

# **DOMINÂNCIA FISCAL E PRÊMIO DE RISCO NO BRASIL<sup>o</sup>**

## *FISCAL DOMINANCE AND RISK PREMIUM IN BRAZIL*

*Marcio José Szpaki Zapparoli\**  
*Carlândia Brito Santos Fernandes\*\**

recibido: 19 noviembre 2021 - aprobado: 15 junio 2022

---

### **Resumo**

Este estudo busca verificar se a economia brasileira esteve sob dominância fiscal nos anos de 2015 a 2016, no período que compreende o rebaixamento do *rating* do Brasil até o momento próximo à conclusão do processo de *impeachment* presidencial. Aplica-se o modelo de Blanchard (2004) estudando o impacto do aumento da taxa de juros doméstica sobre a taxa de câmbio. A análise empírica considera os movimentos no fluxo de capital e o prêmio de risco associado à expectativa de maior endividamento público. Os resultados demonstram que tal medida causa um movimento contrário ao esperado, desvalorizando a taxa de câmbio pela relação da dívida pública esperada com a probabilidade de default, prejudicando o controle da inflação e corroborando a hipótese de dominância fiscal.

*Palavras-chave:* risco de default, dominância fiscal, inflação, política monetária.  
*Códigos JEL:* E63, H62, H30.

---

<sup>o</sup> Zapparoli, M. J. S. & Fernandes, C. B. S. (2024). Dominância fiscal e prêmio de risco no Brasil. Fiscal dominance and risk premium in Brazil. *Estudios económicos*, 41(82), pp.189-221, DOI: 10.52292/j.estudecon.2024.3022

\* Universidade Estadual de Maringá, Brasil. Bolsista do CNPq - Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4233-1214>. E-mail: [marcio\\_zap@hotmail.com](mailto:marcio_zap@hotmail.com)

\*\* Universidade Estadual de Maringá, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9041-5979>. E-mail: [cfsfernandes@uem.br](mailto:cfsfernandes@uem.br)

**Abstract**

The aim of this paper was to verify whether the Brazilian economy was under fiscal dominance in the years 2015 and 2016, during the period of the downgrade of Brazil's rating and the presidential impeachment process. We applied the model proposed by Blanchard (2004), studying the effect of an increase in domestic interest rate on the exchange one. The empirical analysis considered the movements in the capital flow and risk premium derived from the greater public indebtedness expectation. The results show that the increase causes a movement contrary to what was expected, depreciating the exchange rate given the relationship between the expected public debt and the probability of default, jeopardizing the inflationary control and confirming the fiscal dominance hypothesis.

*Keywords:* default risk, fiscal dominance, inflation, monetary policy.

*JEL code:* E63, H62, H30.

## INTRODUÇÃO

Durante os anos de 2014 a 2016, o governo empreendeu vigorosos esforços fiscais na tentativa de estimular a economia, mas o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) não ocorreu. O Brasil sofreu uma significativa recessão nesses anos, com o PIB registrando queda de 2.2% no 2º trimestre de 2015, encerrando o ano em -3.55%. Nesse mesmo ano, a inflação, medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) atingiu expressivos 10.7% (IBGE, 2020). A taxa de juros subia desde 2013, mas os preços não cederam, e o problema se agravou; além disso, as políticas anticíclicas não trouxeram o resultado esperado.

Holland (2016) relata que a economia brasileira se encontrava em uma situação específica de dominância fiscal (quando a política fiscal ativa assume o papel de protagonista ao ponto de inibir a eficácia da política monetária) e que essa poderia ser uma das causas da ineficácia das medidas de combate à inflação naqueles anos.

Com base nisso, o presente estudo busca verificar se a economia brasileira se encontrava sob regime de dominância fiscal durante os anos de 2015 a 2016, concentrando-se no período em que o Brasil teve seu *rating* rebaixado até o *impeachment* da presidente em exercício. Analisa-se a taxa de câmbio, enquanto mecanismo de transmissão da política monetária, e seu efeito sobre os preços, se confirmada a dominância fiscal.

Este trabalho se justifica como uma contribuição para a discussão acerca dos efeitos da política fiscal no Brasil, evidenciando a importância da coordenação das políticas fiscal e monetária para uma maior eficácia das medidas econômicas. Para o estudo da questão, a metodologia empregada será o modelo de dominância fiscal proposto por Blanchard (2004).

A divisão do artigo se encontra da seguinte forma: Após essa introdução, na seção 2 são apresentadas as teorias sobre dominância fiscal e como ela pode comprometer a eficácia da política monetária no controle do nível de preços. Após isso, a seção 3 apresenta um breve resumo da situação fiscal e da conjuntura econômica em que se encontrava a economia brasileira nos anos de 2015 a 2016. A seção 4 apresenta o modelo de Blanchard (2004) e a seção 5, a estratégia empírica para o período de estudo. A seção 6 apresenta as considerações finais.

## I. TEORIAS DE DOMINÂNCIA FISCAL E MONETÁRIA

Nos modelos econômicos tradicionais, quando um Banco Central adota uma política monetária restritiva, de combate à inflação, a venda de títulos públicos diminui a oferta de moeda na economia e eleva a taxa de juros. Ao fazer isso, ocorre uma redução da demanda agregada, queda no nível geral de preços e apreciação real da moeda nacional, sendo que este aumento da taxa real de câmbio é consequência da maior atratividade externa dos títulos da dívida pública dado o aumento do diferencial de juros internos em relação aos juros externos.

Sargent e Wallace (1981) explicam que quando a política monetária domina a política fiscal, ou seja, dominância monetária, o Banco Central determina a taxa de juros de forma independente. Nessa situação, a autoridade fiscal enfrenta uma restrição de gastos imposta pela função de demanda por títulos, estando obrigada a gerar superávits para manter constante a relação dívida/PIB. Caso ocorra um déficit público, o financiamento do orçamento tem de ser feito, ou pela venda de títulos públicos, ou pela receita de senhoriagem<sup>1</sup>, ou ambos.

Entretanto, cabe reforçar que, nessa situação, a autoridade monetária não é forçada a monetizar a dívida e, portanto, cabe à autoridade fiscal assumir um papel passivo ao buscar um superávit primário, sujeitando-se às premissas assumidas pela política monetária com respeito à senhoriagem e aos limites toleráveis da relação dívida/PIB.

O regime de dominância monetária é comumente adotado por muitas economias, pois permite que a política monetária cumpra seu papel principal de controlar a inflação e estabilizar os preços. Além disso, segundo Romer (2019) muitos Bancos Centrais passaram a adotar um alvo explícito para o nível de preços, sob a forma de um regime de metas para a inflação (*inflation targeting*). Tal regime também busca mitigar as flutuações no produto, evitar expressivas oscilações na taxa de câmbio, e manter o sistema financeiro estável. Esses são alguns dos destaques da dominância monetária.

---

<sup>1</sup> Senhoriagem é a receita que o governo obtém por meio da emissão de moeda (Romer, 2019). Os governos podem obter volumes significativos de recursos ano após ano, pela emissão de moeda, isto é, aumentando a base monetária. Esta fonte de receita é conhecida por senhoriagem ou *seigniorage* real, definida como sendo o produto da expansão monetária pelos saldos monetários reais. Ou seja, é a habilidade do governo de aumentar a receita por meio do seu direito de criar moeda. Dito de outro modo, trata-se do poder de compra da expansão monetária feita pelo Banco Central.

Sargent e Wallace (1981) comentam o argumento monetarista de Milton Friedman, que afirmava que a política monetária era incapaz de influenciar permanentemente o nível de produto e desemprego, mas que seria capaz de controlar a inflação, fenômeno exclusivamente monetário. De acordo com a visão novo clássica, nem mesmo no curto prazo os choques monetários seriam capazes de afetar o produto e o emprego, dadas as expectativas racionais dos agentes econômicos. Dentro dessa discussão, os autores inovam ao dizer que nem mesmo a inflação é passível de controle via política monetária, fazendo uma alusão à condição de dominância fiscal (Sargent & Wallace, 1981).

Isso posto, a dominância fiscal ocorre quando a autoridade fiscal determina seu orçamento sem se preocupar com a necessidade de gerar superávit primário visando a estabilização da relação dívida/PIB. Nesse regime, não há equilíbrio fiscal, pois o governo conta com a submissão da política monetária para gerar receita via senhoriagem, expandindo a base monetária e, dessa forma, financiando o déficit orçamentário.

Portanto, a autoridade monetária precisa agir sempre que a venda de títulos públicos não for suficiente para cobrir esse desequilíbrio, uma vez que a venda desses títulos depende da demanda do mercado. Em outras palavras, a política fiscal domina a política monetária e, por conta disso, o controle dos preços passa a ser uma questão secundária na economia, tolerando a presença da inflação. Nessas condições, “a inflação pode ser atribuída essencialmente aos distúrbios fiscais, e não aos descontroles monetários” (Carneiro & Wu, 2005, p. 4).

O raciocínio é simples: sem a ajuda de um superávit primário, sucessivos déficits obrigarão o financiamento da despesa pública por meio da venda de títulos e da senhoriagem. Contudo, essa dinâmica não se sustentará indefinidamente, pois existe um limite tolerável da demanda por títulos em relação ao tamanho da economia. Quando o endividamento atinge esse limite, parece insustentável comprar títulos da dívida de uma nação cujo endividamento é maior do que sua capacidade de pagamento.

