

DOMINÂNCIA FISCAL E PRÊMIO DE RISCO NO BRASIL

*Marcio José Szpaki Zaparolli*¹
*Carlândia Brito Santos Fernandes*²

RESUMO

Este estudo visa verificar se a economia brasileira esteve sob dominância fiscal nos anos de 2015 a 2016, durante o período de crise política, compreendendo o rebaixamento do *rating* do Brasil até próximo à conclusão do processo de *impeachment* presidencial. Aplica-se o modelo proposto por Blanchard (2004) estudando o impacto de um aumento da taxa de juros brasileira sobre a taxa de câmbio. Para isso, faz-se uma análise empírica considerando os movimentos no fluxo de capital por parte dos investidores estrangeiros e o risco de *default*, derivado da expectativa de maior endividamento público. Os resultados demonstram que um aumento na taxa de juros doméstica causa um movimento cambial contrário ao esperado, desvalorizando a taxa de câmbio, dado a relação da dívida pública esperada com a probabilidade de *default*, prejudicando o controle da inflação e corroborando a hipótese de dominância fiscal.

Palavras-chave: Dominância fiscal; Inflação; Política monetária; Risco de default.

ABSTRACT

The aim of this is to verify whether the Brazilian economy was under fiscal dominance in the years 2015 and 2016, during the period of political crisis, including the downgrade of Brazil's rating and the presidential impeachment process. We applied the model proposed by Blanchard (2004), studying the impact of an increase in the Brazilian interest rate on the exchange rate. For this, we carried out an empirical analysis considering the movements in the flow of capital by foreign investors and the risk of default, derived from the expectation of greater public indebtedness. The results show that an increase in the domestic interest rate causes an exchange rate movement contrary to what was expected, depreciating the exchange rate, given the relationship of the expected public debt with the probability of default, jeopardizing the control of inflation and corroborating the hypothesis of fiscal dominance.

Keywords: Default risk; Fiscal dominance; Inflation; Monetary policy.

JEL classification: E63, H62, H30.

Área 6: Macroeconomia

¹ Mestrando em Teoria Econômica pelo Programa de Pós Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá e Bolsista do CNPq – Brasil (132102/2020-0), marcio_zap@hotmail.com

² Doutora em Economia pela FEA/USP, Professora Adjunta no Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá, cfbsfernandes@uem.br

1. INTRODUÇÃO

Durante os anos de 2014 a 2016, o governo empreendeu vigorosos esforços fiscais na tentativa de estimular a economia, mas o crescimento do PIB não ocorreu. O Brasil sofreu uma significativa recessão nesses anos, com o PIB registrando queda de 2,2% no 2º trimestre de 2015 e a inflação, medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) chegando a expressivos 10,7% nesse ano (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 a inflação naqueles anos.

Com base nisso, o presente estudo busca verificar se a economia brasileira encontrava-se 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 esta introdução, na seção 2 apresenta-se 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 5, a estratégia empírica para o período de estudo. A seção 6 apresenta as considerações finais.

2. TEORIAS DE DOMINÂNCIA FISCAL E MONETÁRIA

As contribuições e discussões acerca do tema de dominância fiscal têm início com o artigo de Sargent e Wallace publicado na década de 1980³. É preciso entender que 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 dos preços e apreciação do câmbio, este último, como consequência da maior atratividade externa dos títulos da dívida pública dado o aumento do diferencial de juros interno em relação ao externo.

De acordo com o estudo de Sargent e Wallace (1981), quando a política monetária domina a política fiscal, 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 senhoriagem⁴, ou ambos.

Entretanto, cabe reforçar, que nessa situação, a autoridade monetária não é forçada a monetizar a dívida e, portanto, cabe a autoridade fiscal assumir um papel passivo ao buscar

³ O artigo de Sargent e Wallace foi publicado como: "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic". Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, v. 5, n. 3, 1981.

