

Os determinantes do juro de equilíbrio brasileiro em 2001-2019

Trabalho para discussão – versão abril/2021

Bráulio Borges, pesquisador-associado do FGV-IBRE e economista-sênior da LCA

Samuel Pessoa, pesquisador-associado do FGV-IBRE e sócio da Julius Bär Family Office.

Resumo:

O fenômeno dos juros reais atipicamente elevados no Brasil é algo bastante estudado pela literatura empírica doméstica e internacional. Nesse contexto, este trabalho apresenta novas estimativas da taxa de juros neutra para a economia brasileira desde 2001 e até o final de 2019. Contudo, em contraste com boa parte dos demais trabalhos, a abordagem empírica adotada neste artigo permite, além da estimação dessa variável não-observável, a decomposição de sua evolução ao longo do tempo em vários condicionantes, externos e internos, tais como a posição cíclica da atividade mundial, os termos de troca, a postura da política fiscal e parafiscal doméstica, dentre vários outros. Com efeito, o exercício apresentado neste trabalho permite compreender os principais determinantes do fenômeno dos juros reais elevados no Brasil em boa parte das últimas duas décadas, bem como os motivos de sua queda para níveis mínimos históricos nos últimos anos.

Palavras-chave: taxa de juros; taxa de juros neutra/estrutural/de equilíbrio; política monetária.

Abstract:

The phenomenon of atypically high real interest rates in Brazil is something that has been extensively studied by domestic and international empirical literature. In this context, this work presents new estimates of the neutral interest rate for the Brazilian economy since 2001 and until the end of 2019. However, in contrast to most of the other studies, the empirical approach adopted in this article allows, in addition to estimating this unobservable variable, the decomposition of its evolution over time into various drivers, external and internal, such as the cyclical position of world activity, the terms of trade, the position of domestic fiscal and parafiscal policy, among many others. In fact, the exercise presented in this work allows us to understand the main determinants of the phenomenon of high real interest rates in Brazil in most of the last two decades, as well as the reasons for its fall to historical minimum levels in recent years.

Keywords: interest rates; neutral/structural/equilibrium interest rates.

JEL Classification: E32; E43; E52; E62.

I – INTRODUÇÃO

O fenômeno dos juros reais atipicamente elevados no Brasil é algo bastante estudado pela literatura empírica doméstica e internacional. Como as taxas de juros observadas apresentam muitas oscilações associadas aos ciclos econômicos e de política monetária, vários trabalhos que buscam uma melhor compreensão do fenômeno descrito acima refinam essa análise por meio da estimação de uma variável não-observável, a taxa de juros neutra.

Nesse contexto, este trabalho também apresenta estimativas da taxa de juros neutra para a economia brasileira desde 2001 e até o final de 2019. Contudo, em contraste com boa parte dos demais trabalhos – muitos baseados em filtros univariados ou multivariados com poucas variáveis adicionais -, a abordagem empírica adotada neste artigo permite, além da estimação dessa variável não-observável, a decomposição de sua evolução ao longo do tempo em vários condicionantes, externos e internos, tais como a posição cíclica da atividade mundial, os termos de troca, a postura da política fiscal e parafiscal doméstica, dentre vários outros.

Com efeito, o exercício apresentado neste trabalho permite compreender os principais determinantes do fenômeno dos juros reais elevados no Brasil em boa parte das últimas duas décadas, bem como os motivos de sua queda para níveis mínimos históricos nos últimos anos.

A principal conclusão do estudo é que a taxa de juros neutra, entendida com a taxa de juros que equilibra oferta e demanda agregadas, obtida a partir de uma curva IS estimada para a economia brasileira, varia muito ao longo do tempo e tem inúmeros fatores determinantes. A segunda conclusão é que os fatores que determinaram os elevados juros reais praticados nas últimas décadas mudaram ao longo do tempo. Ou seja, o sintoma era o mesmo, mas a doença se alterou ao longo do tempo.

Em um primeiro momento, os juros eram elevados pois a percepção de risco quanto ao Brasil era muito alta. Desse modo, entre 1999 e 2004, aproximadamente, os juros domésticos elevados explicam-se essencialmente pelo risco-país também elevado (refletindo tanto um quadro de solvência externa muito frágil como uma posição fiscal bastante vulnerável, com parte relevante da dívida pública indexada diretamente a oscilações cambiais).

Entre 2003 e 2005 ocorre forte redução do risco-país, sobretudo com a “virada” nas contas externas (em 2006 o setor público viria a se tornar credor externo líquido, algo inédito para a economia brasileira). No entanto, os juros não caíram na mesma medida sugerida pela paridade de juros. De 2005 até 2015, aproximadamente, a taxa de juros real neutra foi elevada devido a um excesso persistente de demanda sobre oferta, em um contexto no qual o arcabouço monetário, de metas de inflação, naturalmente restringia a política monetária. Posturas pró-cíclicas da política fiscal e parafiscal, além do excesso de atividade nas economias da OCDE (até 2008) e os efeitos diretos e indiretos do superciclo global de *commodities* (até 2011), explicavam os juros domésticos ainda atipicamente elevados, superiores ao sugerido pela paridade de juros interna-externa ajustada pelo risco. A partir de 2017, temos uma mudança importante: o juro real doméstico volta a convergir para aquele sugerido pela paridade.

Este trabalho apresenta, para além desta introdução, mais seis seções. Na próxima seção faremos uma breve discussão sobre o enfoque conceitual adotado para a estimativa do juro neutro que motivará a especificação da curva IS que estimaremos. Na seção seguinte apresentaremos a literatura de juro neutro para o Brasil. Na quarta seção é apresentada uma estimativa da curva IS para a economia brasileira, a partir da qual será recuperada a série histórica da taxa de juros neutra desde 2001. Na quinta seção apresentamos a decomposição da taxa de juros neutra nos seus condicionantes e na sexta seção apresentaremos diversos exercícios de robustez. Segue a conclusão em que, entre outros temas, à luz de nossa estimativa, discutiremos rapidamente a postura da política monetária no período.

II – ABORDAGEM CONCEITUAL

Nesta seção apresentamos de forma resumida a motivação conceitual que embasa a curva IS estimada neste trabalho (apresentada na quarta seção).

Tradicionalmente em macroeconomia supõe-se que o juro neutro¹ seja determinado pelos fatores que afetam tanto a demanda como a oferta de recursos emprestáveis (investimento e poupança *ex-ante* agregados). Em termos de modelos microfundamentados, isso acaba remetendo a alguns parâmetros de preferência dos agentes. Em modelos de escolha intertemporal com horizonte infinito, o juro de longo prazo livre de risco é dado por:²

$$R = \rho + \frac{g}{\sigma}, \quad (1)$$

em que R é a taxa de juros real, ρ é a taxa de desconto intertemporal (uma medida do grau de impaciência dos agentes), σ é a elasticidade de substituição do consumo, e g é a taxa de crescimento da renda permanente do consumidor. Essencialmente, essa equação aponta que os juros são elevados quanto: maior for o crescimento da produtividade (que é o principal determinante do crescimento da renda no longo prazo); quanto mais o consumidor preferir o presente em relação ao futuro em igualdades de condições, definido por ρ ; e quanto maior for o desejo dos consumidores de manterem um perfil equilibrado de consumo ao longo do tempo, isto é, quanto menor for σ .

A equação acima indica que, para uma dada taxa de crescimento da produtividade, os juros neutros seriam constantes. A evidência empírica, no entanto, sugere que o modelo de horizonte infinito com mercados de crédito perfeitos e agentes homogêneos não é uma boa aproximação da realidade. Adicionalmente, em economias abertas – sobretudo nas *small open economies* – os juros internacionais e a atividade global afetam os juros domésticos por vários canais (reais e financeiros). Finalmente, se a hipótese de equivalência ricardiana não for satisfeita, variáveis fiscais são importantes para determinar a trajetória dos juros neutros.³

Tudo indica, portanto, que os juros neutros apresentam uma variabilidade temporal muito maior do que se supunha. Tem sido assim nas economias centrais, para as quais diversos trabalhos recentes apontam taxas de juros neutras que oscilam bastante ao longo do tempo, e deve ser ainda mais importante para economias emergentes, em função da maior volatilidade das políticas econômicas nestas economias, bem como da maior dependência dos ciclos de *commodities* e financeiros globais.⁴

Além da variabilidade do juro neutro, há outra diferença essencial entre as economias fechadas e as *small open economies*. Nas economias fechadas com oferta inelástica de trabalho, a única forma da oferta potencial aumentar, para um dado nível tecnológico, é haver acumulação de capital. A acumulação de capital ocorrerá sempre que a rentabilidade do capital for superior à

¹ Muitas vezes os termos juro neutro, estrutural e de equilíbrio são utilizados como sinônimos. Mais à frente neste trabalho, propomos uma diferenciação entre esses conceitos.

² Para uma apresentação de livro-texto dos modelos keynesianos de equilíbrio geral, ver Galí (2015). A expressão (24) à página 63 (Capítulo 3) reproduz a equação (1) deste texto.

³ Há evidências de que a hipótese conhecida como “estagnação secular” se aplica às economias desenvolvidas desde a retomada da grande crise global de 2008. Modelos de gerações sobrepostas, em que a equivalência ricardiana não se aplica, têm sido empregados recorrentemente para estimar os valores dos juros reais de equilíbrio para essas grandes economias, muitas vezes chegando a valores negativos nos últimos anos. Ver, por exemplo, Eggertsson, Mehrotra e Robbins (2019) e Rachel e Summers (2019).

