ajuste fiscal gradual, como a implementação da reforma da Previdência Social. A Selic Real, no 2º semestre de 2019, retomou o movimento de queda, a partir do ciclo de reduções da taxa básica de juros pelo Banco Central. No entanto, a redução dos juros estruturais foi parcialmente revertida durante a pandemia, com elevação de aproximadamente 100 pontos-base durante o período, em razão, particularmente, do aumento da DBGG – na ordem de 10% do PIB. Ao mesmo tempo, a Selic Real adentrou em patamares negativos, aprofundando os

Gráfico 5 - Diferencial de Juros Longos e Curtos no Brasil



Fonte: Ipeadata. Elaborado pelo autor.

estímulos da política monetária.

O Gráfico 5 demonstra, de forma mais clara, os desvios de política monetária ao longo do período avaliado, a partir da comparação do diferencial entre os juros estruturais estimados e a Selic Real Ex-Ante, cujo resultado é a área sombreada de azul. Dessa forma, um diferencial de juros positivo indicaria uma política monetária contracionista, enquanto valores negativos significam expansionismo monetário. Há, de maneira relevante, 3 períodos em que a política monetária brasileira esteve estimulativa, por essa métrica: 2009 a 2010; 2012 a 2014; e de 2017 ao final do período. Janelas temporais semelhantes foram identificadas também em Barbosa et al. (2016), Silva (2019) e Moreira e Portugal (2019).

Durante o 2º semestre de 2008, com o aprofundamento da crise financeira global, os juros tiveram uma rápida e relevante elevação, com as alterações do equilíbrio de poupança e investimento no período de alta incerteza. A partir do ano seguinte, as variáveis apresentaram

normalização e a taxa de juros básica tornou-se estimulativa, na medida em que a política econômica brasileira passou a ser expansionista – seja pelo lado fiscal, seja pelo próprio monetário – como resposta à retração da demanda agregada. A rápida recuperação brasileira suscitou a contração monetária até o início de 2012. Nesse momento, há uma alteração relevante de política econômica.

Do início da janela temporal avaliada, no 2º semestre de 2004, ao 1º semestre de 2012, o diferencial de juros acompanhou os movimentos do IPCA acumulado em 12 meses, ocasionalmente com alguma defasagem. Isto é, em geral, o diferencial de juros tornava-se maior quando a economia apresentava pressões inflacionárias, e tornava-se menor quando a inflação arrefecia. Entre 2012 e 2013, porém, essa relação não se configurou. Enquanto o IPCA acelerava – ultrapassando o teto da meta de inflação no 1º semestre de 2013, a 6,7% -, o diferencial de juros tornava-se menor e mais estimulativo. Essa relação também foi encontrada em Silva (2019). Esse posicionamento de política monetária fez parte das políticas da Nova Matriz Econômica, que incluíam, ainda, o estímulo ao crédito direcionado e subsidiado a partir de bancos públicos, além de incentivos ao consumo e maiores gastos com infraestrutura. A política econômica amplamente expansionista foi adotada a despeito da economia próxima ao pleno emprego dos fatores – o que se evidencia também no Gráfico 5, com a aceleração inflacionária.