⁴ Senhoriagem é a receita que o governo obtém por meio da impressão de moeda (Romer, 2019).

um superávit primário, sujeitando-se às premissas assumidas pela política monetária com respeito a senhoriagem, e os 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. Segundo Romer (2019) muitos Bancos Centrais foram além disso e passaram a adotar um alvo explícito para o nível de preços, sob a forma de um regime de metas para inflação (*inflation targeting*), cujas premissas são mitigar flutuações no produto, evitar expressivas oscilações na taxa de câmbio, e manter o sistema financeiro estável. Esses são alguns dos destaques da dominância monetária.

Em seu artigo publicado em 1981, Sargent e Wallace 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 segundo Friedman. De acordo com a visão Novo Clássica, a qual se enquadram Sargent e Wallace, 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 e 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. 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 e 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 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 a inflação tem como seu principal mecanismo as operações no mercado aberto de títulos (*open-market*) e, uma vez atingido o limite tolerável de endividamento, não restará outra alternativa a não ser a senhoriagem. 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. Esse é o modelo explicado por Sargent e Wallace (1981) e mostra que o combate à inflação corrente com aperto monetário funciona apenas temporariamente, causando maior inflação no futuro, dado o aumento do serviço da dívida.

Uma outra forma de se analisar a dominância fiscal ocorre segundo a Teoria Fiscal do Nível de Preços. Nessa abordagem, quando o valor presente do superávit fiscal futuro é 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, cabe a autoridade monetária financiar o déficit orçamentário via impressão de moeda, ampliando a base monetária e gerando inflação (WOODFORD, 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 restritiva de combate à inflação, sob um regime de metas de inflação e dominância fiscal, será incapaz de conter os preços e acabará acelerando o processo inflacionário⁵.

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.

Portanto, 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 do 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 JR, 2007, p. 19).

Diversos estudos buscaram analisar o regime de dominância no Brasil. Nobrega, Maia e Besarria (2020) explicam que a dominância fiscal ocorre em momentos específicos, com uma mudança estrutural nessa direção a partir de 2011. Fernandes (2017) analisa os períodos de 2011 e 2016, demonstrando os momentos em que a economia estava sob o regime de dominância fiscal.

Isso posto, fica claro 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 assumiram 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.

3. ASPECTOS CONJUNTURAIS

Desde a criação do tripé macroeconômico⁶ 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 do 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.

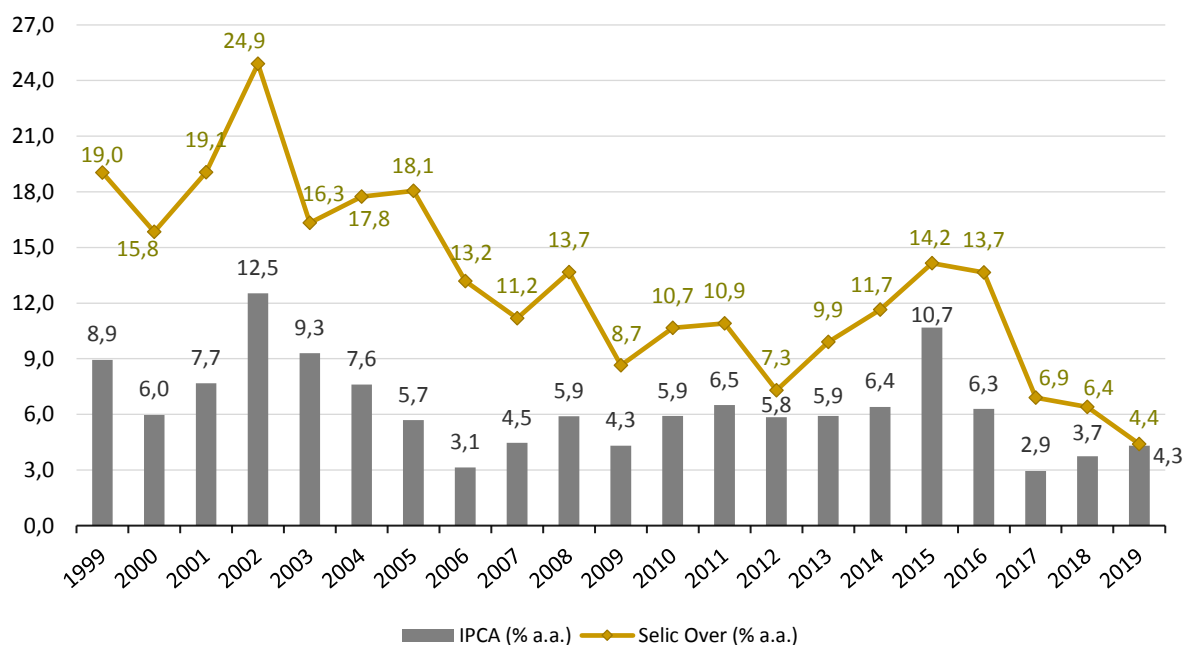
Segundo Curado e Nascimento (2015), o erro central do governo Dilma foi apostar que as políticas anticíclicas adotadas no ambiente da crise de 2008 atuariam ao longo do tempo como motor do crescimento econômico. “A tentativa de manter o ritmo de crescimento através da expansão do consumo e dos gastos do governo pressionou a demanda em um