⁴ Laubach e Williams (2016) apresentam a forma canônica de medir juro neutro e documentam a queda observada na economia americana desde os anos 70. Holston, Laubach e Williams (2017) replicam o exercício do *paper* anterior para o Canadá, Reino Unido e a zona do Euro, obtendo os mesmos resultados de Laubach e Williams (2016) para os EUA. Rachel e Summers (2019) analisam detalhadamente os fatores determinantes da queda do juro neutro para as economias centrais. Brand, Bielecki e Penalver (2018) apresentam o mesmo para a União Monetária do Euro.

expressão apontada pela equação (1), acima. Assim, o juro neutro em uma economia fechada pode ser visto como a curva de oferta de capital de longo prazo: a esse preço qualquer quantidade de capital será ofertada. Ou seja, trata-se de uma curva de oferta perfeitamente elástica à taxa de juros dada por (1). Em uma pequena economia aberta com mobilidade perfeita de capital, a curva de oferta de capital será perfeitamente elástica à taxa de juros dada pelo juro internacional mais o risco (já que há mobilidade de capital). Esta observação, conjuntamente com (1), além do reconhecimento de que a hipótese de equivalência ricardiana não se aplica, motivam a seguinte especificação para o juro neutro de uma pequena economia aberta com mobilidade imperfeita de capital:

$$R^N = R^* + \Sigma + \theta(\vartheta g^{\bar{y}} + \text{Ciclo Int.} + \text{Ciclo Pol. Fiscal e Parafiscal}), \quad (2)$$

em que R^N é o juro neutro, R^* é o juro neutro internacional e Σ é uma medida de risco país. A variável θ é zero se a mobilidade de capital for perfeita e $g^{\bar{y}}$ é o crescimento do produto potencial *per capita* doméstico, que será a nossa *proxy* para o crescimento da renda permanente como em (1). Adicionalmente, são consideradas dois conjuntos de variáveis: o primeiro conjunto com variáveis que descrevem o ciclo da economia mundial e o segundo conjunto com variáveis que descrevem o estado da política fiscal e parafiscal. Estes dois conjuntos de variáveis, *Ciclo Int.* e *Ciclo Pol. Fiscal e Parafiscal*, na média do ciclo econômico se anulam, de sorte que o juro estrutural, R^E , será dado por:

$$R^E = R^* + \Sigma + \theta\vartheta g^{\bar{y}}. \quad (3)$$

Na seção IV especificaremos uma curva IS cuja motivação será (2). Portanto, tanto o juro neutro como o juro estrutural são taxas de equilíbrio, mas que se diferenciam principalmente pelos efeitos de variáveis mais cíclicas (que, no entanto, podem ter uma persistência bastante elevada).

III – LITERATURA DE JURO NEUTRO PARA O BRASIL

O fenômeno dos juros elevados no Brasil no período pós Plano Real é hoje bem estabelecido e bem medido. Por exemplo, Magud e Tsounta (2012), empregando diversas técnicas, documentam que, em 2012, o juro neutro brasileiro era maior do que de seus pares latino-americanos, além de ser mensurado com maior precisão. O juro neutro real era, em 2012, da ordem de 5,5% e este resultado é muito robusto a diversas metodologias de mensuração.

Há diversas metodologias de estimação da taxa de juros neutra, uma variável não-observável. Um ponto que não tem sido bem notado é que medir o juro neutro não é o mesmo que entender os seus determinantes. Há várias técnicas estatísticas que permitem que se estime o juro neutro. No entanto, essas técnicas não elucidam os fatores formadores do juro neutro.⁵

Por exemplo, diversos trabalhos determinam o juro neutro por meio de filtros⁶ que calculam médias ao longo do tempo do juro praticado no interbancário. A suposição é que o juro praticado tem que oscilar em torno do juro neutro. A aplicação de algum filtro estatístico sobre o juro observado permite recuperar o juro neutro.

Outra possibilidade é supor que os Bancos Centrais implicitamente incorporam o juro neutro em sua função de resposta. Assim, outra forma de recuperar o juro neutro é investigar a estrutura da função de reação dos Bancos Centrais.⁷

Uma terceira abordagem⁸ é lembrar que para uma pequena economia aberta como mobilidade perfeita de capital o juro doméstico tem que ser dado pelo juro internacional somado ao risco

⁵ Magud e Tsounta (2012) consideram todas essas técnicas no seu estudo da formação de juros na América Latina.

⁶ Trata-se de uma das técnicas empregadas em Magud e Tsounta (2012) e Perrelli e Roache (2014).

⁷ Barcellos Neto e Portugal (2009) recuperam a taxa de juros neutra por meio de filtros e de uma regra de Taylor.

⁸ Ver, por exemplo, Barbosa, Camêlo e João (2016).

país e ao cupom cambial. A observação destes três componentes permite recuperar diretamente o juro neutro.

Finalmente, é possível empregar a estrutura a termos da taxa de juros para inferir a taxa neutra. Magud e Tsounta (2012) e Moreira e Portugal (2019) utilizam essa metodologia.

O que há em comum a quatro metodologias é que elas mensuram o juro neutro, mas não permitem que entendamos a sua formação. O que exatamente determina o juro neutro? Ficamos sem resposta.

Desta forma, para entendermos a formação da taxa de juros é necessário adicionar mais estrutura na estimação. Como vimos na seção anterior, o modelo macroeconômico padrão de crescimento sugere que a formação da taxa de juros neutra depende do crescimento econômico potencial e dos parâmetros estruturais da preferência. Nesse contexto, um enfoque muito popular tem sido a metodologia de Laubach e Williams (2003).

Esta metodologia supõe que preço e quantidade são gerados por uma equação de equilíbrio entre a oferta e a demanda, chamada de IS, e de uma equação de oferta agregada, chamada de curva de Phillips. Adicionalmente, supõe-se que o produto potencial ou oferta potencial segue um passeio aleatório ou algum outro processo estatístico e que o juro neutro é uma versão estocástica de (1). Por meio de técnicas estatísticas que separam ruído de tendência – em geral filtro de Kalman – recupera-se o juro neutro.

A vantagem dessa técnica é que ela é muito parcimoniosa. Há muita informação para poucos parâmetros. A dificuldade é que o modelo teórico que fundamenta a estratégia econométrica – modelo de horizonte infinito com mercados perfeitos em economia fechada – é muito simplificado. A demanda agregada não depende de variáveis externas nem de variáveis fiscais e parafiscais. Em geral, como é natural em função da estrutura do juro neutro dada por (1), a taxa de juros neutra estimada é constante ou varia em torno de um nível constante. Ou seja, a despeito de o juro neutro ser obtido por meio de um modelo macroeconômico completo, por esse modelo ser muito simplificado, acaba não sendo possível descrever o processo de formação do juro neutro e muito menos a sua variação ao longo do tempo.

Por exemplo: Barcellos Neto e Portugal (2009) empregam três técnicas – filtros, equação dinâmica de Taylor e um modelo macroeconômico simplificado na tradição de Laubach e Williams (2003) – para estimar o juro neutro brasileiro para os anos de 1999 até 2005. Os autores estimam taxas que variam ao longo do tempo, mas que não apresentam tendência; oscilam em torno de um patamar relativamente fixo. Os juros são elevados, situando-se entre 6% e 10% a.a. em termos reais. Em uma atualização recente, Moreira e Portugal (2019) estendem o trabalho anterior para todo o período desde 1999. Chegam a uma estimativa de juro neutro real sem tendência, oscilando entre 5% e 8% a.a. de 1999 até 2014. Com o agravamento da crise em 2015, observam queda contínua do juro neutro, o qual teria se aproximado de 2% a.a. no período mais recente. A queda deve-se essencialmente à queda da taxa de crescimento do produto potencial que, como vimos, decorre diretamente da relação descrita na equação (1), acima.

Mais recentemente, Ronchi Neto e Candido (2020) apresentam uma aplicação da técnica de Laubach e Williams (2003) para uma economia aberta com dois países. O modelo não admite mobilidade de capital e, por estar amarrado à expressão (1), não permite uma decomposição das alterações da taxa de juros neutra. Somente conseguiriam descrever uma queda da taxa de juros neutra caso considerassem que a taxa de desconto intertemporal, ρ em (1), seria decrescente ao longo do tempo.

Ou seja, a estrutura teórica empregada na formulação de Laubach e Williams (2003) e suas extensões parece ser simples demais para dar conta dos fatores que formam a taxa de juros, ainda mais nas pequenas economias abertas. É necessário, portanto, abrir mão do modelo de

horizonte infinito com mercados perfeitos de crédito.⁹ Adicionalmente, no Brasil temos que considerar que a economia é aberta para o comércio internacional de bens e serviços e que a mobilidade de capital existe e é imperfeita. É necessário colocar mais estrutura no modelo econométrico. Três trabalhos que estimam a taxa de juros para o Brasil avançam nessa direção.

Goldfajn e Bicalho (2011) e Perrelli e Roache (2014 e 2018) estimam a taxa neutra em dois estágios. No primeiro estágio regridem o juro real em determinantes estruturais da taxa de juros, em geral fatores ligados ao risco e às melhoras institucionais. Determinam o que aqui denominamos de juro estrutural. Em um segundo estágio, estimam uma curva IS para a economia brasileira em que o impulso monetário é determinado pela diferença entre o juro estrutural e o juro real praticado. O juro neutro será aquele cuja dinâmica do hiato dada pela curva IS, sob a hipótese de que os fatores determinantes da demanda na curva IS não se alteram, gere hiato nulo, isto é, produza equilíbrio no mercado de bens e serviços. Em todos os três trabalhos a queda da taxa de juros está bem documentada.

Este trabalho tem metodologia próxima às dos três trabalhos do parágrafo anterior. A diferença é que o impulso monetário na IS, como discutido na seção anterior, será dado pela diferença entre o juro real doméstico do juro real internacional somado ao risco país. Como o juro real internacional somado ao risco é diretamente observável, a estimação ocorre em uma única etapa. Nossa estimação considera um maior número de fatores que sensibilizam a demanda agregada doméstica e está melhor assentada no modelo de uma pequena economia aberta com mobilidade imperfeita de capitais.

Nossa estratégia de estimação constitui uma síntese entre os três trabalhos anteriores que estimam em duas etapas e o trabalho de Barbosa, Camêlo e João (2016), que estimam diretamente a taxa neutra a partir de uma equação de paridade descoberta da taxa de juros.

Desse modo, a contribuição original de nosso *paper* é a de oferecer uma formulação conceitual e empírica que trata diretamente dos diversos determinantes da taxa real de juros. Assim, além de estimar as taxas de juros neutra e estrutural em cada momento do tempo, identificamos os condicionantes de suas oscilações entre 2001 e 2019.