Aliado a isso, uma política de combate à inflação tem como seu principal mecanismo as operações no mercado aberto de títulos (*open-market*) e, uma vez atingido o limite tolerável de endividamento, a senhoriagem passa a ser a alternativa mais plausível. Nesse ponto, se a taxa de crescimento da base monetária for maior que a taxa de crescimento da economia, certamente haverá inflação, tornando o modelo inconsistente. Em suma, o combate à inflação corrente com aperto mone-

tário funciona apenas temporariamente, causando maior inflação no futuro, dado o aumento do serviço da dívida pública.

Uma outra forma de se analisar a dominância fiscal ocorre segundo a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP). Nessa abordagem, quando o valor presente esperado do fluxo futuro de superávit fiscal for menor que a dívida nominal corrente, ocorre um aumento no nível de preços, configurando um regime não Ricardiano (dominância fiscal). Ou seja, dada a exigência de um orçamento público deficitário, resta à autoridade monetária financiar tal déficit via emissão de moeda, ampliando a base monetária, incorrendo em inflação (Woodford, 1995, 2001).

Blanchard (2004) destaca que o problema no controle inflacionário ocorre pelo canal de transmissão da taxa de câmbio. Retornando à situação descrita no início da sessão, uma política monetária de combate à inflação, sob um regime de metas de inflação e dominância fiscal, será incapaz de conter a alta dos preços e acabará aprofundando o processo inflacionário<sup>2</sup>.

Em seu artigo, Blanchard (2004) demonstra que a aversão ao risco pelos investidores estrangeiros exerce um papel determinante no resultado final de uma política monetária restritiva. Partindo de uma situação de elevado nível de endividamento público (dívida/PIB), ou de um aumento na aversão ao risco, ou ainda, de uma grande composição da dívida pública em dólar, uma tentativa de combate à inflação via aumento da taxa real de juros torna os títulos públicos menos atrativos por conta de uma maior probabilidade de default, isso desencadeia um fluxo de saída de capitais do país, depreciando o câmbio e causando uma nova escalada nos preços por conta do câmbio mais elevado.

Nessa abordagem, ao tentar combater a inflação elevando a taxa de juros, o Banco Central acaba gerando um aumento da dívida pública e, por fim, mais inflação, gerando um círculo vicioso ao se insistir nesse caminho.

Em suma, o controle dos preços fica inviabilizado por conta de o orçamento fiscal ser definido de forma independente da política monetária, de modo que “a situação fiscal tida como desfavorável pelos investidores internacionais neutraliza os efeitos da política monetária e por isso trata-se novamente de uma situação de dominância fiscal” (Marques Junior, 2010, p. 68).

---

<sup>2</sup> A depreciação do câmbio afeta o consumo das famílias e aumenta o custo de vida, gerando pressão sobre os salários. Para as firmas, o custo dos insumos importados também aumenta. Os dois efeitos atuam elevando a inflação, semelhante a um choque negativo na oferta (Romer, 2019).

Existem diversos trabalhos que investigam o regime de dominância no Brasil. Considerando as definições de Sargent e Wallace (1985), Tanner e Ramos (2003) examinam a solvência intertemporal e o ajustamento fiscal no Brasil para o período de 1991 a 2000. Constatam que, na maior parte do período, o regime dominante foi o fiscal, com a dominância monetária se concentrando durante os anos de 1995 a 1997, período após a implantação do plano real e antes da crise financeira asiática.

Ao estudar o período de 1995 a 2003, Fialho e Portugal (2005) buscaram responder se o nível de preços da economia brasileira é determinado pelos canais convencionais da teoria monetária ou aqueles propostos pela TFNP. Seus achados indicam a vigência da dominância monetária, levando-se em conta a relação da dívida/PIB com o superávit primário/PIB.

A ausência de um consenso para o período pós-Plano Real levou Gadelha e Divino (2008) a investigarem se a relação de equilíbrio de longo prazo e a causalidade de Granger (bivariada e multivariada) poderiam oferecer uma resposta. Os autores chegam à mesma conclusão de Fialho e Portugal (2005), *i. e.*, que a economia brasileira se encontrava sob regime de dominância monetária. Além disso, que o modelo proposto por Blanchard (2004) não encontra apoio empírico no período analisado (1995-2004).

Esse último fato desperta, ainda, maior curiosidade sobre o presente trabalho, uma vez que ao analisar os períodos de 2011 e 2016, Fernandes (2017) encontrou alguns momentos em que a economia esteve sob dominância fiscal.

Nobrega et al. (2020) chegam à importante conclusão de que a dominância fiscal está ligada a momentos específicos do período de análise, ao passo que quando se estuda longos períodos, a dominância monetária parece ser o caso geral. Isso condiz com os resultados dos estudos acima citados. Além disso, os autores identificaram a ocorrência de uma mudança estrutural na economia, em 2011, sugerindo indícios de dominância fiscal entre 2011 e 2015.

Schymura (2015) chama a atenção para a conjuntura de 2015. Segundo o autor, era impossível afirmar ou descartar que o Brasil enfrentava uma situação de dominância fiscal, esse era um risco importante à autoridade monetária.

Isso posto, este trabalho contribui para essa literatura ao se investigar o assunto para um período mais recente da economia brasileira - que foi marcado pela perda do grau de investimento e pelo *impeachment* presidencial - e utilizando como

base teórica o modelo de Blanchard (2004). Além disso, fica clara a necessidade de coordenação entre as políticas fiscal e monetária, para que estas não sejam conflitantes e, juntas, consigam produzir um maior nível de bem estar econômico. Considerados esses pontos, resta perguntar qual das duas políticas assumiu o papel de dominância na economia brasileira durante o período desse estudo. Antes, porém, vejamos um pouco mais sobre a situação conjuntural do Brasil no período.

## II. ASPECTOS CONJUNTURAIS

Desde a criação do tripé macroeconômico<sup>3</sup> em 1999, o governo conseguiu manter a meta de superávit primário. Nem a crise mundial de 2008 foi capaz de desestabilizar as contas públicas ao nível observado nos anos de 2014 a 2016. Apesar de o Brasil ter passado com folga pela crise de 2008, as políticas anticíclicas logo alcançariam seu limite, confirmando que funcionam muito bem nos períodos de crise, mas que não duram para sempre.

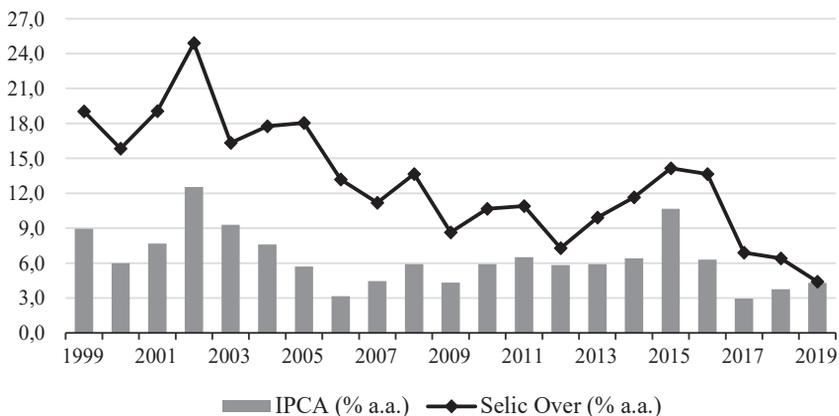
Segundo Curado e Nascimento (2015), o erro central do governo Dilma foi apostar que as políticas anticíclicas adotadas no ambiente da crise de 2008 atuariam ao longo do tempo como motor do crescimento econômico. “A tentativa de manter o ritmo de crescimento através da expansão do consumo e dos gastos do governo pressionou a demanda em um contexto de reduzido crescimento da oferta” (Curado & Nascimento, 2015, p. 44). A inflação se mostrou e passou longe do centro da meta nos anos de 2014 a 2016 (a meta definida pelo Conselho Monetário Nacional para esses anos era de 4.5% a.a., podendo variar até 2% para mais ou para menos), conforme demonstra a figura 1.

Em 2013, devido à pressão inflacionária e ao aumento das expectativas de inflação, o Banco Central dava início a um novo ciclo de alta dos juros básicos. Por volta desse ano, o governo iniciou um amplo programa de desoneração fiscal frustrando a arrecadação tributária e expandindo os gastos, “de 2013 para 2014, a economia não respondia mais a nenhum estímulo tributário ou de aumento dos gastos do governo” (Holland, 2016, p. 11).

---

<sup>3</sup> O tripé macroeconômico consiste na adoção de três medidas pelo governo brasileiro: regime de câmbio flutuante, estabelecimento de metas de superávit primário e regime de metas de inflação. Por volta de 2012 houve um remodelamento desses princípios resultando no que foi chamado de Nova Matriz Macroeconômica, com destaque para a flexibilização da meta de inflação.

Figura 1. Taxa de juros Selic-Over e IPCA (final do período)



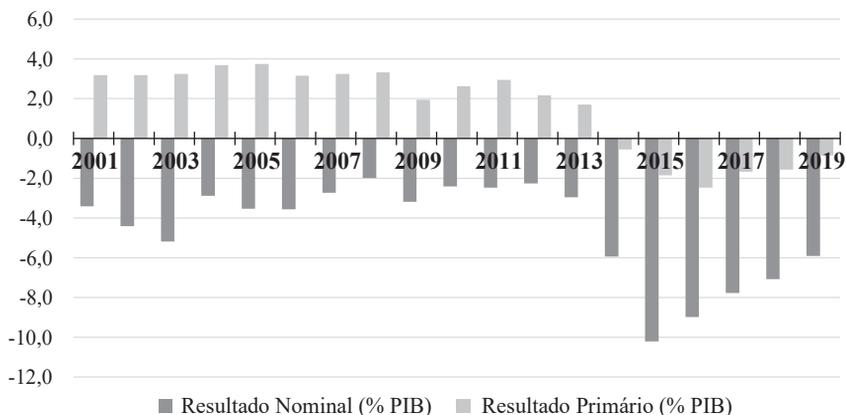
Fonte: Banco Central do Brasil.