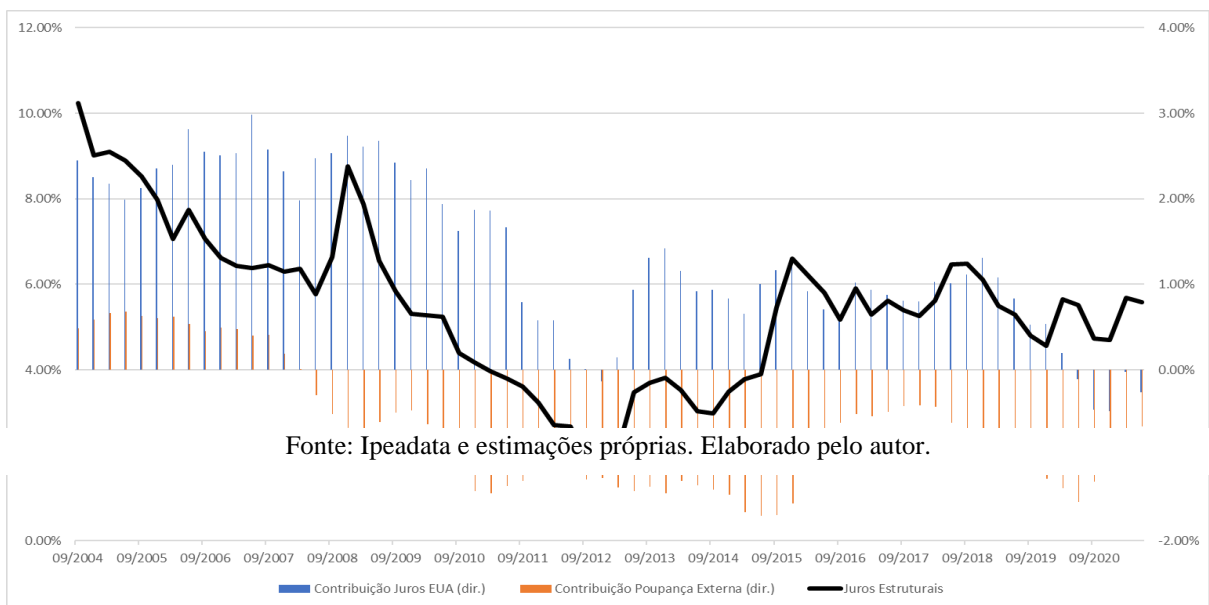
Em razão do equilíbrio instável, a economia brasileira entrou em recessão a partir do 2º trimestre de 2014, o crédito contraiu e a dívida pública foi fortemente expandida – como já visto no Gráfico 2. O colapso das expectativas e o aumento da incerteza, sobretudo em relação à sustentabilidade fiscal, alteraram o equilíbrio macroeconômico de poupança e investimento. Dessa maneira, seria necessário que o Banco Central elevasse os juros, apesar da perspectiva negativa do crescimento, de forma a compensar a elevação dos juros estruturais – que foi iniciada ainda no 1º trimestre de 2013 – e conter a alta da inflação.

A autoridade monetária brasileira, de forma a conter as pressões inflacionárias – que persistiram até 2016 -, manteve o diferencial de juros em patamar contracionista durante aproximadamente 3 anos: de 2014 a 2017. A partir desse último ano, a política monetária voltou a ser expansionista. As pressões inflacionárias já haviam arrefecido, o que resultou em IPCA acumulado em 12 meses ao final de 2017 em 2,95%: 0,05 pontos percentuais abaixo do intervalo inferior da meta. Ao mesmo tempo, o crescimento econômico era limitado, o que permitiu que o diferencial de juros atingisse os patamares mais estimulativos da janela temporal avaliada.

Moreira e Portugal (2019), em análise considerando dados até 2018, levantaram a hipótese de que o ritmo de redução da taxa básica de juros pode ter sido excessivamente gradual. Como resultado, isso contribuiria para a diminuição acentuada da inflação e poderia levar a reduções agudas da taxa de juros nos períodos à frente. De fato, a julgar pela trajetória da taxa de juros básica, do hiato de juros e da própria inflação, a hipótese é condizente com os resultados. Inicialmente, em 2017, como já comentado, a inflação fechou o ano abaixo do intervalo inferior da meta. Nos anos seguintes, porém, a inflação manteve-se mais próxima da meta. Entre 2019 e o início da pandemia de Covid-19, houve um novo ciclo de ajuste monetário, durante o qual o hiato de juros tornou-se mais estimulativo. A perspectiva de estabilidade do equilíbrio macroeconômico, dado o ainda baixo crescimento econômico e a

Gráfico 6 – Contribuição de Variáveis Internacionais sobre os Juros

continuidade do ajuste gradual das contas públicas, permitiu a referida redução de juros enquanto a inflação estava controlada.



A análise da trajetória dos juros estruturais brasileiros pode ser complementada pela avaliação dos efeitos das variáveis internacionais. No Gráfico 6, as contribuições à taxa de juros estrutural, a cada período, pelos juros reais americanos de longo prazo e pela poupança externa estão incluídas pelas colunas azuis e laranjas, respectivamente. Ambas as variáveis resultam do produto da respectiva elasticidade de longo prazo pela variável explicativa específica. Como se trata de um equilíbrio de longo prazo, é viável analisar os movimentos tendenciais, para além de eventuais flutuações de curto prazo.

Dessa forma, há uma relativa estabilidade na contribuição dos juros americanos do início da janela temporal até o final de 2008, com oscilações pontuais a curto prazo. Após a crise financeira global, as respostas de política monetária americana levaram ao fechamento das taxas de juros, em particular, nesse caso, nas de longo prazo, afetadas diretamente pelas políticas de compras de ativos. O afrouxamento quantitativo – ou *quantitative easing* – foi direcionado aos ativos financeiros de forma a reduzir as taxas de juros ao longo de toda a curva de juros americana. Aos efeitos técnicos da atuação da autoridade monetária poderiam ser acrescentadas as hipóteses relacionadas à tendência de redução estrutural dos juros nos EUA, abordadas na seção de Revisão Bibliográfica.