IV – A ESTIMAÇÃO DE UMA CURVA IS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

O ponto de partida do exercício é a estimativa de uma curva IS para a economia brasileira.

Seja h_t o hiato da economia na data t em um modelo trimestral. Quando o hiato é positivo, há excesso de utilização dos fatores de produção, seja da capacidade instalada do capital ou do emprego (ocupação e jornada média). Há, portanto, hiperemprego. Quando o hiato é negativo, inversamente, há excesso de ociosidade no emprego dos fatores de produção.

⁹ Como foi apontado na seção anterior (ver nota de rodapé 4), diversos autores consideram que, para compreender a formação da taxa de juros nas economias centrais, é preciso abrir mão do modelo de horizonte infinito com mercados perfeitos de crédito. Ver, por exemplo, Eggerstsson, Mehrotra e Robbins (2019) e Rachel e Summers (2019). No entanto, há autores que consideram que, para entendermos a formação da taxa de juros (e a sua queda) nas economias centrais, há como alternativa manter o modelo de horizonte infinito e considerar o papel dos títulos públicos de algumas economias centrais como “portos seguros” ou “ativos seguros” em escala global. Ver, por exemplo, o comentário de Arvind Krishnamurthy (2019) ao *paper* de Rachel e Summers (2019). Evidentemente, é possível considerar a importância de alguns ativos como “portos seguros” e que esta importância tenha se elevado nas últimas décadas e, simultaneamente, abrir mão do modelo de horizonte infinito (Rachel e Summers 2019 adotam esse caminho). O tema aqui é se a política fiscal atua diretamente ou não na formação da taxa de juros. Caso atue e se o motivo não for somente maior percepção de risco em função de maior risco de solvência, mas também um impacto direto sobre a oferta e demanda por bens e serviços, temos que abrir mão do modelo de horizonte infinito.

A curva IS é a curva de equilíbrio entre a oferta e a demanda da economia. O hiato em um dado ponto do tempo, no caso em um trimestre, será dado pelos hiatos passados – caracterizando o ciclo econômico –, e por fatores que afetam o balanço entre a oferta e a demanda. Os fatores determinantes da oferta potencial (ou do produto potencial) já estão implícitos na medida de hiato, uma vez que ela é dada pela diferença entre a produção efetiva, em um dado ponto do tempo, e a máxima produção possível para esse mesmo ponto do tempo. A capacidade de oferta potencial, por sua vez, é determinada por fatores que impactam a eficiência e a produtividade do uso dos fatores de produção, bem como a disponibilidade destes fatores de produção, e, portanto.

A produção efetiva será determinada pelo princípio da demanda efetiva: no curto prazo a demanda determinará a oferta da economia. Se a demanda for excessiva, a economia operará com hiperemprego dos fatores de produção e haverá as seguintes possíveis consequências: queda dos estoques acumulados em períodos anteriores; e/ou elevação do déficit externo; e/ou aceleração da inflação. E vice-versa.

A IS, portanto, será uma equação em que o hiato (no caso, a diferença entre a produção efetiva e a máxima produção possível), dependerá do hiato nos trimestres anteriores e de fatores que determinam a demanda agregada. Como vimos, os fatores que determinam a oferta estão implícitos na medida do hiato.

Assim, a variável dependente da IS será uma estimativa do hiato do produto para a economia brasileira obtida de forma independente¹⁰. Na sexta seção mostramos que o juro neutro estimado é robusto a estimarmos a curva IS com outra estimativa de hiato.

Os fatores que determinam a demanda podem ser classificados, grosso modo, em quatro grandes conjuntos: política monetária, ciclo econômico mundial, política fiscal e parafiscal, e alguns fatores mais estruturais.

O **primeiro** é política monetária. Em uma pequena economia com mobilidade perfeita de capitais, o juro doméstico deveria depender somente do juro internacional e do prêmio de risco-país. Representamos por R_t o *swap* de 360 dias real *ex-ante* (deflacionado pelas expectativas de inflação 12 meses à frente coletadas pelo Focus/BCB) do mercado interbancário brasileiro e por R_t^* a taxa de juros real neutra da economia americana como calculada por Holston, Laubach & Williams (2017)¹¹. Seja Σ_t a medida de risco dada pelo EMBI+ Brasil (apurado pelo JP Morgan). Após diversos testes sobre qual seria a melhor especificação, sobreviveu, na versão final da curva IS estimada, o diferencial entre o juro doméstico e o juro sugerido pela equação de paridade dada pela soma dos juros internacionais com a medida de risco, $R_t - R_t^* - \Sigma_t$.¹²

¹⁰ O hiato do produto, tal como o juro neutro, é uma variável não-observável, já que o PIB potencial é não-observável. Há várias estimativas disponíveis, muitas vezes com grande divergência entre si. As medidas de hiato e PIB potencial utilizadas neste trabalho são aquelas estimadas pela LCA Consultores, a partir da metodologia de função de produção, mas seguindo as recomendações recentes da Comissão Europeia para estimar os níveis potenciais dos fatores de produção. Trata-se de metodologia semelhante àquela empregada pela Instituição Fiscal Independente (IFI), do Senado Federal (disponível aqui: <https://www2.senado.leg.br/bdsf/handle/id/536764>). Um exercício testando a capacidade de previsão da inflação doméstica fora da amostra, para o período 2014-2019, aponta que tais medidas de hiato parecem descrever razoavelmente bem a posição cíclica da economia brasileira (<https://blogdoibre.fgv.br/posts/o-que-dinamica-da-inflacao-tem-nos-dizer-sobre-o-hiato-do-produto-brasileiro>).

¹¹ Holston, Laubach e William (2017). A série temporal dessa estimativa está disponível no site do Fed de Nova York, sendo atualizada trimestralmente.

¹² Na segunda seção do texto apresentamos uma motivação para essa especificação. A opção por colocar o juro neutro e não o juro real efetivamente praticado pelo Federal Reserve tem a ver com o fato de que, em função da adoção de medidas não convencionais de estímulo adotadas na última década, a taxa de juros efetiva acaba não captando muito bem a postura da política monetária norte-americana. Para contornar esse fato, além de adotar a estimativa do juro neutro norte-americano, também foi acrescentada à curva IS, como será apontado mais adiante, o Índice de Condições Financeiras para os EUA estimado pelo Goldman Sachs, na medida em que ele capta os

As variáveis domésticas e internacionais que impactam a demanda agregada somente afetam o hiato de recursos doméstico se houver alguma mobilidade de capital. Empregamos uma variável produzida pelo *Fraser Institute* (no âmbito do Índice de Liberdade Econômica)¹³, M_t , que varia de 0 até 10, em que 10 representa mobilidade plena de capital e 0 representa conta de capital totalmente fechada. Na IS estimada a variável empregada será o complemento dado por $\theta_t = 10 - M_t$.

O **segundo** conjunto de determinantes está associado ao ciclo econômico internacional. Chamaremos de h_t^{OCDE} , h_t^{China} e h_t^{AR} respectivamente de hiato dos países da OCDE¹⁴, da China¹⁵ e da Argentina¹⁶. A taxa de variação interanual dos termos de troca brasileiros (bens, Funcex) é representada por g_t^{TT} . Principalmente em países exportadores líquidos de bens primários é natural que a variação dos termos de troca tenha efeito relevante sobre a demanda interna: ganhos de termos de troca elevam a renda disponível e, portanto, a demanda agregada, além de gerar outros efeitos que também podem afetar a demanda, como a valorização da taxa de câmbio em países com regime de câmbio flutuante¹⁷.

Como a medida da política monetária internacional considera apenas a taxa de juros neutra americana, também foi necessário levar em conta alguma variável que captasse a postura da política monetária daquele país, a qual gera importantes *spillovers* financeiros mundo afora. Desse modo, consideramos na equação da curva IS o indicador de condições financeiras calculado pelo Goldman Sachs, ICF, para a economia norte americana, de modo a capturar a postura cíclica da política monetária daquele país, incluindo as medidas não convencionais.

O **terceiro** conjunto de determinantes da demanda agregada é dado pela postura cíclica da política fiscal, parafiscal – geralmente empréstimos de bancos públicos –, e a política de investimento das empresas estatais não-dependentes. O gasto primário, G_t^F , é a variação, entre a data t e $t - 4$, em p.p. do PIB potencial, do gasto primário recorrente do governo geral (ou seja, incluindo União e governos regionais). Definição análoga aplica-se à receita recorrente, T_t^F .

A variável P_t é o nível dos desembolsos do BNDES como proporção do PIB acumulado em quatro trimestres, que é combinada com a variável, s_t^{TJLP} , o *spread* entre o Swap pre-DI de 3 anos e a TJLP, gerando a variável $P_t s_t^{TJLP}$ – que busca captar o impacto do subsídio implícito desses empréstimos sobre a demanda agregada. A postura cíclica da política parafiscal é dada pela taxa de crescimento interanual (trimestre sobre o mesmo trimestre do ano anterior) dos desembolsos reais do BNDES (deflacionados pelo IPCA), g_t^P , líquida da variação do crescimento interanual do PIB potencial, g_t^Y . A variável S_t representa os saques excepcionais do FGTS como proporção do PIB no trimestre t (operações que ocorreram em 2017 e em 2019). A última variável do grupo fiscal/parafiscal é dada pela variável g_t^{Petro} que representa a taxa de crescimento interanual do

efeitos diretos e indiretos da postura da política monetária daquele país em sentido mais amplo, incluindo a própria comunicação do *Federal Reserve* no âmbito da política de *forward guidance*.

¹³ <https://www.fraserinstitute.org/sites/default/files/efw-2019-master-index-data-for-researchers.xlsx>.

¹⁴ A OCDE divulga estimativa do hiato do agregado de países que fazem parte da organização somente em bases anuais. Para o exercício deste trabalho, essa série foi trimestralizada por meio de uma interpolação algébrica.