O ano de 2014 foi um ano turbulento, não apenas em relação a questões econômicas, mas também políticas, com escândalos de corrupção envolvendo grandes empresas e agentes públicos do alto escalão. A situação fiscal começou a se deteriorar com uma menor arrecadação e aumento dos gastos públicos, em um contexto de desaceleração do crescimento econômico. O governo encerrou o ano de 2014 com déficit primário de 0.56% do PIB, quebrando uma sequência de superávits primário de mais de uma década, conforme demonstra a figura 2.

Segundo Holland (2016), a maior dificuldade em poupar mostrou um endividamento público acima do previsto pelo mercado, isso levantou dúvidas sobre a capacidade do país em honrar seus compromissos, uma vez que o elevado déficit primário mostrou a incapacidade do governo em gerar receita (vale notar a ascendência do déficit nominal no período 2014-16 destacado na figura 2). Diante disso, em 2015 o Brasil perdeu o selo de grau de investimento e foi rebaixado para categoria de especulação.

A perda do título de “bom pagador” em 2015 veio primeiro com a agência Standard & Poor’s seguido da Fitch, ainda no mesmo ano, conforme as datas destacadas na figura 3. Em 2016 foi a vez da Moody’s. Segundo os boletins publicados pelas agências, a deterioração dos indicadores fiscais foi justificativa unânime. A figura 3 destaca as datas de rebaixamento do *rating* e o risco país segundo o EMBI+ Brasil (*Emerging Markets Bond Index*).

Figura 2. Resultados Nominal e Primário



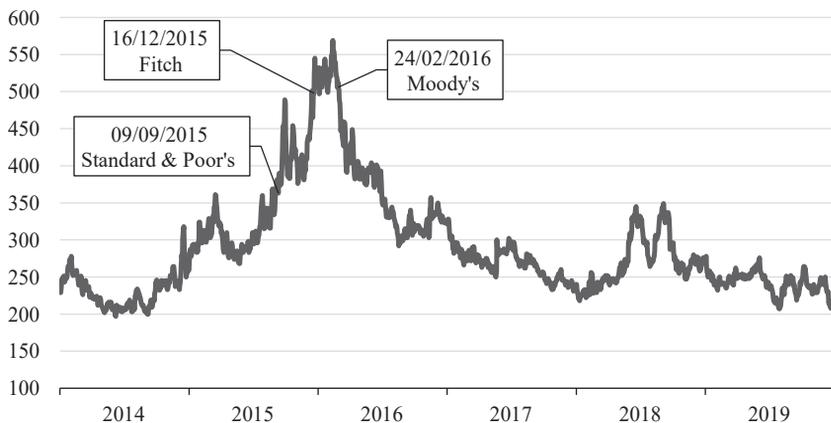
Fonte: Banco Central do Brasil.

Criado pelo banco J.P. Morgan Chase, o índice EMBI+ Brasil corresponde à média ponderada dos prêmios pagos pelos títulos da dívida externa brasileira em relação a papéis de prazo equivalente do Tesouro dos Estados Unidos. Essa diferença é calculada diariamente e sua variação reflete a percepção de risco pelos investidores. Quanto maior for a pontuação deste indicador, maior será o risco de crédito do país. Assim, para conseguir atrair capital estrangeiro em montante suficiente para o financiamento de sua dívida externa, um país com elevado spread EMBI+ precisa oferecer uma maior taxa de juros em seus papéis (Banco Central do Brasil, 2016).

Carneiro e Wu (2005) também confirmam o efeito nocivo que o elevado endividamento público tem sobre o risco de default. Em seu estudo para o período de 1995 a 2002, os autores identificaram que a ocorrência da dominância fiscal demanda a existência de um *feedback* entre a dívida pública e o prêmio de risco, assim, quando a relação DLSP/PIB (Dívida Líquida do Setor Público em proporção do PIB) ultrapassa 56%, o aumento no prêmio de risco passa a ter um comportamento explosivo, isto é, a relação dívida/risco deixa de ser linear e “o acréscimo marginal sobre o prêmio de risco pode ser tal que o efeito final sobre o câmbio é o de depreciá-lo e não o de apreciá-lo, o que gera pressão adicional sobre a taxa de inflação” (Carneiro & Wu, 2005, p. 9).

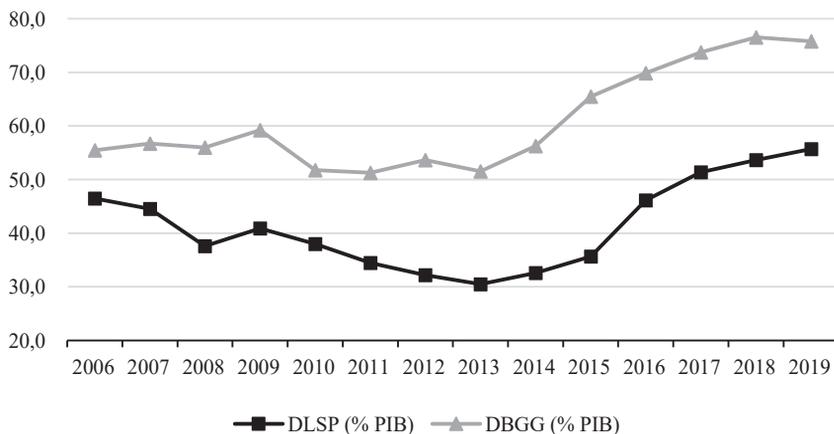
Embora essa conclusão tenha sido obtida para o período de 1995 a 2002, ela nos mostra que a dominância fiscal pode estar bem mais próxima do que se imagina, dado o histórico da DLSP/PIB no Brasil, conforme mostra a figura 4.

Figura 3. EMBI+ Brasil em pontos-base



Fonte: JP Morgan. Elaborado pelos autores.

Figura 4. DLSP em % PIB e DBGG em % PIB



Fonte: Banco Central do Brasil. Notas: DLSP: Dívida Líquida do Setor Público consolidado em proporção do PIB; DBGG: Dívida Bruta do Governo Geral em proporção do PIB.

Quando o endividamento público ultrapassa determinado valor crítico, um aumento na taxa de juros eleva os encargos da dívida pública aprofundando o endividamento, isso gera desconfiança quanto a capacidade do país de honrar seus compromissos. O descontrole nas finanças públicas inevitavelmente afeta o fluxo de capital e desencadeia efeitos perversos por toda a economia. Isso remete ao estudo de Lucas (1990), que mostra que o risco de default, chamado pelo autor de risco político, gera imperfeições no mercado de capitais e atua de forma relevante ao limitar o fluxo de capital para economias atrasadas.

Ocorre que existem limites para o endividamento público sustentável que, se ultrapassados, põem em xeque a credibilidade da política fiscal, limite esse que também é influenciado pelo histórico de default do país (Gadelha & Divino, 2008). Então, se o risco de default aumentar acima do prêmio de juros, conseqüentemente o capital migra para economias mais seguras, desvalorizando o câmbio e gerando pressão inflacionária em economias mais sensíveis.

Nesse contexto, segundo Holland (2016), o que a economia brasileira estava enfrentando nos anos de 2014 a 2016 seria o princípio de uma crise fiscal e o início de um processo inflacionário, conforme explica: “O crescimento não veio, as medidas anticíclicas entraram em exaustão e o governo perdeu espaço fiscal para mais estímulos. Foi preciso conduzir um forte ajuste fiscal, para recompor as contas públicas, em ambiente adverso, de retração econômica” (Holland, 2016, p. 29).

A crise enfrentada em 2015 e 2016, diga-se de nota, o impeachment da então presidente Dilma Rousseff em agosto de 2016; a recessão econômica e a elevada inflação acabaram por explicitar a “fragilidade das contas públicas no Brasil, fragilidade essa que foi ocultada durante o período em que durou a bonança internacional” (Oliveira et al., 2017, p. 24). Basta observar os indicadores de endividamento destacados na figura 4, no período de 2014 a 2017. A DLSP/PIB encerrou 2013 em 30.5% e chegou a 46.1% em 2016, chegando a variar cerca de 30% de 2015 para 2016, enquanto que a DBGG/PIB subiu de 51.5% para 69.8%. Não havia mais espaço fiscal suficiente para a realização de política fiscal anticíclica.

A deterioração fiscal do período trouxe aos agentes a sensação de impotência do governo ao enfrentar o desafio das contas públicas. Para estabilizar a dívida pública, seria necessário um superávit primário em torno de 3% do PIB em 2015 (Schymura, 2015).

Em suma, o comportamento da Dívida/PIB e a taxa de juros, observados nas figuras 1 e 4, sugere uma relação inversa entre essas variáveis, sinalizando indícios

de dominância fiscal nos anos de 2015 e 2016. Segundo Ahmed et al. (2021), essa possibilidade ocorre quando a crescente relação Dívida/PIB limita a condução da política monetária, induzindo o Banco Central a reduzir os custos com o serviço da dívida. Fato curioso é que, ao se testar a causalidade de Granger, constatou-se a precedência da expectativa da DLSP/PIB à taxa de juros dos títulos de vencimento em cinco anos, além de uma correlação cruzada negativa. Esses fatos ressaltam ainda mais a suspeita da dominância fiscal.