Com isso, o efeito sobre os juros estruturais brasileiros foi negativo até o início de 2013. Pela trajetória, portanto, os juros reais de longo prazo dos EUA podem ser um importante fator para explicar a redução dos juros estruturais brasileiros entre 2010 e 2013. A partir daquele ano, porém, com a comunicação de eventual redução de políticas estimulativas pela autoridade monetária americana, tanto os juros reais americanos quanto os juros estruturais brasileiros tiveram altas. Essa alteração, como já comentado anteriormente, não foi acompanhada pelo Banco Central do Brasil, que manteve a taxa de juros básica em patamares expansionistas.

Entre 2014 e 2018, por outro lado, se estabeleceu um novo equilíbrio para os juros reais americanos – um equilíbrio, nota-se, abaixo do apresentado anteriormente à crise de 2008, o que reforça a trajetória descendente de longo prazo. A partir de 2019 e até o final da janela temporal, de acordo com as dinâmicas de final de ciclo que afetaram a economia americana, bem como a reação à crise da pandemia de Covid-19, ocorreram novas reduções continuadas. Os juros reais americanos, dessa vez, se mantiveram em patamares negativos por diversos períodos. Consequentemente, os juros estruturais brasileiros foram sequencialmente reduzidos durante o ano de 2019, o que possibilitou o ajuste da taxa básica de juros, dado o cenário doméstico permissivo a essas alterações – tal qual comentado sobre os Gráficos 4 e 5. No restante do período, porém, a elevação da dívida pública conteve os efeitos sobre os juros estruturais brasileiros.

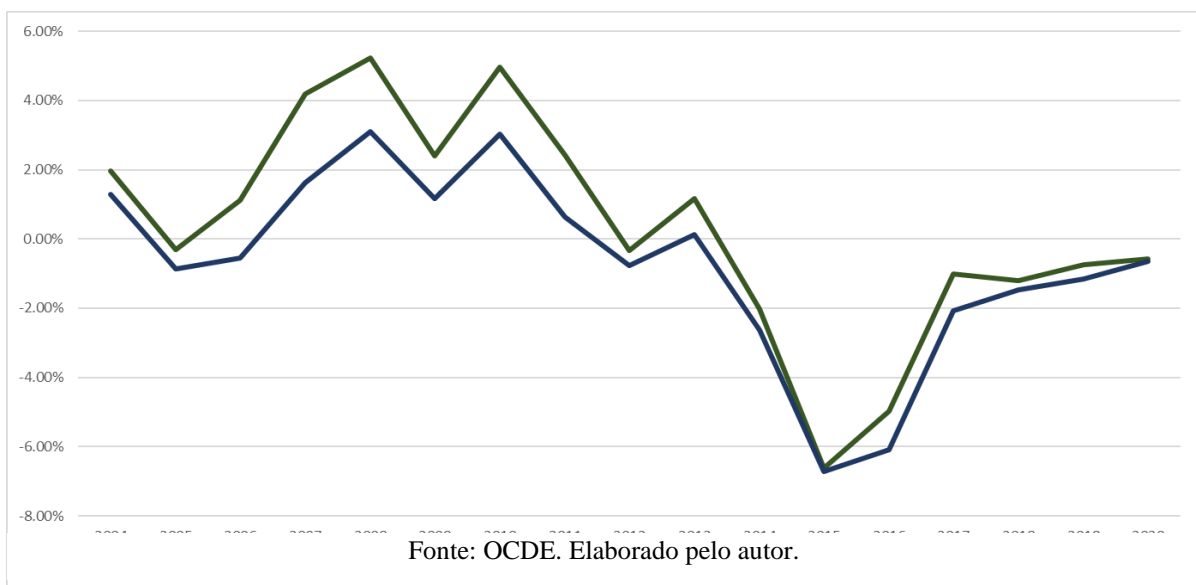
A poupança externa, por sua vez, teve uma trajetória ascendente do início da janela temporal até 2010, o que se traduziu em contribuições crescentemente negativas aos juros estruturais brasileiros. Os juros acompanharam esse movimento, com redução tendencial até o final de 2012, momento em que a poupança externa já apresentava-se em patamar estabilizado, no qual oscilou limitadamente durante os 3 anos seguintes. A partir do 2º trimestre de 2008, durante o qual a economia internacional já apresentava instabilidades, a

poupança externa esteve positiva em todos os períodos seguintes na janela temporal avaliada, com contribuições negativas aos juros estruturais brasileiros.