¹⁵ No caso da China, optou-se pela utilização do *China Cyclical Activity Tracker* (CCAT), estimado pela equipe do Fed de San Francisco (<https://www.frbsf.org/economic-research/indicators-data/china-cyclical-activity-tracker/>)

¹⁶ No caso da Argentina, optou-se pela utilização de uma proxy para a posição cíclica daquele país: o componente de situação atual da Sondagem da América Latina do IBRE/FGV, realizada trimestralmente (<https://portalibre.fgv.br/noticias/com-chegada-da-pandemia-clima-economico-se-deteriora-rapidamente-na-america-latina>). Tal indicador oscila entre -100 e 100 e é apurado junto a especialistas (não se trata, portanto, de um indicador de confiança).

¹⁷ Em geral, a literatura considera que a variação de termos de troca das economias emergentes e em desenvolvimentos é exógena do ponto de vista desses países. Schmitt-Grohe & Uribe (2017) de fato encontram suporte empírico para isso para boa parte desses países (incluindo o Brasil). Para mais detalhes, ver: https://www.researchgate.net/publication/321377574_How_important_are_terms-of-trade_shocks.

investimento (Capex) da Petrobrás no trimestre deflacionado pelo IPCA, líquida da variação interanual do PIB potencial.

O **quarto** conjunto de determinantes envolve outras variáveis estruturais. O crescimento do produto potencial *per capita*, $g^{\bar{y}}$, é a *proxy* para a evolução da renda permanente, como motivado em (2). Como vimos na segunda seção, a taxa de crescimento do PIB potencial *per capita* entra na determinação da demanda agregada na forma de uma aproximação da evolução da renda permanente da economia. Quanto maior a taxa de crescimento da renda permanente, maior será a disposição dos agentes econômicos em demandarem crédito. O futuro será melhor do que o presente e os agentes, por meio do crédito, antecipam parte desta melhora futura.

Passemos à descrição das últimas variáveis. A variável $MacroPru_t$ consolida as medidas macroprudenciais. É um indicador de uma base de dados criada pelo FMI, com sinal positivo se for expansionista e negativo se for contracionista, e que corresponde ao número de medidas macroprudenciais adotadas em determinado trimestre.¹⁸ A variável retorna o saldo líquido do número de medidas (ou seja, é uma espécie de *dummy*). A variável F_t é o emprego formal como proporção da população empregada. Maiores níveis de incerteza reduzem a demanda – ao refrearem decisões de consumo e investimento – e, portanto, o hiato. O aumento do emprego formal aumenta a demanda por crédito por reduzir o número de agentes restritos ao crédito bancário.

Finalmente uma variável que se mostrou importante foi a variável pré-sal, PS . Esta variável mede os choques informacionais associados à descoberta do pré-sal (em torno de 2007), dado pelo resultado de buscas no *Google Trends* contendo a expressão “pré-sal”, normalizadas e multiplicadas pela cotação do petróleo tipo Brent em US\$ constantes de 2018. Essa variável busca captar o impacto, sobre o PIB/hiato corrente, de uma expectativa de melhora futura dos termos de troca e da renda permanente associados ao “bilhete premiado” do pré-sal. Ela complementa o impacto da descoberta do pré-sal sobre a política de investimentos da Petrobras (outra variável do modelo)¹⁹.

Para o leitor não se atrapalhar vale apenas repassar as variáveis: h para hiatos; Σ risco país; $g^{\bar{y}}$ e g^y respectivamente taxa de crescimento do PIB real e do PIB real *per capita*; ICF para índice de condições financeiras dos EUA; g^{TT} taxa de crescimento dos termos de troca; G^F , T^F , P e S , respectivamente gasto primário, receita de impostos, parafiscal e saques do FGTS; s_t^{TJLP} o *spread* entre a Selic e a TJLP; F é a taxa de formalização do mercado de trabalho; e PS é a variável que capta a surpresa (e o otimismo) com a descoberta do pré-sal. Com essas definições, e lembrando que θ é a variável entre 0 e 10 que representa a mobilidade internacional de capital, a curva IS que estimamos, com todas as defasagens, é dada por:

$$\begin{aligned}
 h_t = & \underbrace{\rho_1 h_{t-1} + \rho_2 h_{t-2} + \rho_4 h_{t-4} + \rho_5 h_{t-5}}_{\text{Ciclo Econômico}} + \underbrace{\sum_{i=2}^6 \zeta_i (R_{t-i} - R_{t-i}^* - \Sigma_{t-i})}_{\text{Política Monetária}} + \underbrace{\vartheta_6 \theta_{t-6} g_{t-6}^{\bar{y}}}_{\text{Renda permanente}} + \\
 & \underbrace{\alpha ICF_t + \beta \theta_t h_t^{OCDE} + \gamma \theta_t h_t^{CH} + \delta_1 \theta_{t-1} h_{t-1}^{AR} + \sum_{i=0}^4 \varepsilon_i \theta_{t-i} g_{t-i}^{TT}}_{\text{Ciclo Internacional}} + \\
 & \underbrace{\zeta^G \theta_t G_t^F + \zeta^T \theta_t T_t^F + \eta_6 \theta_{t-6} s_{t-6}^{TJLP} P_{t-6} + \iota_1 \theta_{t-1} (g_{t-1}^P - g_{t-1}^{\bar{y}}) + \kappa_1 \theta_{t-1} S_{t-1} + \lambda \theta_t (g_t^{\text{Petro}} - g_t^{\bar{y}})}_{\text{Fiscal e Parafiscal}} + \\
 & \underbrace{\mu_3 \theta_{t-3} MacroPru_{t-3} + \nu_3 \theta_{t-3} (F_{t-3} - F_{t-4}) + \xi_3 \theta_{t-3} PS_{t-3}}_{\text{Macprudencial, Formalização e Pré-sal}}.
 \end{aligned}$$

¹⁸ <https://www.imf.org/~media/Files/Publications/WP/2019/datasets/wp1966.ashx>.

¹⁹ A motivação para a inclusão desta variável é o trabalho de Arezki, Ramey & Sheng (2015), que aponta que descobertas de megacampo de petróleo passam a gerar efeitos macroeconômicos relevantes assim que ocorrem, mesmo que a extração em si do óleo somente tenha início muitos anos depois (<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2015/wp15209.pdf>).

Na curva IS especificada, consideramos que todos os termos que sensibilizam a demanda agregada que não sejam pela política monetária ou pelas condições financeiras internacionais aparecem mediados pelo grau de fechamento da conta capital-financeira, variável θ_t . Ou seja, se a mobilidade de capital for perfeita, isto é, se $\theta = 0$, qualquer excesso de demanda sobre a oferta ensejará entrada instantânea de recursos e os juros domésticos não serão diferentes da equação de paridade.

O leitor pode achar pouco usual a variável que descreve a política monetária na economia internacional ser o juro neutro como estimado para a economia americana por Holston, Laubach e William (2017) e não uma taxa de juros diretamente praticada no mercado de reservas bancárias. Não conseguimos um bom ajuste da IS quando consideramos a *Fed Funds Rate* ou a taxa Libor de ano. Econometricamente o melhor ajuste foi obtido com o juro neutro e as condições cíclicas da política monetária tratadas com o indicador de condições financeiras (ICF). Assim, quando há um afrouxamento nas condições financeiras internacionais há pressão sobre o mercado de bens e serviços interno e, conseqüentemente, o juro neutro se eleva. O mesmo ocorre, por exemplo, com um aumento do hiato das economias da OCDE, da China ou da Argentina. É possível que o afrouxamento das condições financeiras reduza o risco país, e, por esse móvito indireto reduza o juro neutro, canal que será captado diretamente pela variável Σ na IS.

Se tomarmos como referência a curva IS de livro texto,²⁰ a variável que entra na IS é a taxa esperada de crescimento da renda. Esta variável segue da equação de Euler da escolha individual. Como vimos na equação (1), a taxa de crescimento da renda é um dos termos que determina o juro de longo prazo em modelos macroeconômicos. Segundo nossa estimativa o crescimento do PIB potencial *per capita* defasado em 6 trimestres, termo $\vartheta_6 IM_{t-6} g_{t-6}^{\bar{y}}$, é a *proxy* para a taxa de crescimento da renda permanente – a qual também é sensibilizada, ainda que momentaneamente, pela variável associada aos choques informacionais do pré-sal.

Caso admitamos que todas as variáveis se mantenham constantes um período suficientemente grande de tempo haverá convergência na dinâmica do hiato. Esta convergência ocorre pois, na versão final da IS estimada:

$$\rho_1 + \rho_2 + \rho_4 + \rho_5 = 0,89 < 1.$$

Neste caso o hiato de equilíbrio será dado por:

$$h = \frac{1}{\rho_1 + \rho_2 + \rho_4 + \rho_5} \left\{ \sum_{i=2}^6 \zeta_i (R - R^* - \Sigma) + \alpha ICF + \theta [\vartheta_6 g^{\bar{y}} + \beta h^{OCDE} + \gamma h^{CH} + \delta_1 h^{AR} + (\varepsilon + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 + \varepsilon_4) g^{TT} + \zeta^G G^F + \zeta^T T^F + \eta_6 s^{TJLP} P + \iota_1 (g^P - g^{\bar{y}}) + \kappa_1 S + \lambda (g^{\text{Petro}} - g^{\bar{y}}) + \mu_3 MacroPru + \nu_3 \Delta F + \xi_3 PS] \right\}, \quad (3)$$

em que ΔF é a variação em pontos percentuais da taxa de formalização em um trimestre.

Em cada momento de tempo as variáveis explicativas “empurram” e economia em direção a um hiato dado por:

$$h_t = \frac{1}{\rho_1 + \rho_2 + \rho_4 + \rho_5} \left[\sum_{i=2}^6 \zeta_i (R_{t-i} - R_{t-i}^* - \Sigma_{t-i}) + \vartheta_6 \theta_{t-6} g_{t-6}^{\bar{y}} + \alpha ICF_t + \beta \theta_t h_t^{OCDE} + \gamma \theta_t h_t^{CH} + \delta_1 \theta_{t-1} h_{t-1}^{AR} + \sum_{i=0}^4 \varepsilon_i \theta_{t-i} g_{t-i}^{TT} + \zeta^G \theta_t G_t^F + \zeta^T \theta_t T_t^F + \eta_6 \theta_{t-6} s_{t-6}^{TJLP} P_{t-6} + \iota_1 \theta_{t-1} (g_{t-1}^P - g_{t-1}^{\bar{y}}) + \kappa_1 \theta_{t-1} S_{t-1} + \lambda \theta_t (g_t^{\text{Petro}} - g_t^{\bar{y}}) + \mu_3 \theta_{t-3} MacroPru_{t-3} + \nu_3 \theta_{t-3} (F_{t-3} - F_{t-4}) + \xi_3 \theta_{t-3} PS_{t-3} \right].$$

²⁰ Veja, por exemplo, equação (23) à página 63 do livro texto de Galí (2015).