### III. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA: O MODELO DE BLANCHARD

Nesta seção apresenta-se uma breve explicação dos principais pontos do modelo desenvolvido por Blanchard (2004), necessários ao entendimento do problema de pesquisa. Blanchard (2004) aponta que em uma economia aberta, um aumento da taxa de juros pode levar a uma diminuição da inflação por dois canais: i) através da queda da demanda pelo canal do consumo e investimento; ii) por uma taxa de juros interna mais alta em relação à taxa de juros externa, tornando os títulos da dívida pública mais atrativos, o que, por sua vez, estimularia a entrada de capital externo, apreciando o câmbio e reduzindo os preços domésticos.

Seu estudo tem como foco este segundo canal, o cambial, em um modelo estático (de um período) que pressupõe uma economia com três ativos financeiros:

1. Um título livre de riscos, emitido pelo governo no período  $t$ , com taxa real de retorno  $r$ . No modelo não há distinção entre taxa de inflação esperada e efetiva, a inflação é dada por  $\pi$ , e  $r$  representa a taxa de juros de curto prazo dos títulos do governo, equivalente à Selic no Brasil. A taxa de juros é dada então por:

$$(1 + r) \equiv \frac{1 + i}{1 + \pi}$$

2. Um título emitido pelo governo no período  $t$ , em moeda local e com taxa de retorno real  $r^R$ . A taxa real de retorno para esse título é dada por:

$$(1 + r^R) \equiv \frac{1 + i^R}{1 + \pi}$$

Considerando  $p$  como a probabilidade de um calote no pagamento do título (default), temos que a taxa real de retorno esperada sobre esse título é dada por:

$$(1 - p)(1 + r^R)$$

3. Um título de valor em moeda estrangeira com taxa real de retorno igual a  $r^{\$}$ , e  $\pi^*$  apresentado como a inflação externa:

$$(1 + r^{\$}) \equiv \frac{1 + i^{\$}}{1 + \pi^*}$$

A taxa real de retorno em termos de moeda nacional para esse título é dada por:

$$\frac{\mathcal{E}'}{\mathcal{E}}(1 + r^{\$})$$

de forma que  $\mathcal{E}$  representa a taxa real de câmbio e  $\mathcal{E}'$  a taxa real de câmbio esperada para o próximo período. Se considerarmos a probabilidade de calote, o retorno esperado deste título será dado por:

$$(1 - p) \frac{\mathcal{E}'}{\mathcal{E}}(1 + r^{\$})$$

Consideremos agora que os ativos estejam sujeitos a um risco de calote e possuam um prêmio de risco adicional  $\theta p$  em relação ao título livre de risco. O retorno esperado para os títulos das condições 2 e 3 em relação ao título 1, e sujeitos a risco, respectivamente, são:

$$(1 - p)(1 + r^R) = (1 + r) + \theta p$$

$$(1 - p) \frac{\mathcal{E}'}{\mathcal{E}}(1 + r^{\$}) = (1 + r) + \theta p$$

O parâmetro  $\theta$  representa o nível médio de aversão ao risco do mercado doméstico. Podemos observar que ambos os ativos, denominados em moeda local e estrangeira, estão sujeitos ao mesmo nível de risco e, sendo assim, carregam consigo o mesmo prêmio de risco.

Assim, destacam-se aqui dois papéis para a probabilidade de default ao determinar a taxa de juros anunciada dos títulos públicos: é necessário anunciar uma taxa de juros maior para fornecer a mesma taxa de retorno esperada em comparação com o título livre de risco, levando-se em conta o desconto ocorrido na rentabilidade causado pela relação  $(1 - p)$ ; se os investidores forem avessos ao risco, será necessária uma maior taxa de retorno para motivá-los a incorporar esses títulos em sua carteira, como demonstra o parâmetro  $\theta p$  (Blanchard, 2004).

Apresentam-se a seguir os efeitos da taxa real de juros e da probabilidade de default sobre a taxa real de câmbio. O modelo é representado pelas duas equações

(1) e (2) e expressa o comportamento das variáveis  $p$  e  $\mathcal{E}$  para os valores dados da política fiscal e monetária  $r$ ,  $r^*$ ,  $D$ ,  $X$  e para os parâmetros  $\mu$ ,  $\lambda$  e  $\theta^*$ .

$$c \left[ (1+r) - \frac{\mathcal{E}'}{\mathcal{E}} (1+r^*) + (1-\lambda)\theta^*p \right] + N(\mathcal{E}) = 0 \quad (1)$$

$$p = \psi \left[ \left( \frac{1+r}{1-p} \right) [\mu\mathcal{E} + (1-\mu)]D - X \right] \quad (2)$$

A equação (1) denota a relação do fluxo de capital, em que  $r$  representa a taxa real de juros,  $r^*$  é a taxa real de juros externo,  $\mathcal{E}$  representa a taxa real de câmbio e  $\mathcal{E}'$  a taxa real de câmbio esperada para o próximo período,  $\theta^*$  a aversão ao risco pelos investidores estrangeiros e  $N(\mathcal{E})$  representa as exportações líquidas em função da taxa real de câmbio. Essa relação deriva do fato de que para o balanço de pagamentos estar em equilíbrio, o fluxo de capital e as exportações líquidas são iguais a zero.

A equação (2) denota o risco de default. Nela,  $\psi$  representa uma função de probabilidade acumulada, plana para valores baixos da dívida, porém, que cresce rapidamente ao entrar em um determinado valor crítico, e que se torna novamente plana quando a dívida alcança um patamar elevado. Define-se  $\mu$  como a parcela da dívida em moeda estrangeira em relação à dívida total ( $D^S/D$ ), considerando a taxa de câmbio de equilíbrio no longo prazo.  $D$  é a dívida total em moeda local, e estrangeira quando  $D^S$ ;  $X$  é o superávit primário.

Considerando dois principais canais de controle inflacionário em uma economia: a contenção de demanda agregada e o controle da apreciação cambial via taxa de juros, este último canal é justamente o objetivo da análise do modelo. Ele pode levar a um efeito contrário ao esperado, ou seja, o de um aumento nos juros não causar uma apreciação cambial.

A política fiscal de um país, se conduzida de forma a persistir em elevados déficits fiscais, pode se tornar precária a ponto de minimizar a política monetária no controle inflacionário. Dessa forma, um aumento na taxa de juros é interpretado pelos investidores como um aumento da probabilidade de calote, o que leva o investidor, avesso a riscos mais elevados, a retirar seu capital do país, resultando na depreciação cambial.

Dessa maneira, a política monetária torna-se ineficiente devido às condições fiscais. A questão principal é: como uma variação na taxa de juros leva a uma

apreciação ou depreciação cambial? Analisando as duas equações expostas acima, uma conclusão plausível é a de que quanto maior o nível da dívida corrente do país, ou da dívida em moeda estrangeira, ou ainda, uma maior aversão ao risco dos investidores externos, maior será a probabilidade de um aumento na taxa de juros resultar em uma depreciação da moeda, ao invés do oposto, conforme se espera pela teoria convencional (Blanchard, 2006).

Este modelo analisa um caso específico de dominância fiscal: o risco de default como causa de ineficiência da política monetária no controle da inflação. Portanto, o ponto central para o modelo é buscar compreender qual a probabilidade de calote da dívida para que se possa analisar se existe um certo grau de dominância fiscal no Brasil.

É possível utilizar, como *proxy* para o risco de default, o índice EMBI+ Brasil, que reflete a probabilidade de inadimplência e também a aversão ao risco dos investidores estrangeiros, sendo esta última não constante ao longo do tempo. A questão central passa a ser separar esses dois componentes do EMBI e estimar uma série temporal para a probabilidade de default.

As equações (1) e (2) são centrais no modelo, as quais servem como ponto de partida para as aproximações que permitem a estimação empírica. Dessa forma, para avançar no modelo, podemos reescrever a equação (1) da seguinte forma:

$$C \left[ \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} [(1-p)(1+r^{\$}) - (1+r^*)] - \theta^* p \right] = -N(\varepsilon)$$

Invertendo  $C[\cdot]$  e reorganizando, temos:

$$(1-p)(1+r^{\$}) - (1+r^*) = \frac{\varepsilon}{\varepsilon'} \theta^* p + \frac{\varepsilon}{\varepsilon'} C^{-1}(-N(\varepsilon))$$

Podemos definir o spread da taxa de juros do Brasil com a dos Estados Unidos como:

$$S \equiv 1 - \frac{1+r^*}{1+r^{\$}} = \frac{r^{\$} - r^*}{1+r^{\$}} \quad (3)$$

Esta última equação pode ser reescrita para chegarmos a uma relação entre o spread, a probabilidade de default e a taxa de câmbio:

$$S = p + \left( \frac{\varepsilon}{\varepsilon'} \frac{1}{1+r^s} \right) \theta^* p + \left( \frac{\varepsilon}{\varepsilon'} \frac{C^{-1}(-N(\varepsilon))}{1+r^s} \right) \quad (4)$$

Suponha que os investidores sejam neutros ao risco, ou seja,  $\theta^* = \theta$  e  $C' = \infty$ . Então  $S = p$ , o spread definido acima se iguala à probabilidade de default, o primeiro termo à direita. Se os investidores forem avessos ao risco, os outros dois termos entram em atuação: primeiramente, os investidores exigem um prêmio de risco para demandar os títulos brasileiros, demonstrado pelo segundo termo à direita na equação. Em segundo lugar, o último termo representa um termo que relaciona a taxa de retorno dos títulos brasileiros com o fluxo de capital necessário para equilibrar o déficit comercial. Cabe ressaltar que se o fluxo de capital for muito elástico, então as mudanças na taxa de retorno necessárias para gerar esses fluxos serão pequenas e, portanto, o terceiro termo apresentará um valor pequeno (Blanchard, 2004).