A persistência da poupança externa positiva ao longo dos anos que sucederam a crise de 2008 poderia ser interpretada, ao menos parcialmente, pela hipótese explicitada em Eggertsson et al. (2016). De acordo com os autores, a estagnação secular, que poderia ter afetado contundentemente a economia americana no ciclo econômico de 2009-2020, poderia ser transmissível internacionalmente. Dessa maneira, países que não estivessem afetados diretamente pela estagnação teriam elevações da poupança externa. As alterações resultariam, portanto, em um novo equilíbrio entre poupança e investimento, com uma taxa de juros estruturalmente menor.

A economia brasileira, no período entre 2009 e 2013, como já abordado, apresentou crescimento enquanto diversos países do mundo tinham resultados limitados. O Gráfico 7 mostra os diferenciais de crescimento entre a economia brasileira e a americana - em verde - e em relação ao crescimento global - em azul -, calculados a partir dos dados anuais disponibilizados pela OCDE. Com a demanda externa em baixo crescimento, houve aumento do déficit em transações correntes e, portanto, da necessidade de financiamento do Balanço de Pagamentos por aumento da poupança externa. A partir de 2014, porém, a economia iniciou período de ajustamento interno - não representando, portanto, contribuições positivas relevantes ao crescimento econômico internacional. Gradativamente, então, a poupança externa foi diminuída, com redução dos efeitos negativos sobre os juros estruturais brasileiros.

Gráfico 7 - Diferenciais de Crescimento



A partir de 2018, com a recuperação da economia, houve alguma reversão desse processo, embora o crescimento tivesse se mantido em patamares historicamente baixos. No entanto, isso significou a minimização do diferencial de crescimento: o crescimento brasileiro aproximou-se do global e do americano. O aumento da poupança externa no período foi um fator adicional pela redução dos juros estruturais brasileiros entre 2018 e 2019, além dos já mencionados anteriormente. Portanto, a hipótese levantada por Eggertsson et al. (2016), sobre a transmissibilidade da estagnação – e de juros menores – pode apresentar validade em casos de diferencial de crescimento positivo ou, ao menos, limitado. Nesses episódios, o país seria uma fonte de crescimento e, como consequência, receberia poupança externa – com os efeitos consequentes sobre seus juros estruturais. As evidências avaliadas são limitadas, mas ligeiramente favoráveis, dadas a instabilidade brasileira na década de 2010 e a persistência dos efeitos sobre os juros estruturais a partir da poupança externa.

5 CONCLUSÃO

A estimação por meio do método ARDL teve alguns resultados similares aos de Goldfajn e Bicalho (2011), como os impactos positivos da dívida pública e do prêmio de risco-país sobre as taxas de juros estruturais brasileiras. Além disso, o coeficiente de longo prazo referente ao saldo de crédito da economia foi significativo e negativo em uma das equações estimadas. Esse resultado também é consistente com o que havia sido encontrado no trabalho acima citado, que empregou a interpretação de que o crescimento do crédito como proporção do PIB evidenciaria o aprofundamento financeiro – o que implica, por consequência, em maior eficiência alocativa e, dessa forma, em redução das taxas de juros de forma estrutural.

O EMBI+ Brasil teve coeficientes e resultados consistentes com a definição da variável, pois a elevação do risco-país deveria levar a aumentos do prêmio exigido para financiamento da dívida pública e, conseqüentemente, a maiores taxas de juros. Os juros reais americanos também apresentaram consistência pois, em geral, além de significativos, os coeficientes foram maiores que 1. Isso é coerente com uma interpretação de que, pela caracterização brasileira de economia emergente, suas taxas de juros seriam maiores que as de economias avançadas, bem como sensíveis a alterações nas condições financeiras internacionais. A poupança externa, por sua vez, demonstrou resultados compatíveis com as postulações teóricas de Eggertsson et al. (2016), com significância dos coeficientes negativos.

Ou seja, os juros reais estruturais de longo prazo apresentam elasticidade negativa à poupança externa, que funciona como transmissor da economia internacional.