Definiremos o **juro neutro** como o juro que anula este hiato ao qual a economia tende a cada instante de tempo. Solucionando para o juro doméstico, segue:

$$R_t^N = \frac{1}{\sum_{i=2}^6 \varsigma_i} \left\{ \sum_{i=2}^6 \varsigma_i (R_{t-i}^* + \Sigma_{t-i}) - [\vartheta_6 \theta_{t-6} g_{t-6}^{\bar{y}} + \alpha ICF_t + \beta \theta_t h_t^{OCDE} + \gamma \theta_t h_t^{CH} + \delta_1 \theta_{t-1} h_{t-1}^{AR} + \sum_{i=0}^4 \varepsilon_i \theta_{t-i} g_{t-i}^{TT} + \zeta^G \theta_t G_t^F + \zeta^T \theta_t T_t^F + \eta_6 \theta_{t-6} S_{t-6}^{TJLP} P_{t-6} + \iota_1 \theta_{t-1} (g_{t-1}^P - g_{t-1}^{\bar{y}}) + \kappa_1 \theta_{t-1} S_{t-1} + \lambda \theta_t (g_t^{\text{Petro}} - g_t^{\bar{y}}) + \mu_3 \theta_{t-3} \text{MacroPru}_{t-3} + \nu_3 \theta_{t-3} (F_{t-3} - F_{t-4}) + \xi_3 \theta_{t-3} PS_{t-3}] \right\}.$$

Além desse juro neutro, também é possível recuperar outra taxa de juros de equilíbrio, que denominaremos de **juros estrutural**. Se supusermos que todos os termos que determinam o juro neutro estão em seu estado estacionário – isto é, políticas fiscal e parafiscal neutras em relação ao ciclo, hiatos da OCDE, China e argentino nulos, variações dos termos de troca, da formalização e das medidas macroprudenciais iguais a zero, teremos:

$$R_t^E = \frac{\sum_{i=2}^6 \varsigma_i (R_{t-i}^* + \Sigma_{t-i}) - \vartheta_6 \theta_{t-6} g_{t-6}^{\bar{y}}}{\sum_{i=2}^6 \varsigma_i}.$$

Se as variáveis ficam constantes o juro de equilíbrio pode ser escrito, a partir de (3), como:

$$R^N = R^* + \Sigma - \frac{1}{\sum_{i=2}^6 \varsigma_i} \left\{ \alpha ICF + \theta [\vartheta_6 g^{\bar{y}} + \beta h^{OCDE} + \gamma h^{CH} + \delta_1 h^{AR} + \sum_{i=0}^4 \varepsilon_i g^{TT} + \zeta^G G^F + \zeta^T T^F + \eta_6 S^{TJLP} P + \iota_1 (g^P - g^{\bar{y}}) + \kappa_1 S + \lambda (g^{\text{Petro}} - g^{\bar{y}}) + \mu_3 \text{MacroPru} + \nu_3 \Delta F + \xi_3 PS] \right\} \quad (4)$$

e:

$$R^{NE} = R^* + \Sigma - \frac{\theta \vartheta_6}{\sum_{i=2}^6 \varsigma_i} g^{\bar{y}}.$$

Este é o **juro estrutural**. É o juro neutro que vigoraria hoje caso todos os efeitos cíclicos tivessem sido eliminados. Trata-se de uma equação de paridade descoberta da taxa de câmbio acrescida de um termo de correção que depende da taxa de crescimento do PIB potencial *per capita* (caso haja mobilidade imperfeita de capitais; com mobilidade perfeita, este termo se anula). O juro neutro estrutural é um atrator do juro neutro de curto prazo, embora seja um atrator fraco, já que várias variáveis cíclicas (como os hiatos da OCDE, chinês, argentino, posturas cíclicas das políticas fiscal e parafiscal) podem desviar de forma bastante persistente de seu equilíbrio de longo prazo. Ainda assim, ele serve como uma referência importante - não devendo, contudo, ser confundido como uma projeção do juro neutro que vigorará no longo prazo (já que tal estimativa de juro de estado estacionário leva em conta o risco-país e o juro neutro norteamericanos correntes).

A estimação econométrica da equação IS descrita acima foi realizada por meio da técnica de cointegração²¹ em equação única (Engle-Granger), com a amostra abrangendo o período que vai do 1º trimestre de 2000 até o 4º trimestre de 2019 (80 pontos de observação trimestral da variável explicada, o hiato doméstico). Os resultados da versão final do modelo são apresentados na Tabela 1.

²¹ Embora o hiato do produto doméstico tenha média em torno de zero considerando toda a amostra (por construção), ele apresenta raiz unitária, já que sua persistência é muito elevada (autocorrelação de 1ª ordem de +0,96). O mesmo vale para muitas das variáveis explicativas do lado direito da equação, justificando a utilização da técnica de cointegração. Já a utilização dessa técnica em equação única (e não no contexto de um VAR/VEC) se justifica pelo número relativamente reduzido de observações trimestrais das séries utilizadas, além do número elevado de variáveis explicativas. Mais à frente, neste texto, iremos apontar como lidamos com eventuais questões de endogeneidade.

TABELA 1: SAÍDA DA ESTIMAÇÃO DA CURVA IS

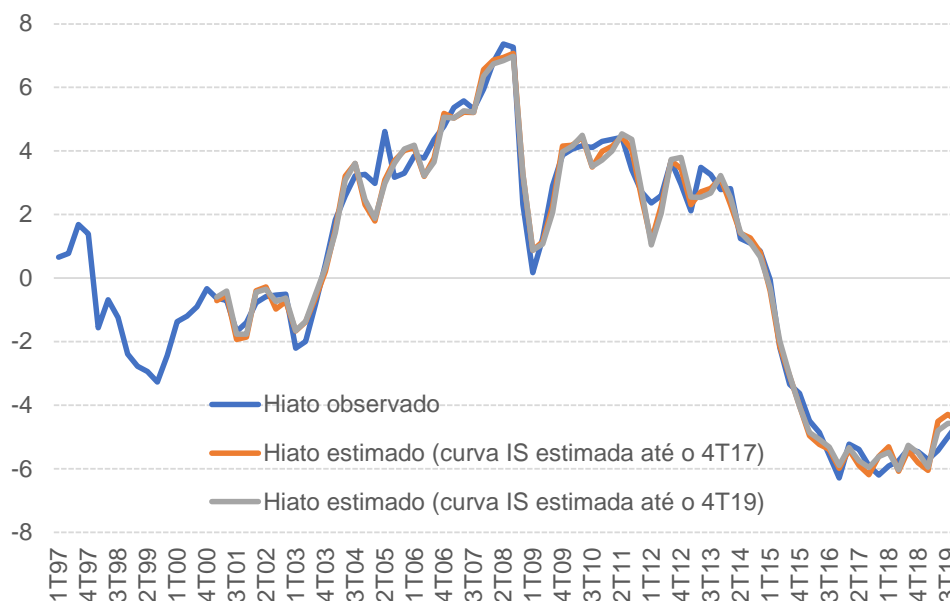
	Variável	Coefficiente	Probabilidade
CICLO ECONÔMICO	Hiato (-1)	0,590	0,000
	Hiato (-2)	-0,199	0,003
	Hiato (-3)	0,3484	0,000
	Hiato (-4)	0,1462	0,013
POLÍTICA MONETÁRIA	Taxa pré 360 líquida da equação de paridade (-2)	0,2525	0,000
	Taxa pré 360 líquida da equação de paridade (-3)	-0,2846	0,000
	Taxa pré 360 líquida da equação de paridade (-4)	-0,0744	0,096
	Taxa pré 360 líquida da equação de paridade (-6)	-0,2058	0,000
REN. PERMANENTE	Crescimento do PIB potencial (-6)	0,0344	0,000
CICLO INTERNACIONAL	Índices de condições financeiras americanas	-0,3933	0,000
	Hiato OCDE	0,1048	0,000
	Hiato China	0,0228	0,072
	Hiato Argentina (-1)	0,0005	0,028
	Taxa de cresciment dos termos de troca	0,0194	0,000
	Taxa de cresciment dos termos de troca (-2)	-0,0222	0,000
	Taxa de cresciment dos termos de troca (-3)	0,0076	0,001
	Taxa de cresciment dos termos de troca (-4)	0,0125	0,000
FISCAL E PARAFISCAL	Varição interanual da carga tributária (pp do PIB potencial)	-0,0699	0,000
	Varição interanual do gasto primário (pp do PIB potencial)	0,0455	0,026
	Subsídio implícito nos créditos do BNDES (-6)	-0,0075	0,000
	Impulso parafiscal (-1)	0,0023	0,000
	Saques do FGTS (-1)	0,1773	0,000
	Impulso do investimento da Petrobrás	0,0012	0,000
VÁRIOS	Dummy de medidas macroprudenciais (-3)	-0,0173	0,016
	Varição da taxa de formaliação (3-4)	0,1250	0,000
	Surpresas do pré-sal (-3)	0,0000	0,030
	Dummy do apagão de enregia	-1,0060	0,007
	Dummy do apagão de enregia (-2)	1,1998	0,000
	Dummy para o 4º trimestre de 2008	-1,4774	0,000

A estimação do modelo consome 30 graus de liberdade (29 coeficientes mais a matriz de variância-covariância), restando 50 graus de liberdade em termos líquidos. Para ajustar a trajetória de atividade econômica foi necessário considerar duas *dummies* para o período do apagão energético de 2001 e uma *dummy* para o 4º trimestre de 2008, trimestre em que ocorreu uma parada súbita da atividade global em função do agravamento da crise financeira gerada após a quebra do banco Lehman Brothers, em setembro de 2008.