Compreendido isso, é possível apresentar os arranjos necessários na finalidade de produzir as estimativas econométricas para o modelo.

#### IV. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesta seção, parte-se para a aplicação dos dados no período de julho de 2015 a julho de 2016, período de maior perturbação no risco-país. No presente estudo, os dados utilizados são de frequência diária (a menos que citado) e semanas de 5 dias. A amostra compreende 140 observações, com início em 28/08/2015 e se estende até 29/03/2016, buscando concentrar-se no período de maior risco de default nos anos de 2015 a 2016. As observações relativas às datas divergentes entre os países foram excluídas da amostra. Inicialmente, propunha-se investigar de 09/09/2015 a 31/08/2016, data do primeiro rebaixamento de *rating* do Brasil, realizado pela agência de risco Standard & Poor's, até a data de conclusão do processo de *impeachment* presidencial. Todavia, a fim de se obter estimativas significantes, optou-se pelo período já elucidado.

Para se obter adequadamente o processo estocástico de geração das séries, utilizou-se um conjunto de testes de estacionariedade, tanto lineares quanto com quebras estruturais. Os testes são de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller GLS, e Ng Perron usando GLS *detrended* e método de estimação AR spectral, conforme sugerido por Ng e Perron (2001). Também foi realizado o teste KPSS, cuja hipótese nula é oposta aos testes citados.

Os resultados estão dispostos na tabela A1 do apêndice e indicaram a presença de raiz unitária na grande maioria das séries, demandando que as séries sejam utilizadas em primeira diferença<sup>4</sup>.

#### IV.1 Estimando a probabilidade de default

Seguindo o estudo de Blanchard (2004), para as variáveis que compõem a equação (4), estima-se a probabilidade de default ( $p$ ) utilizando uma série temporal do índice EMBI+ Brasil, pois ele reflete o spread da taxa de retorno dos títulos brasileiros em relação aos títulos do governo americano.

Para o grau de aversão ao risco por parte dos investidores estrangeiros ( $\theta^*$ ), o autor sugere que uma boa *proxy* para essa medida é o índice Baa spread, elaborado pela Moody's e fornecido pelo *Federal Reserve Bank of St. Louis* (FRED). O índice Baa fornece o spread entre o *yield* (ou rendimento) dos títulos das empresas americanas com *rating* Baa em relação ao *yield* do *Treasury* do governo americano. Este último possui maturidade constante e vencimento em 10 anos, é considerado um título livre de risco.

Uma vez que o EMBI+ spread engloba tanto a probabilidade de default quanto o grau de aversão ao risco pelos investidores estrangeiros, é preciso separar esses dois componentes e isolar a probabilidade de default, construindo uma série para  $p$ . Dessa forma, a equação (5) se torna uma aproximação da equação (4):

$$\log S = \log p + a\theta^* + u \quad (5)$$

em que  $S$  representa o Spread do Brasil, calculado na forma de média mensal do EMBI+ Brasil;  $p$  é a probabilidade de default;  $\theta^*$  é o Baa spread, considerado linear; o termo  $u$  se origina da equação (4) dividida por  $1 + C^{-1}(\cdot) / 1 + r^S$ ; e  $a = 1 / 1 + r^S$ . Aplicando essas variáveis em (5), chega-se na seguinte equação a ser estimada:

$$\log S_t = \beta_1 + \beta_2 (\log S_{t-n}) + \beta_3 (\text{Baa spread}_t) + u_t \quad (6)$$

<sup>4</sup> Vale notar que, no caso do diferencial de juros reais ( $r - r^*$ ), embora os testes mais robustos apontem que a série é estacionária em nível, a análise gráfica e o correlograma sugerem a presença de raiz unitária. Por isso optou-se por trabalhar com tal variável em primeira diferença.

Cabe ressaltar que se optou por realizar uma alteração ao modelo original de Blanchard (2004), adicionando um termo de inércia do lado direito da equação, representado pela variável dependente com defasagens,  $\log S_{t-n}$ , onde  $n \geq 30$ . Como se trata de dados diários ligados ao mercado financeiro, a dependência do valor presente com as observações passadas pode afetar os resultados. Nessa estimação,  $n = 24$ . Esse raciocínio também foi aplicado na estimação da equação 8. Isso posto, a probabilidade de default ( $p$ ) será o exponencial de  $\beta_1$ , somado aos resíduos.

Partindo para a estimação econométrica, conforme dados da Tabela 1, utilizando a estimação por MQO, foi possível identificar que 6% do spread EMBI+ é explicado pela aversão ao risco dos investidores estrangeiros (Baa Spread). Os resíduos obtidos são normais e homocedásticos, não autocorrelacionados conforme o teste de Breusch-Godfrey (LM teste). Os resultados destes testes e das demais regressões são apresentados na Tabela A2 do apêndice.

Tabela 1. Estimação do coeficiente de aversão ao risco.

Método	$\beta_1$ (constante)	$\beta_3$ (Baa)	LM	$\bar{R}^2$
MQO	0.001 (0.003)	0.23** (0.010)	0.27	0.06
AR(1)	0.001 (0,003)	0.23** (0,103)	–	0.04

Fonte: Elaborado pelos autores (2021). Notas: Nível de significância: \* $p < 10\%$ ; \*\* $p < 5\%$ ; \*\*\* $p < 1\%$ . Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão.

Apesar de o teste LM não indicar autocorrelação na primeira regressão, na segunda linha da Tabela 1 apresenta os resultados estimados para um modelo autorregressivo de primeira ordem AR(1). O resultado se aproxima da estimativa anterior. O coeficiente  $\beta_3$  estimado é 0.23 e o modelo explica 4% do EMBI+ e é significativo em seu conjunto.

Considerando esta última informação, para a construção da série da probabilidade de default ( $p$ ), adotaram-se os resultados obtidos via AR(1). Tal série é construída exponenciando  $\beta_1$  e somando com  $\hat{u}$ .

## IV.2 Estimando o fluxo de capital

De posse da série temporal construída para a probabilidade de default, é possível estimar a relação entre a taxa de câmbio e a probabilidade de default. Tal relação é demonstrada pela equação de Fluxo de Capital (equação 1), que pode ser estimada da seguinte forma:

$$\log \varepsilon_t = \delta_1 + \delta_2(r - r^*) + \delta_3(p\theta^*) + u_t \quad (7)$$

A equação (7) também demonstra que a taxa de câmbio real (representando o fluxo de capital) é uma função:

- i. decrescente do diferencial da taxa real de juros interna com a externa, uma vez que a maior rentabilidade real dos títulos públicos domésticos, em relação aos títulos do governo americano, deve atrair investidores externos, apreciando a taxa de câmbio; isso, de acordo com a teoria convencional, pois em situação de dominância fiscal tende a ocorrer o contrário.
- ii. crescente do prêmio de risco, o produto da probabilidade de default ( $p$ ) estimada anteriormente, com o grau de aversão ao risco pelos investidores externos ( $\theta^*$ ). Um aumento no prêmio de risco exigido pelos investidores externos desvaloriza a taxa de câmbio.

A taxa de câmbio real foi construída utilizando a taxa de câmbio nominal diária deflacionada pela razão entre: a inflação dos EUA, obtida pela inflação implícita nos *Treasuries* dos Estados Unidos com vencimento em 5 anos (*Breakeven Inflation Rate* – BEIR); com a inflação implícita nos títulos do Tesouro Nacional do Brasil. Essa última foi obtida pela diferença entre os juros nominais dos títulos públicos de maturidade constante e vencimento em 5 anos (fornecida pelo site *investing.com*), com a taxa de juros de uma NTN-B principal com vencimento em 15/05/2019.

A diferença entre a rentabilidade esperada dos ativos prefixados e os ativos indexados à inflação resulta em uma *proxy* para a inflação esperada (inflação implícita), para um dado horizonte temporal, obtida segundo a identidade de Fisher. No Brasil, há um descasamento na maturidade dos títulos públicos prefixados com os indexados, isso pode prejudicar, ainda que em baixa escala, a precisão do cálculo da inflação implícita. Há que se considerar também a presença de outros componentes embutidos na taxa de juros que remuneram os títulos, conforme apontado por (Araujo & Vicente, 2017). Nesse sentido, o cálculo realizado é uma *proxy* da inflação implícita doméstica.

Para o cálculo do diferencial das taxas reais de juros, buscaram-se títulos de longa maturidade uma vez que a expectativa de inflação é refletida com maior intensidade na ponta longa da curva de juros. Para a taxa de juros interna ( $r$ ), foi utilizada uma NTN-B com vencimento em 15/08/2024. Para a taxa de juros externa ( $r^*$ ), foi utilizada a taxa do *Treasury Inflation Index*, título de dívida do governo norte-americano indexado ao CPI (*Consumer Price Index*) e com vencimento em 15/07/2024. Isso manteve os vencimentos dos títulos bastante próximos, diminuindo o descasamento das maturidades. Os dados dos títulos de dívida pública doméstica são fornecidos pelo Tesouro Nacional do Brasil, ao passo que os dados externos são fornecidos pelo *Federal Reserve Bank of St. Louis* (FRED).

Os resultados da estimativa da equação (7) são demonstrados na Tabela 2 a seguir. Não houve necessidade de se incluir um termo de inércia nessa estimação, uma vez que o modelo apresentou um ajuste satisfatório.