A evolução histórica dos juros estruturais de longo prazo do Brasil pôde ser relacionada com a trajetória secular de redução estrutural dos juros nas economias avançadas – em particular, no caso das estimações realizadas, dos juros americanos. A relação de longo prazo entre as variáveis indica a possibilidade de transmissão direta das condições financeiras internacionais. Assim, reduções significativas das taxas de juros reais de longo prazo nos EUA levariam a condições financeiras de maior liquidez internacional, o que favorece economias emergentes e modifica o equilíbrio entre poupança e investimento – com efeitos consequentes sobre a taxa de juros estrutural dessas economias.

É acrescentado a esse fator justamente a relação de longo prazo entre a poupança externa e os juros estruturais. Como abordado ao longo das seções anteriores, a hipótese de transmissibilidade dos juros internacionais por meio dessa variável apresenta razoabilidade e, pelos resultados, pode ter validade condicionada. Em casos no qual a pequena economia aberta apresentasse diferencial de crescimento positivo, ela receberia poupança externa em grau que possibilitasse a redução estrutural dos juros. Em tese, tais efeitos poderiam ser exacerbados justamente em episódios de condições financeiras internacionais positivas para economias emergentes, como durante o período de 2010 a 2015, em que de fato a poupança externa exerceu maior contribuição à redução dos juros estruturais de longo prazo do Brasil.

Dessa maneira, foram apresentadas algumas evidências que podem indicar a validade das hipóteses levantadas inicialmente, como a possibilidade de transmissão da trajetória dos juros internacionais ao Brasil. No decorrer da seção anterior, os resultados foram avaliados, em particular à luz das políticas econômicas adotadas pelos governos brasileiros ao longo dos anos, e também incluindo aspectos da economia internacional, quando pertinente à análise.

Houve, de fato, assim como diversos outros estudos já estimaram, tendência de redução estrutural dos juros. Esse processo não foi linear, com diversos fatores atuando em direções contrárias a cada período. Em certos momentos, as variáveis internacionais estiveram na mesma direção, contribuindo para a redução dos juros no Brasil. Em outros, as políticas macroeconômicas puderam exercer influências positivas para a redução dos juros estruturais, ou negativas, como durante o período de maior elevação recente da dívida pública, entre 2015 e 2017.

6 REFERÊNCIAS

ARIDA, P.; BACHA, E.; LARA-RESENDE, A. Credit, Interest, and Jurisdictional Uncertainty: Conjectures on the Case of Brazil. *In*: GIAVAZZI, Francesco; et al. (Org.). **Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1999 to 2003**. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 2005, cap. 8, p. 265-293.

BACHA, E. Além da Tríade: Como reduzir os juros?. *In*: _____. **Belíndia 2.0**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2012. p. 251-268.

BARBOSA, F. H.; CAMÊLO, F.; JOÃO, I. A taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003/2015. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 70, n. 4, p. 399-417, out/dez. 2016.

BELLAS, D.; PAPAIOANNOU, M.; PETROVA, I.; **Determinants of Emerging Market Sovereign Bond Spreads: Fundamentals vs Financial Stress**. IMF Working Paper, n. 10/281, 2010.

EGGERTSSON, Gauti B.; MEHROTRA, Neil R.; SUMMERS, Lawrence H. Secular Stagnation in the Open Economy. **American Economic Review**, v. 106, n. 5, p. 503-507, mai. 2016.

GOLDFJAN, Ilan; BICALHO, Aurélio. **A longa travessia para a normalidade: os juros reais no Brasil** (Texto para Discussão Nº 02/2011). Departamento de Pesquisa Macroeconômica – Itaú Unibanco. 2011. Disponível em: https://www.itaú.com.br/arquivosstaticos/itaúBBA/contents/common/docs/Itaú_texto_para_discussao_3.pdf. Acesso em 15/05/2021.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – Ipeadata. *Dados macroeconômicos*. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em 25/07/2021

MOREIRA, João R. R.; PORTUGAL, Marcelo S. **Natural Rate of Interest Estimates for Brazil after adoption of the inflation-targeting regime**. UFRGS Working Paper. 2019. Disponível em: https://www.ufrgs.br/ppge/wp-content/uploads/2019/02/2019_01.pdf. Acesso em 15/05/2021.

PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol; SMITH, Richard J. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289-326, mai. 2001.

SILVA, Matheus T.. **Do Tripé Macroeconômico à Nova Matriz Econômica: Uma análise da taxa de juros natural do Brasil**. 43 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia e Relações Internacionais, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2019.

SUMMERS, Lawrence H. Demand Side Secular Stagnation. **American Economic Review**, v. 105, n. 5, p. 60-65, mai. 2015.

SUMMERS, Lawrence H. U.S. Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound. **Business Economics**, v. 49, n. 2, p. 65-73, abr. 2014.