Não há autocorrelação nos resíduos e o modelo é bastante estável, com boa capacidade de previsão fora da amostra e pouca alteração nos coeficientes estimados com mudanças na janela amostral (comparando-se o modelo estimado até o 4º trimestre de 2017 com aquele estimado considerando toda a amostra). O Gráfico 1, abaixo, apresenta as estimativas dinâmicas desse modelo estimado, considerando tanto a amostra completa como a amostra que vai somente até o 4º trimestre de 2017.

Como pode ser notado, o modelo estimado até o final de 2017 conseguiu prever razoavelmente bem a evolução do hiato em 2018 e em 2019, dado o comportamento efetivamente observado das variáveis explicativas nesse íterim.

Gráfico 1: Ajuste do modelo



No tocante a questões de endogeneidade, é importante notar que a estrutura de defasagens do modelo final estimado é tal que variáveis tipicamente exógenas (para uma pequena economia aberta) entraram de forma contemporânea (e também defasadas em alguns casos). Já as demais entraram quase sempre defasadas (indicando antecedência temporal em termos de determinação do hiato doméstico, ou causalidade no sentido de Granger²²).

Finalmente, ao longo do processo de estimação foram realizados testes buscando alterar o indicador de risco-país, do EMBI+ Brasil para CDS de um ano e cinco anos, na medida em que estamos considerando a taxa de juros doméstica de um ano na IS. No entanto, todas as propriedades estatísticas do modelo pioram quando trabalhamos com o CDS de um ano ou de 5 anos, sobretudo as projeções fora da amostra. As estimativas sugerem que o mercado considera que a medida de risco, mesmo quando se trata de juros para vencimento em um ano, é referenciada no EMBI+ Brasil.

A partir da Tabela 1 construímos a Tabela 2, que sumariza os impactos das variáveis na formação da taxa de juros a partir da equação (4). As colunas “Média” e “DP” apresentam os valores médios e o desvio padrão para cada uma das variáveis. A coluna “A” apresenta o efeito sobre o juro neutro de cada uma das variáveis quando vale 1. É dado pelo regressor de cada variável multiplicado por $\frac{1}{\sum_{i=2}^6 \varsigma_i}$ e pelo valor médio da variável θ , 6,9 (exceção feita ao *ICF*).

Por exemplo, lê-se na linha “Variação interanual do gasto primário” o valor +0,31. Significa que 1 ponto percentual de crescimento interanual do gasto primário recorrente eleva a taxa de juros neutra em 0,31pp. Na linha “Subsídio implícito nos créditos do BNDES” lê-se +0,05. Significa que se o subsídio entre a Selic e a TJLP for de +1pp e se a concessão de empréstimos pelo banco nos últimos quatro trimestres for de +1% do PIB, o impacto sobre o juro neutro será de +0,05pp.

Na coluna “B” temos o efeito da variável sobre o juro neutro calculado no seu valor médio. Trata-se do regressor de cada variável multiplicado por $\frac{1}{\sum_{i=2}^6 \varsigma_i}$, pelo valor médio da variável θ e pelo valor médio da variável. Na coluna “C” temos o regressor de cada variável multiplicado por $\frac{1}{\sum_{i=2}^6 \varsigma_i}$, pelo valor médio da variável θ somada ao seu desvio padrão, 8,3 (6,9 + 1,4) e pelo valor médio

²² É bem comum utilizar defasagens de variáveis como seus próprios instrumentos em contextos de séries de tempo. No fundo foi isso que fizemos, ao utilizar variáveis potencialmente endógenas ao hiato sempre de maneira defasada.

da variável. Na coluna “D” temos de cada variável multiplicado por $\frac{1}{\sum_{i=2}^6 \varsigma_i}$, pelo valor médio da variável θ e pelo desvio padrão da variável.

Tabela 2: Impactos das variáveis na formação da taxa de juros

		Média	DP	A	B	C	D
REN. PERMANENTE	Crescimento do PIB per capita	2,41	1,42	0,24	0,57	0,69	0,34
CICLO INTERNACIONAL	Índice de condições financeiras americanas	-0,17	0,92	-2,72	0,5	0,6	-2,50
	Hiato da OCDE	-0,85	1,51	0,73	-0,62	-0,74	1,10
	Hiato da China	0,00	0,99	0,16	0,00	0,00	0,16
	Hiato da Argentina	-34,12	52,08		-0,12	-0,15	0,19
	Taxa de crescimento dos termos de troca	0,36	7,02	0,13	0,04	0,05	0,84
FISCAL E PARAFISCAL	Varição interanual da carga tributária	0,27	0,95	-0,48	-0,13	-0,16	-0,46
	Varição interanual do gasto primário	0,26	0,75	0,31	0,08	0,10	0,24
	Subsídio implícito nos créditos do BNDES	-18,46	-12,75	0,05	0,95	1,14	0,66
	Impulso parafiscal	1,55	32,10	0,02	0,02	0,03	0,52
	Saques do FGTS	0,06	0,26	1,23	0,08	0,09	0,32
	Investimento da Petrobrás	3,54	29,63	0,01	0,03	0,03	0,24
VÁRIOS	Dummy de medidas macroprudenciais	0,11	1,06	-0,12	-0,01	-0,02	-0,13
	Varição da taxa de formalização	0,04	0,29	0,87	0,03	0,04	0,25
	Surpresa com pré-sal	891	1811		0,07	0,09	0,15

Passemos a ler a primeira linha da tabela. Na primeira coluna vemos que: a média das taxas de crescimento do PIB *per capita* foi de 2,41%; que o desvio padrão foi de 1,41; que 1pp a mais de crescimento eleva o juro neutro em 0,24pp; que o impacto sobre o juro neutro da média das taxas de crescimento foi de 0,57pp; que este mesmo impacto quando calculado para menor mobilidade de capital (θ um desvio padrão maior), será de 0,69pp; e que o impacto sobre o juro neutro do crescimento do PIB *per capita* ser igual ao valor do desvio padrão do crescimento do PIB *per capita*, será de 0,34pp. Leituras análogas valem para cada entrada da tabela.

Na sexta linha e primeira coluna lemos que se a taxa de crescimento interanual dos termos de troca for 1% o juro neutro se eleva em 0,35%. Nas colunas “Média” e “Média + DP” temos, para cada variável, seu valor médio na série e seu valor médio somado a um desvio padrão. Na média a taxa de crescimento dos termos de troca é próxima de zero, 0,36%, mas a variabilidade é grande. Em um ano em que os termos de troca crescem um desvio padrão acima da média, 7,02%, o juro neutro é impactado em 2,55%, como se lê na sexta linha e na coluna “Efeito média + DP”. Análises análogas valem para cada uma das entradas da tabela.

V – ESTIMATIVAS E DECOMPOSIÇÃO DA TAXA DE JUROS NEUTRA

O Gráfico 2 apresenta a evolução da média móvel de 4 trimestres do juro neutro estimado. Consideramos essa média móvel de 4 trimestres para suavizar as estimativas pontuais obtidas pela abordagem descrita acima. Também são apresentadas a decomposição do juro neutro em quatro grandes agrupamentos de variáveis: juro estrutural; variáveis associadas ao ciclo internacional; variáveis associadas ao gasto fiscal, parafiscal, FGTS e da Petrobrás; e medidas macroprudenciais, bem como oscilações da taxa de formalização e as surpresas com o pré-sal. Cada um desses grandes conjuntos de variáveis pode ser desdobrado mais uma vez, levando em conta cada variável da curva IS estimada. Faremos a análise de cada conjunto separadamente. Antes disso, contudo, vale analisar o peso de cada grande conjunto de variáveis na trajetória do juro neutro.

Na Tabela 3 apresentamos a decomposição do juro neutro, em pontos percentuais, para diversas datas. Fica claro na tabela a forte queda do risco país, principal componente do juro neutro estrutural, de 2004, quando este contribuía com 18,6pp, para 2007, quando contribuiu com 6,8pp, queda de quase 12pp. Ao longo do período da grande moderação que antecede a grande crise financeira global de 2008 houve forte elevação da contribuição do ciclo mundial, chegando a adicionar 5,9pp ao juro neutro em 2007. No final do governo Lula, em 2010, o impulso fiscal e o entusiasmo com a descoberta do pré-sal estavam no auge, adicionando 7,2pp ao juro neutro. Explica boa parcela dos juros elevados no primeiro mandato de Dilma.

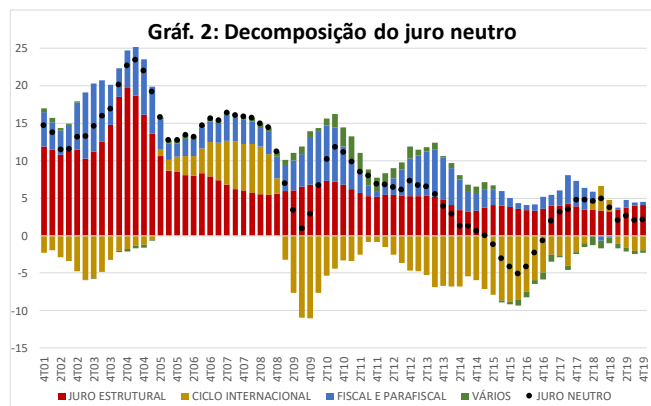


TABELA 3: Decomposição do juro neutro

	JURO NEUTRO	JURO ESTRUTURAL	CICLO INTERNACIONAL	FISCAL E PARAFISCAL	VÁRIOS
4T01	14,7	11,9	-2,3	4,6	0,5
3T04	23,5	18,6	-1,4	6,5	-0,4
3T05	12,7	8,7	1,4	2,2	0,4
4T05	12,8	8,5	2,0	1,8	0,5
1T06	13,4	8,0	2,6	2,3	0,5
2T07	16,4	6,8	5,9	3,5	0,3
3T09	1,0	6,6	-11,0	4,3	1,1
3T10	11,8	7,2	-4,4	7,2	1,8
4T12	7,3	5,3	-4,6	5,0	1,6
1T16	-5,0	3,6	-8,6	0,7	-0,7
3T18	4,9	3,3	3,3	-0,7	-1,0
4T19	2,2	4,1	-1,9	0,4	-0,4

As figuras 3 a 6 e as tabelas 4 a 7 apresentam a decomposição dos quatro grandes grupos de variáveis apresentados na Tabela 3.