Tabela 2. Estimação do Fluxo de Capital

<i>Método</i>	$\delta_2(r - r^*)$	$\delta_3(p\theta^*)$	<i>LM</i>	$\bar{R}^2$
MQO	0.074*** (0.012)	0.17** (0.054)	0.75	0.33
<i>Método</i>	$\delta_2(i - i^*)$	$\delta_3(p\theta^*)$	<i>LM</i>	$\bar{R}^2$
MQO	0.025*** (0.006)	0.14*** (0.042)	0.12	0.23

Fonte: Elaborado pelos autores (2020). Notas: Nível de significância: \* $p < 10\%$ ; \*\* $p < 5\%$ ; \*\*\* $p < 1\%$ .

Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. Seguindo o proposto por Blanchard (2004), a estimativa da equação (7) foi testada tanto com variáveis reais quanto nominais. Para as variáveis nominais, utilizou-se a taxa de câmbio nominal e a taxa de juros dos títulos doméstico e americano, com maturidade constante e vencimento em 10 anos. Essa maturidade do título foi escolhida por ser um indicador de grande relevância para o mercado financeiro. Os dados são fornecidos pelas mesmas fontes citadas para as variáveis reais.

As estimativas demonstradas na Tabela 2 são significantes, todavia, uma importante discussão diz respeito ao sinal do coeficiente do diferencial das taxas de

juros ( $\delta_2$ ). A teoria convencional indica que ele deve ser negativo, já que uma maior rentabilidade dos títulos domésticos atrairia investidores estrangeiros, apreciando o câmbio. Entretanto, não foi o que se observou segundo as estimativas apresentadas nas linhas 1 e 2. O que esse resultado representa? Isso será explicitado na seção IV.4, no entanto, há que se considerar os componentes implícitos na remuneração dos títulos de dívida, por exemplo, o prêmio pelo risco de default de um país em relação ao outro, o que pode apresentar correlação com o prêmio de risco ( $\delta_3$ ).

Blanchard (2004) não encontra evidência empírica do efeito do diferencial de juros sobre a taxa de câmbio, ou seja, seus resultados não são significantes, o que o levou à utilização de uma variável instrumental exógena ( $r^*$  ou  $i^*$ ). Neste artigo, isto não foi necessário, dado que os resultados são significantes com resíduos estimados normais, homocedásticos e não autocorrelacionados.

### IV.3 Estimando o prêmio de risco

No modelo proposto por Blanchard (2004), a relação do risco de default é estimada pela probabilidade de default como uma função do nível esperado da dívida pública. Esta, por sua vez, depende da taxa de câmbio, da taxa de juros, do nível corrente do endividamento, entre outras variáveis.

No presente trabalho, a variável dependente foi alterada de modo a captar uma maior influência da dívida pública esperada. Nesse sentido, a probabilidade de default estimada ( $p$ ) foi substituída pelo prêmio de risco ( $p\theta^*$ ). Essa mudança trouxe estimativas estatisticamente significantes, sem prejudicar o modelo, uma vez que as mesmas variáveis já foram utilizadas anteriormente na estimação da relação de fluxo de capital. Tal raciocínio parte da ideia de que uma maior dívida pública esperada impacta positivamente a probabilidade de default, que, por sua vez, é multiplicada pela aversão ao risco pelos investidores estrangeiros, elevando todo o conjunto denominado “prêmio de risco”.

Outra modificação realizada foi a inclusão da taxa de juros esperada, paga nos títulos brasileiros prefixados, com maturidade constante e vencimento em 5 anos. A ideia subjacente é que ao elevar a taxa de juros, o aumento no endividamento público eleve o prêmio de risco associado. O aumento na taxa de juros também pode compensar parte do efeito anterior, uma vez que eleva o retorno das aplicações financeiras. No entanto, se o primeiro efeito citado prevalecer, a relação juros e prêmio de risco estimada deverá ser direta.

$$R_t = (p_t \theta_t^*)$$

$$R_t = \psi_1(R_{t-n}) + \psi_2(ED) + \psi_3(i) + u_t \quad (8)$$

A equação a ser estimada é uma aproximação da equação (2), em que a variável dependente é o prêmio de risco  $p\theta^*$ , que também é defasado ( $n = 29$ ) e utilizado como variável explicativa no lado direito da equação.  $ED$  é a expectativa da Dívida Líquida do Setor Público em proporção do PIB. Tal argumento é expresso pela equação (8) acima.

Para a estimativa do prêmio de risco, foram testadas duas opções, assumidas como *proxies* para a expectativa do endividamento público ( $ED$ ). A primeira é a mediana DLSP/PIB esperada para o encerramento de 2017. Ela busca demonstrar a expectativa do mercado, no curto prazo, coletada durante os anos de 2015 e 2016. É denotada por  $ED_{cp}$ . A escolha do ano de 2017 ocorre a fim de tornar a série mais semelhante ao período da outra *proxy*, como é explicada a seguir.

A segunda opção é uma série construída utilizando uma média ponderada para a DLSP/PIB esperada para o encerramento de 2 anos à frente, a qual é denotada por  $ED_{pd}$ . Os dados são fornecidos pelo relatório Sistema de Expectativas de Mercado do Banco Central do Brasil, e consistem na mediana das expectativas informadas pelas agências, nos últimos 30 dias, à data base. Os resultados obtidos são demonstrados na Tabela 3 abaixo.

Tabela 3. Estimação do prêmio de risco

Método	$\psi_2(ED_{cp})$	$\psi_2(ED_{pd})$	$\psi_3(i)$	$\psi_4(ED_{cp} * i)$	LM	$\bar{R}^2$
MQO	0.033*** (0.014)	–	0.03** (0.016)	0.11 (0.076)	0.45	0.10
MQO	–	-0.003 (0.025)	0.03** (0.016)	–	0.37	0.05

Fonte: Elaborado pelos autores. Notas: Nível de significância: \*p<10%; \*\*p<5%; \*\*\*p<1%.

Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. A série ponderada  $ED_{pd}$  segue o proposto por Blanchard (2004) e é elaborada da seguinte forma: para cada observação amostral, foi utilizado um índice de razão decrescente para o encerramento da DLSP/PIB do ano corrente, somado a um índice de razão crescente para

o ano subsequente. Isto é, à medida que se aproxima do fim do ano, o peso para a expectativa do encerramento daquele ano é reduzido enquanto que é aumentado para o encerramento do próximo ano. Por exemplo: em 02/01/2015 a expectativa da DLSP/PIB para o final de 2015 tem índice 249/250 somado com a expectativa da DLSP/PIB para o final de 2016, com índice 1/249. O cálculo é realizado para todo o período de 2015 a 2016 considerando as expectativas dos anos 2015 a 2017.

Para a regressão da linha 1 na tabela 3, a fim de se evitar viés de especificação, conforme indicado pelo teste de Ramsey, foi incluído um último parâmetro, que mostra a associação da taxa de juros esperada com a DLSP esperada. Embora o resultado não tenha sido significativo, esse termo ( $\psi_4$ ) é indispensável para o ajustamento do modelo. O sinal do coeficiente da expectativa do endividamento público de curto prazo,  $ED_{cp}$ , é positivo, conforme o esperado, e estatisticamente significativo. Os resíduos são normais e não autocorrelacionados. A série para  $ED_{pd}$  não apresentou significância, descartando a sua utilização. IV.4 Avaliando os resultados De posse das estimativas para as equações (1) e (2), é possível analisar qual será o impacto geral de um aumento nas taxas de juros sobre a taxa de câmbio, observando se a resposta será uma apreciação ou depreciação cambial. Isso é explicado pelas próximas equações. A equação (9) é a estimação da função fluxo de capital e a equação (10) a estimação da função prêmio de risco:

$$\log \varepsilon_t = -0.00 + 0.074(r - r^*) + 0.16(p\theta^*) \quad (9)$$

Sabendo que  $R_t = (p_t \theta_t^*)$ , tem-se:

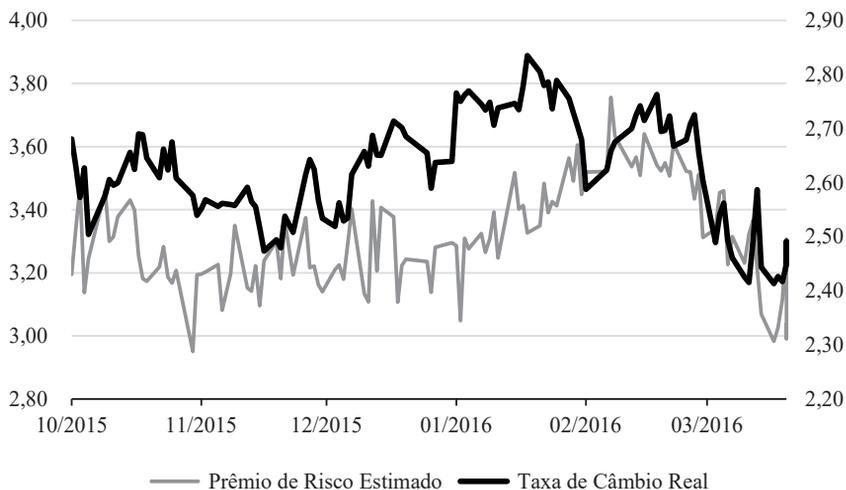
$$\begin{aligned} R_t &= -0.00 - 0.28(R_{t-29}) + 0.033(ED) + 0.03(i) \\ &\quad + 0.12(EDi) \\ R_t &= -0.00 - 0.38(R_{t-29}) \\ &\quad + 0.033 \left[ \left( \frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda \theta^* p}{1-p} \right) [\mu \varepsilon \right. \\ &\quad \left. + (1-\mu)] D - X \right] \\ &\quad + 0.03(i) + 0.12(EDi) \end{aligned} \quad (10)$$

Os resultados mostram que o efeito direto de um aumento de 1% na taxa real de juros causaria uma depreciação de 0.07% na taxa de câmbio (equação 9), uma vez que o aumento da taxa real de juros torna os títulos públicos menos atrativos devido a uma maior probabilidade de default, levando a uma saída de capitais do país.

De fato, a relação positiva entre o diferencial de juros e a taxa de câmbio indica exatamente o que Blanchard (2004) afirma acontecer: o aumento na taxa de juros leva a uma depreciação cambial em países que apresentem um aumento corrente da dívida pública e da aversão ao risco dos investidores externos, isto foi o que realmente ocorreu no Brasil no período investigado.

Quanto ao efeito indireto (equação 10), o aumento de 1% na taxa de juros acarreta um aumento da expectativa da dívida pública, elevando a probabilidade de default, e exigindo maior prêmio para compensar a aversão ao risco pelos investidores externos. Esse efeito é um acréscimo de 4.62% sobre o prêmio de risco. Vale ressaltar que como ( $\psi_4$ ) não obteve significância, seu coeficiente não foi considerado no cálculo.

Figura 5. Prêmio de risco estimado e Taxa câmbio real



Nota: Eixo vertical esquerdo: Prêmio de risco estimado ( $p\theta^*$ ).

Fonte: Elaborado pelos autores.

Eixo vertical direito: Taxa de câmbio real. O resultado obtido na equação (10) corrobora a hipótese de que maior dívida, ou maior aversão ao risco, ou ainda, maior proporção da dívida externa pode depreciar a taxa de câmbio em resposta a um aumento na taxa de juros. Isso fica evidente quando se observa a proximidade dos movimentos da taxa de câmbio com o prêmio de risco, demonstrado na figura 5, cujos eixos verticais estão ampliados na mesma proporção.

É possível calcular o efeito final da variação na taxa de juros real sobre a taxa real de câmbio derivando a equação (10) para  $r$ , que dependerá da: DLSP/PIB corrente ( $D = 34.93\%$ ); da proporção da dívida pública externa em relação à dívida total do período ( $\mu = 5.12\%$ ); da aversão ao risco dos investidores estrangeiros  $\theta^* = 3.29\%$ ; da taxa real de câmbio ( $\varepsilon = 2.63 \text{ R\$/US\$}$ ); da probabilidade de default estimada ( $p = 1.00\%$ ). Todos os parâmetros foram obtidos pelo cálculo da média mensal de setembro de 2015 a março de 2016, exceto  $p$ , que é a média das estimativas diárias.

Dessa forma, é possível constatar que um aumento de 1% na taxa de juros doméstica, considerando a externa fixa, causa uma depreciação no câmbio de 0.68% pelo efeito indireto. O mesmo choque sobre o diferencial de juros causa uma depreciação de 0.07%. O efeito total do choque sobre a taxa de câmbio é uma depreciação aproximada em 0.75%.

### CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dado o objetivo de testar a hipótese de dominância fiscal no Brasil em um período de perda da confiança externa, a aplicação empírica do modelo desenvolvido por Blanchard (2004) demonstra a necessidade de uma coordenação entre as políticas fiscal e monetária. O endividamento público, após ultrapassado determinado nível que, entendido pelo mercado, ameace a solvência do Estado, gera fuga de investidores e deprecia a taxa de câmbio.

Nessas condições, o controle da inflação via aumento na taxa de juros acaba sendo prejudicado, podendo invalidar a eficácia do principal instrumento de controle do nível de preços, a taxa de juros, uma vez que a maior pressão sobre o câmbio eleva o preço dos insumos importados, podendo acarretar maior custo sobre a cadeia da oferta agregada e preços administrados. Como se mostrou, para cada 1% de acréscimo no diferencial de juros do Brasil com os EUA, a taxa de câmbio se deprecia 0.75%.

Portanto, conforme o modelo utilizado, conclui-se que, no período estimado, a economia brasileira se encontrava em um regime de dominância da política fiscal sobre a política monetária. O modelo empírico demonstrou tal aspecto ao considerar o risco de default como função da expectativa da dívida pública e sua atuação sobre a taxa de câmbio. Apesar disso, é preciso considerar outros fatores antes de se esgotar o assunto, como o impacto recessivo da maior taxa de juros sobre a demanda agregada, e as limitações do modelo estático, por exemplo.

## APÊNDICE

Tabela A1. Testes de Raiz Unitária

Série	ADF § (default)	DF GLS □	Ng-Perron □ (MZA; AR Spectral; GLS detrended)	KPSS (default)
log(EMBI)	-2.44	-0.67	-1.10	0.81
Baa spread	-2.76*	-0.82	-1.38	0.52
p	-10.76***	-3.06***	-12.91**	0.28
pθ*	-4.26***	-4.12***	-18.27***	0.27
log(ε)	-2.59*	-1.30	-3.46	0.13
(r - r*)	-1.78	-2.08**	-9.32**	0.32
r*	-0.23	-0.27	-0.85	0.76
log(e)	-2.84*	-1.11	-2.50	0.14
(i - i*)	-1.54	-0.87	-1.45	0.20
i*	-1.35	-0.53	-1.13	0.78
ED <sub>pd</sub>	0.24	2.44	2.03	1.42
ED <sub>cp</sub>	0.49	1.83	2.41	1.25
Δlog(EMBI)	-9.90***	-5.52***	-47.51***	0.28
ΔBaa spread	-4.82***	-3.38***	-15.78***	0.29
Δlog(ε)	-13.93***	-2.86***	-11.78***	0.21
Δ(r - r*)	-8.30***	-3.29***	-13.27***	0.21
Δ(r*)	-11.80***	-6.37***	-56.96***	0.30
Δlog(e)	-13.16***	-2.76***	-11.49***	0.26
Δ(i - i*)	-6.12***	-2.09**	-7.82*	0.47
Δ(i*)	-10.22***	-12.14***	-69.34***	0.07
ΔED <sub>pd</sub>	-11.21***	-2.48**	-9.97**	0.10
ΔED <sub>cp</sub>	-13.66***	-13.71***	-67.83***	0.29

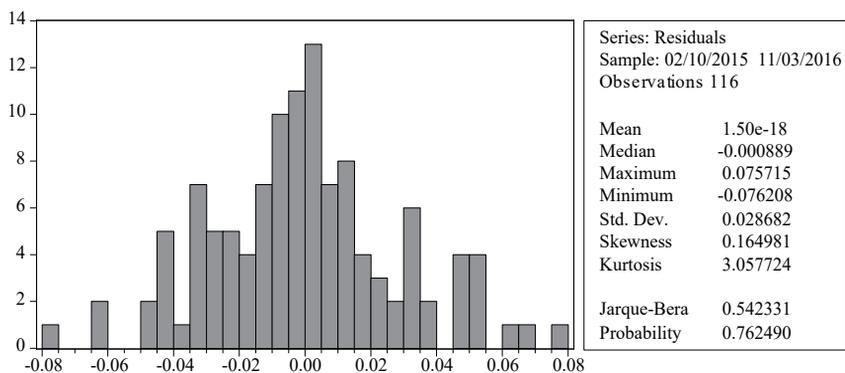
Notas: Nível de significância: \*p<10%; \*\*p<5%; \*\*\*p<1%.

§ Critério de informação de Akaike; □ Critério de informação de Akaike modificado e max lag = 2 conforme tabela IV.A de Ng e Perron (2001).

Fonte: Elaborado pelos autores (2021).

Tabela A2. Testes estatísticos para a estimação escolhida na tabela 1

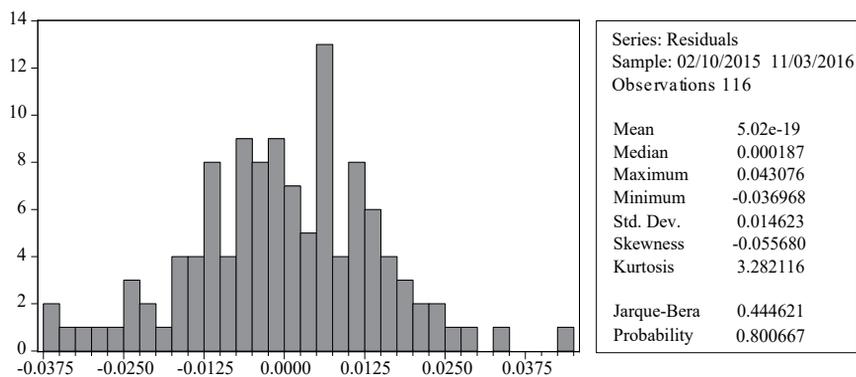
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.305665	Prob. F(2,111)	0.2751
Obs*R-squared	2.666234	Prob. Chi-Square(2)	0.2637
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.537983	Prob. F(2,113)	0.5854
Obs*R-squared	1.094113	Prob. Chi-Square(2)	0.5787
Scaled explained SS	1.068218	Prob. Chi-Square(2)	0.5862
Ramsey RESET Test			
Specification: D_LN_EMBI D(BAA) C D_LN_EMBI(-24)			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
	Value	df	Probability
t-statistic	1.129808	112	0.2610
F-statistic	1.276466	(1, 112)	0.2610
Likelihood ratio	1.314577	1	0.2516



Fonte: Elaborado pelos autores (2021).