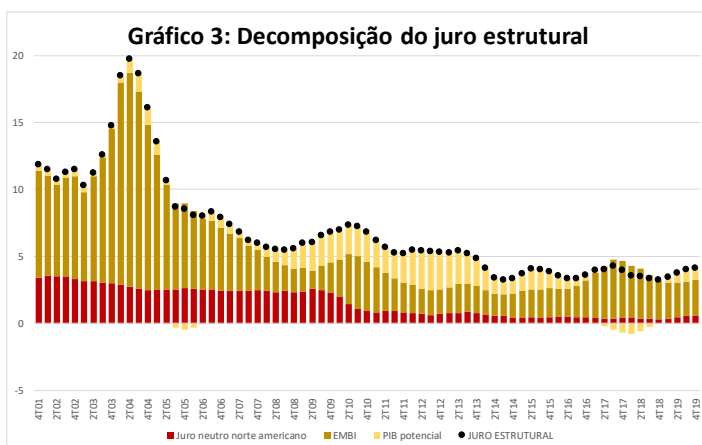


TABELA 4: Decomposição do juro estrutural

	JURO ESTRUTURAL	Juro neutro norte americano	EMBI	PIB potencial
4T01	11,85	3,40	7,98	0,47
3T04	18,63	2,58	14,74	1,31
3T05	8,66	2,53	6,45	-0,32
4T05	8,50	2,61	6,36	-0,47
1T06	8,04	2,56	5,80	-0,32
2T07	6,79	2,44	3,90	0,45
3T09	6,56	2,45	1,82	2,29
3T10	7,20	1,09	3,92	2,19
4T12	5,27	0,72	1,81	2,74
1T16	3,56	0,50	2,07	0,98
3T18	3,31	0,35	3,24	-0,29
4T19	4,11	0,58	2,67	0,86

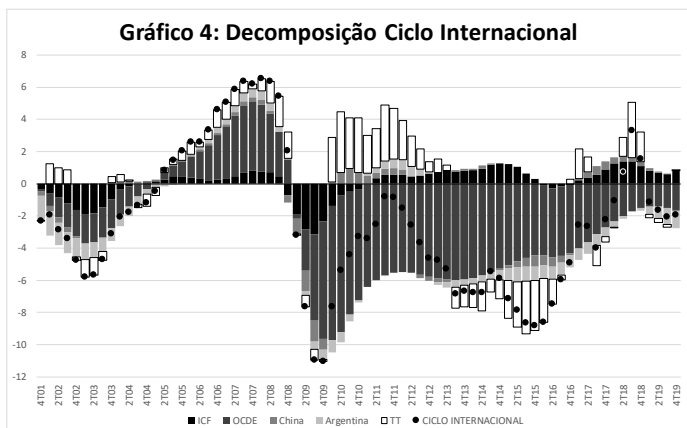
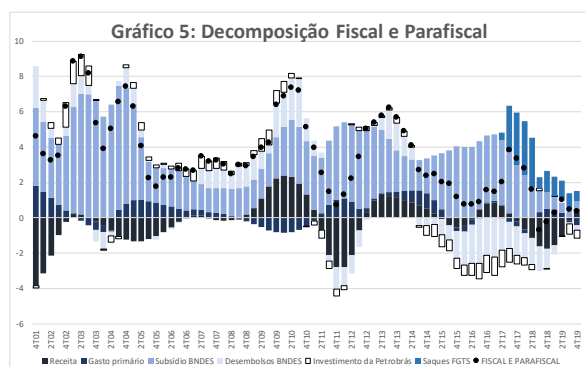
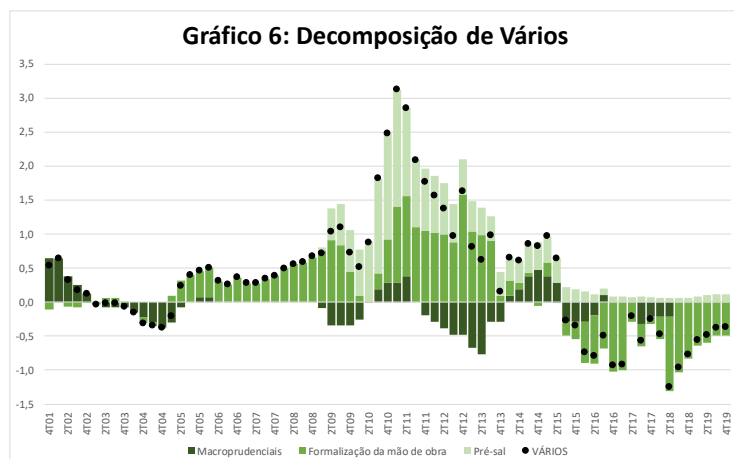


TABELA 5: Decomposição do ciclo internacional

	CICLO INTERNACIONAL	ICF	OCDE	China	Argentina	TT
4T01	-2,32	-0,33	-0,11	-0,32	-1,53	-0,04
3T04	-1,37	-0,04	-0,77	0,13	-0,45	-0,24
3T05	1,44	0,48	0,66	0,05	-0,10	0,33
4T05	2,04	0,44	0,95	0,08	-0,01	0,59
1T06	2,58	0,39	1,30	0,09	0,05	0,76
2T07	5,86	0,48	3,76	0,20	0,43	0,99
3T09	-10,95	-3,16	-5,33	-1,31	-0,48	-0,67
3T10	-4,44	-0,50	-7,65	0,96	-0,40	3,16
4T12	-4,64	0,65	-5,78	-0,24	0,11	0,63
1T16	-8,61	-0,14	-4,32	-0,64	-0,81	-2,70
3T18	3,30	1,38	-1,71	0,26	-0,05	3,42
4T19	-1,94	0,82	-1,65	-0,05	-1,06	0,00

**TABELA 6: Decomposição do ciclo internacional**

	FISCAL E PARAFISCAL	Receita	Gasto primário	Subsidio BNDES	Desembolsos BNDES	Investimento da Petrobrás	Saques FGTS
4T01	4,62	-3,84	1,82	4,38	2,39	-0,12	0,00
3T04	6,55	-1,05	0,45	7,02	0,28	-0,15	0,00
3T05	2,24	-1,19	0,93	2,24	0,10	0,16	0,00
4T05	1,77	-1,03	0,83	1,99	-0,19	0,17	0,00
1T06	2,26	-0,83	0,73	2,08	0,21	0,07	0,00
2T07	3,48	0,11	0,32	1,47	0,90	0,67	0,00
3T09	4,26	1,78	-0,70	1,89	0,46	0,83	0,00
3T10	7,19	1,95	-0,69	3,20	2,72	0,02	0,00
4T12	5,02	0,32	0,24	4,39	-0,14	0,21	0,00
1T16	0,75	-0,44	-0,33	4,00	-1,91	-0,57	0,00
3T18	-0,71	-1,62	0,33	1,20	-1,40	0,13	0,64
4T19	0,36	0,51	-0,43	0,41	-0,26	-0,47	0,59

**TABELA 7: Decomposição de Vários**

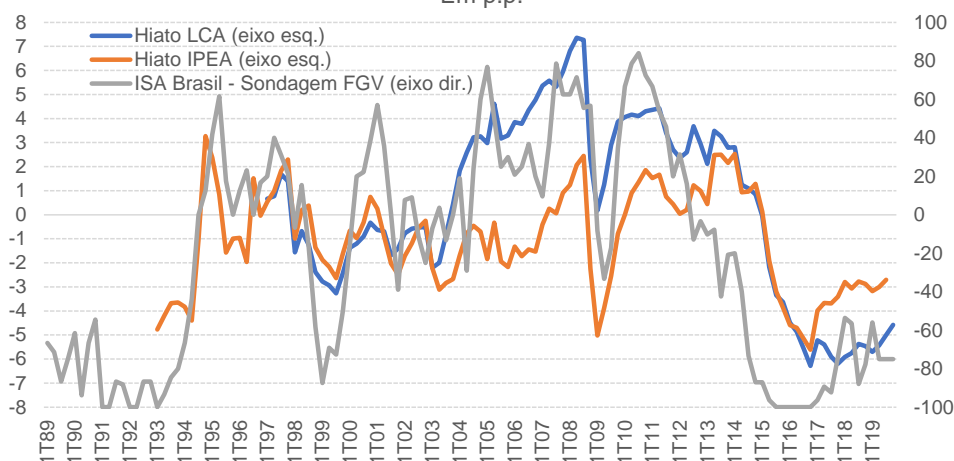
	VÁRIOS	Macroprudenciais	Formalização da mão de obra	Pré-sal
4T01	0,53	0,64	-0,11	0,00
3T04	-0,35	-0,30	-0,05	0,00
3T05	0,40	0,00	0,40	0,00
4T05	0,46	0,07	0,38	0,00
1T06	0,50	0,07	0,43	0,00
2T07	0,28	0,00	0,28	0,01
3T09	1,10	-0,34	0,84	0,60
3T10	1,82	0,19	0,23	1,39
4T12	1,62	-0,48	1,58	0,52
1T16	-0,74	-0,29	-0,60	0,16
3T18	-0,97	0,00	-1,03	0,06
4T19	-0,37	0,00	-0,49	0,12

VI – ANÁLISE DE SENSIBILIDADE E ROBUSTEZ

Optamos por realizar dois testes de robustez para atestar os resultados apontados na seção anterior. No primeiro deles, utilizamos uma medida alternativa de hiato do produto, estimada pelo IPEA. A figura abaixo compara a estimativa de hiato utilizada na seção anterior, a estimativa de hiato do IPEA e, ainda, uma proxy do hiato brasileiro dado pelo Índice de Situação Atual (ISA) da Sondagem da América Latina da FGV, que oscila entre -100 e 100 e corresponde à avaliação feita por especialistas, a cada trimestre, da posição cíclica da economia (trata-se da mesma variável adotada como *proxy* de hiato para a economia argentina). Vale notar que a correlação da estimativa de hiato da LCA com o ISA é de +79,7%, contra +58% no caso do hiato do IPEA (em 1997-2019).

Gráfico 7: Estimativas de hiato para o Brasil

Em p.p.



No outro teste, instrumentalizamos o risco-país dado pelo EMBI+, utilizando variáveis internacionais (hiatos OCDE e China, ICF e variação dos termos de troca) e nas reservas internacionais brasileiras defasadas, em % do PIB potencial. As figuras abaixo comparam as estimativas de juro neutro e juro estrutural obtidas nessas três versões distintas da curva IS brasileira.

Gráfico 8: Estimativas juro neutro
Em % a.a., real.

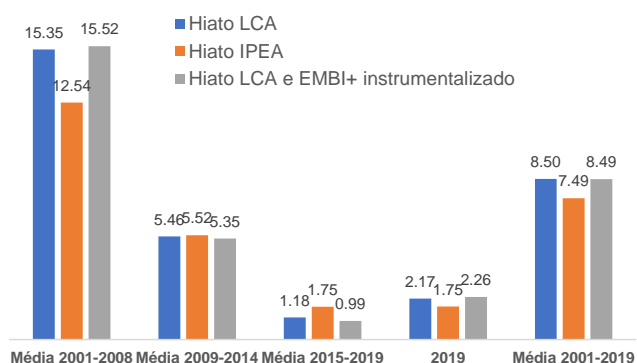
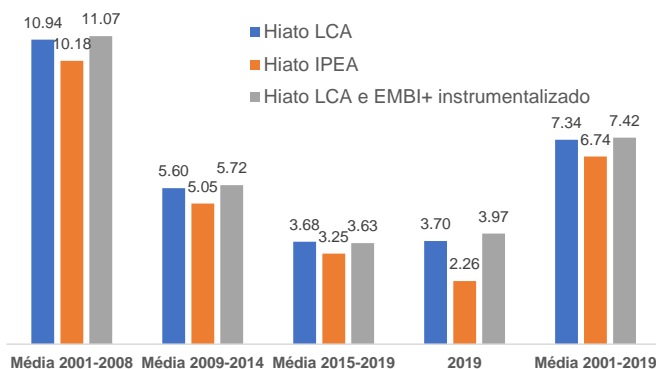


Gráfico 9: Estimativas juro estrutural
Em % a.a., real.



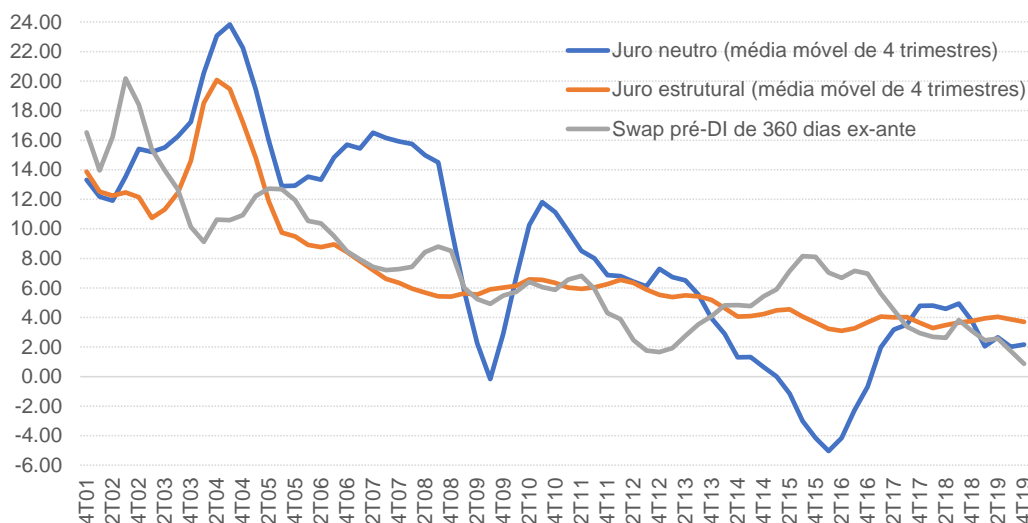
Como pode ser notado, as estimativas de juro neutro não são muito diferentes entre si. Há uma diferença um pouco maior nas estimativas do juro estrutural com o hiato do IPEA nos últimos anos, mas que acaba não se transpondo integralmente para o juro neutro na medida em que o modelo “compensa” nos coeficientes estimados das variáveis mais cíclicas, que geram os desvios do juro neutro em relação ao estrutural.

VII – CONSIDERAÇÕES FINAIS

As estimativas de juro neutro apresentadas nas seções anteriores não somente documentam a trajetória dessa variável não-observável, como também ajudam a compreender as razões por detrás dos juros reais atipicamente observados no Brasil durante boa parte do período 2001-2019. Entre 2001 e até 2004/05, nosso juro real era elevado em boa medida por conta de uma percepção de risco muito elevada. Entre 2006 e 2015, aproximadamente, uma economia operando quase sempre em hiperemprego acabou demandando um juro real mais elevado para que a inflação não se distanciasse muito da meta – e esse juro mais elevado acabou contribuindo para isso ao gerar uma forte valorização do R\$/US\$ entre 2003 e 2011, o que, por sua vez, alimentou uma expressiva deterioração das transações correntes até 2014, quando o déficit beirou os 5% do PIB (vindo de superávit até 2005/06). A queda do juro neutro brasileiro para níveis atipicamente baixos nos últimos três anos resulta tanto de uma mudança na orientação cíclica da política fiscal e da parafiscal em relação ao observado em boa parte do período 2001-2014 como da influência do ambiente internacional, notadamente o colapso da economia argentina.

Para além de melhorias nos métodos empregados neste trabalho e eventual inclusão de outras variáveis, visualizamos várias agendas de pesquisa a partir dos resultados encontrados neste artigo. Uma delas tem a ver com a política monetária. Geralmente os Bancos Centrais costumam fixar as taxas de juros de curto prazo tendo como referência alguma estimativa de juro estrutural, com baixa variabilidade ao longo do tempo. Contudo, como apontamos acima, aquilo que denominamos como juro neutro (e não o juro estrutural) parece ser a referência mais relevante para calibrar a política monetária, já que fatores cíclicos que impactam nossa demanda agregada (e, portanto, a inflação) podem persistir por muitos anos, para além do horizonte típico de atuação da política monetária (cerca de dois anos à frente).

Gráfico 10: Taxas de juros reais no Brasil
Em % a.a.



Ademais, como a abordagem envolveu uma equação única, alguns aspectos importantes de equilíbrio geral acabam sendo ignorados, em especial aqueles envolvendo os vários efeitos das políticas fiscal e parafiscal domésticas, que podem afetar o juro neutro/estrutural não somente por conta de suas posturas mais conjunturais (anti ou pró-cíclicas), mas também via percepção de solvência (impactando o risco-país) e também por seus impactos sobre o potencial de crescimento (algo que depende do tamanho, composição e qualidade da taxaço e do gasto público).

REFERÊNCIAS

- Barbosa, Fernando de Holanda; Camêlo, Felipe Diogo; e Igor Custodio, João (2016).** “A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003–2015”, *Revista Brasileira de Economia*, 70(4): 399–417.
- Barcellos Neto, Paulo Chananeco F. de; Portugal, Marcelo Savino (2009).** “The Natural Rate of Interest in Brazil between 1999 and 2005” *Revista Brasileira de Economia*, 63(2): 103–118.
- Brand, Claus; Bielecki, Marcin; e Penalver, Adrian (2018).** “The natural rate of interest: estimates, drivers, and challenges to monetary policy”, Occasional Paper Series #217, European Central Bank (December).
- Eggertsson, Gauti B.; Mehrotra, Neil R.; Robbins, Jacob A. (2019).** “A Model of Secular Stagnation: Theory and Quantitative Evaluation”, *American Economic Review*, 11(1): 1-48.
- Galí, Jordi (2015).** *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications*, Princeton U. P., segunda edição.
- Goldfajn, Ilan; e Bicalho, Aurélio (2011).** “A Longa Travessia para a Normalidade: os Juros Reais no Brasil”, texto para a discussão 2/2011, departamento de pesquisa macroeconômico do Banco Itaú/Unibanco.
- Holston, Kathryn; Laubach, Thomas; Williams, John (2017).** “Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants”, *Journal of International Economics*, 108:559-576.

Laubach, Thomas; e Williams, John (2013). “Measuring the Natural Rate of Interest”. *The Review of Economics Statistics*, 85(4): 1063-1070.

Laubach, Thomas; e Williams, John (2016). “Measuring the natural rate of interest redux”, *Business Economics*, 51(2).

Łukasz, Rachel; e Summers, Lawrence (2019). “On Secular Stagnation in the Industrialized World”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2019: 1-74.

Magud, Nicolas E.; e Tsounta, Evridiki (2012). “To Cut or Not to Cut? That is the (Central Bank’s) Question in Search of the Neutral Interest Rate in Latin America”, IMF Working Paper 241 (October).

Moreira, João Ricardo Rodrigues; e Portugal, Marcelo Savino (2019). “Natural rate of interest estimates for brazil after adoption of the inflation targeting regime”, https://www.bcu.gub.uy/Comunicaciones/Jornadas%20de%20Economia/PORTUGAL_MARCEL_O_2019_6109.pdf.

Perrelli, Roberto Accioly; e Roache, Shaun K. (2014). “Time-Varying Neutral Interest Rate—The Case of Brazil”, IMF working paper 14/84.

Perrelli, Roberto Accioly; Roache, Shaun K. (2018). “The Conquest of Lower Interest Rates in Brazil – Where Does Neutral Stand?”, em *Brazil: Boom, Bust, and the Road to Recovery*, editado por Antonio Spilimbergo e Krishna Srinivasan, capítulo 14, pp 241-253.

Ronchi Neto, Alberto; Candido, Osvaldo (2020). “Measuring the neutral real interest rate in Brazil: a semi-structural open economy framework”, *Empirical Economics* 58:651–667, <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1550-4>.