Tabela A3. Testes estatísticos para a estimação escolhida na tabela 2

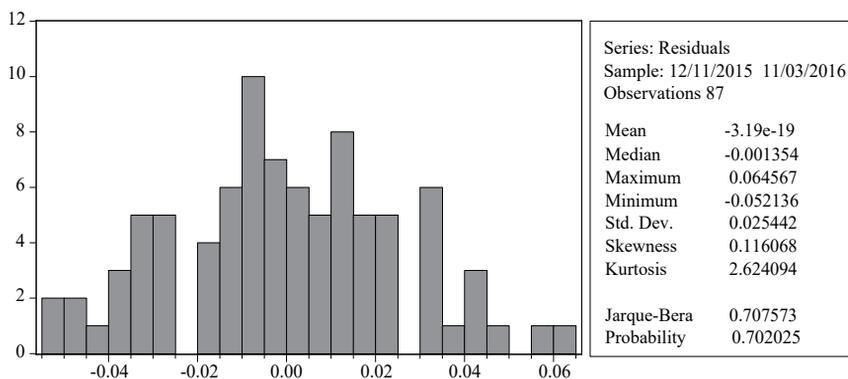
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	0.281362	Prob. F(2,111)	0.7553
Obs*R-squared	0.585105	Prob. Chi-Square(2)	0.7464
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.489620	Prob. F(2,113)	0.6142
Obs*R-squared	0.996601	Prob. Chi-Square(2)	0.6076
Scaled explained SS	1.079121	Prob. Chi-Square(2)	0.5830
Ramsey RESET Test			
Specification: D(LN_CAMBIO_REAL) D(DIF_JUROS_R) RISK_PREM C			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
	Value	df	Probability
t-statistic	0.532528	112	0.5954
F-statistic	0.283586	(1, 112)	0.5954
Likelihood ratio	0.293343	1	0.5881



Fonte: Elaborado pelos autores (2021).

Tabela A4. Testes estatísticos para a estimação escolhida na tabela 3

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.741046	Prob. F(2,80)	0.4799
Obs*R-squared	1.582457	Prob. Chi-Square(2)	0.4533
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.425604	Prob. F(4,82)	0.7897
Obs*R-squared	1.769484	Prob. Chi-Square(4)	0.7781
Scaled explained SS	1.276488	Prob. Chi-Square(4)	0.8654
Ramsey RESET Test			
Specification: RISK_PREM D(DLSP_CP) C RISK_PREM(-29)			
D(BR05Y_NOM) D(BR05Y_NOM)*D(DLSP_CP)			
Instrument specification: D(BR05Y_NOM)			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
	Value	df	Probability
t-statistic	1.544504	81	0.1264
F-statistic	2.385493	(1, 81)	0.1264
Likelihood ratio	2.525192	1	0.1120



Fonte: Elaborado pelos autores (2021).

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ahmed, R., Aizenman, J. & Jinjarak, Y. (2021). Inflation and Exchange Rate Targeting Challenges Under Fiscal Dominance. *Journal of Macroeconomics*, 67, 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2020.103281>
- ANBIMA (2010). *Estrutura a Termo das Taxas de Juros Estimada e Inflação Implícita Metodologia*. [http://www.anbima.com.br/data/files/18/42/65/50/4169E510222775E5A8A80AC2/est-termo\\_metodologia.pdf](http://www.anbima.com.br/data/files/18/42/65/50/4169E510222775E5A8A80AC2/est-termo_metodologia.pdf)
- Araujo, G. S. & Vicente, J. V. (2017). Estimação da Inflação Implícita de Curto Prazo. *Brazilian Review of Finance*, 15(2), 227-250. <https://doi.org/10.12660/rbfin.v15n2.2017.68807>
- Banco Central do Brasil (2016). Risco País. *Série perguntas mais frequentes*. [https://www.bcb.gov.br/content/cidadaniafinanceira/Documents/publicacoes/serie\\_pmf/FAQ%2009-Risco%20Pa%C3%ADs.pdf](https://www.bcb.gov.br/content/cidadaniafinanceira/Documents/publicacoes/serie_pmf/FAQ%2009-Risco%20Pa%C3%ADs.pdf)
- Blanchard, O. (2004). *Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil*. (NBER, Working Paper No. 10.389). <https://doi.org/10.3386/w10389>
- Brito, A., & Costas, R. (2015). Brasil rebaixado: com perda de grau de investimento, dólar e juros podem ficar mais caros. *BBC Brasil*. [https://www.bbc.com/portuguese/noticias/2015/09/150909\\_brasil\\_rebaixamento\\_ab](https://www.bbc.com/portuguese/noticias/2015/09/150909_brasil_rebaixamento_ab)
- Carneiro, D. D. & Wu, T. Y. (2005). *Dominância fiscal e desgaste do instrumento único de política monetária no Brasil*. (IEPE/CdG Texto para Discussão No. 7). <https://iepecdg.com.br/wp-content/uploads/2016/03/TPD7IEPE.pdf>
- Curado, M. L. & Nascimento, G. M. (2015). O Governo Dilma: da euforia ao desencanto. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, 36(128), 33-48.
- Fernandes J. S. (2017). *A Interação entre Regimes de Dominância Fiscal e Monetária no Brasil entre 2011 e 2016*. <https://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/172601/001055143.pdf?sequence=1>
- Fialho, M. L. & Portugal, M. S. (2005). Monetary and fiscal policy interactions in Brazil: an application of the fiscal theory of the price level. *Estudos Econômicos*, 35(4), 657-685.
- Fitch rebaixa nota e tira grau de investimento do Brasil. (16 dezembro de 2015). *G1 Economia*. <http://g1.globo.com/economia/noticia/2015/12/fitch-tira-grau-de-investimento-do-brasil.html#:~:text=A%20ag%C3%AANCIA%20de%20classifica%C3%A7%C3%A3o%20de,pela%20ag%C3%AANCIA%20em%20dois%20meses>
- Gadelha, S. R. de B. & Divino, J. (2008). Dominância Fiscal ou Dominância Monetária no Brasil? Uma Análise de Causalidade. *Economia Aplicada*, 12(4), 659-675. <https://doi.org/10.1590/S1413-80502008000400006>
- Hehr, D. A. (2017). *Dominância fiscal: Uma investigação empírica sobre o caso brasileiro no período de 2003 a 2014*. <https://repositorio.ufes.br/bit>

- stream/10/8872/1/tese\_11082\_Deyvid%20Alberto%20Hehr%20-%20Diserta%c3%a7%c3%a3o.pdf
- Holland, M. (2016). *A Economia do Ajuste Fiscal: Por que o Brasil quebrou?* Rio de Janeiro: Elsevier.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística-IBGE (2020). *Estatísticas*. <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais.html>
- Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1977). Rules Rather than Discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), 473-491. <https://doi.org/10.1086/260580>
- Lucas, R. E. (1990). Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? *American Economic Review*, 80(2), 92-96. Obtido em <https://www.jstor.org/stable/2006549>
- Marques Junior, K. (2010). Há dominância fiscal na economia brasileira? Uma análise empírica para o período do Governo Lula. *Indicadores Econômicos FEE*, 38(1), 63-80. <https://revistas.planejamento.rs.gov.br/index.php/indicadores/article/download/2371/2848>
- Ng, S. & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Nobrega, W. C. L., Maia, S. F. & Besarria, C. N. (2020). Interação entre as políticas fiscal e monetária: uma análise sobre o regime de dominância vigente na economia brasileira. *Análise Econômica*, 38(75), 7-36. <http://dx.doi.org/10.22456/2176-5456.71935>
- Oliveira, K. (2016). *Agência Moody's retira grau de investimento do Brasil*. <https://agenciabrasil.ebc.com.br/economia/noticia/2016-02/agencia-moodys-retira-grau-de-investimento-do-brasil#:~:text=A%20ag%C3%AAncia%20de%20classifica%C3%A7%C3%A3o%20de,segunda%20nota%20do%20grau%20especulativo>
- Oliveira, G. C., Vazquez, D. A. & Wolf, P. J. W. (2017). Evolução da dívida e da necessidade de financiamento do setor público no Brasil (1995-2016): Um balanço do período pós-real. *Revista de Economia Contemporânea*, 21(3), 1-30. <http://dx.doi.org/10.1590/198055272133>
- Reinhart, C. M. & Rogoff, K. (2004). Serial default and the “paradox” of rich to poor capital flows. *American Economic Review*, 94 (2), 53-58. <https://doi.org/10.1257/0002828041302370>
- Romer, D. (2019). *Advanced Macroeconomics* (5th ed.). New York, USA: McGraw-Hill.
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis quarterly review*, 5(3), 1-17.
- Schymura, L. G. (2015). A sombra da dominância fiscal e a reação do sistema político. *Revista Conjuntura Econômica*, 69(11), 8-10.

- Tanner, E. & Ramos, A. M. (2003). Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: evidence from Brazil, 1991–2000, *Applied Economics*, 35(7), 859-873. <https://doi.org/10.1080/0003684032000056832>
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 39, 195-214. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)
- Woodford, M. (1995). Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43, 1-46. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(95\)90033-0](https://doi.org/10.1016/0167-2231(95)90033-0)
- Woodford, M. (2001). *Fiscal Requirements for Price Stability*. (NBER, Working Paper No. 8072). <https://doi.org/10.3386/w8072>

© 2024 por los autores; licencia no exclusiva otorgada a la revista Estudios económicos. Este artículo es de acceso abierto y distribuido bajo los términos y condiciones de una licencia Atribución-No Comercial 4.0 Internacional (CC BY-NC 4.0) de Creative Commons. Para ver una copia de esta licencia, visite <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>