⁵ 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 aumentam. Os dois efeitos atuam elevando a inflação, semelhante a um choque negativo na oferta (Romer, 2012).

⁶ 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.

contexto de reduzido crescimento da oferta” (CURADO e 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 a seguir.

Figura 1: Comparativo entre taxa Selic-Over (fim do período) e IPCA.

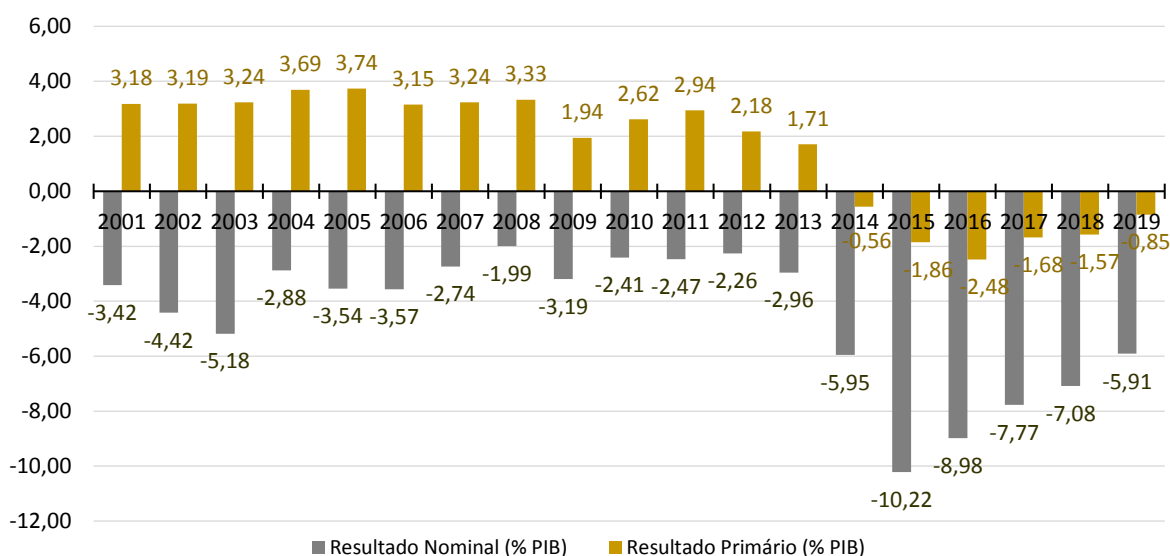


Fonte: Banco Central do Brasil.

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).

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.

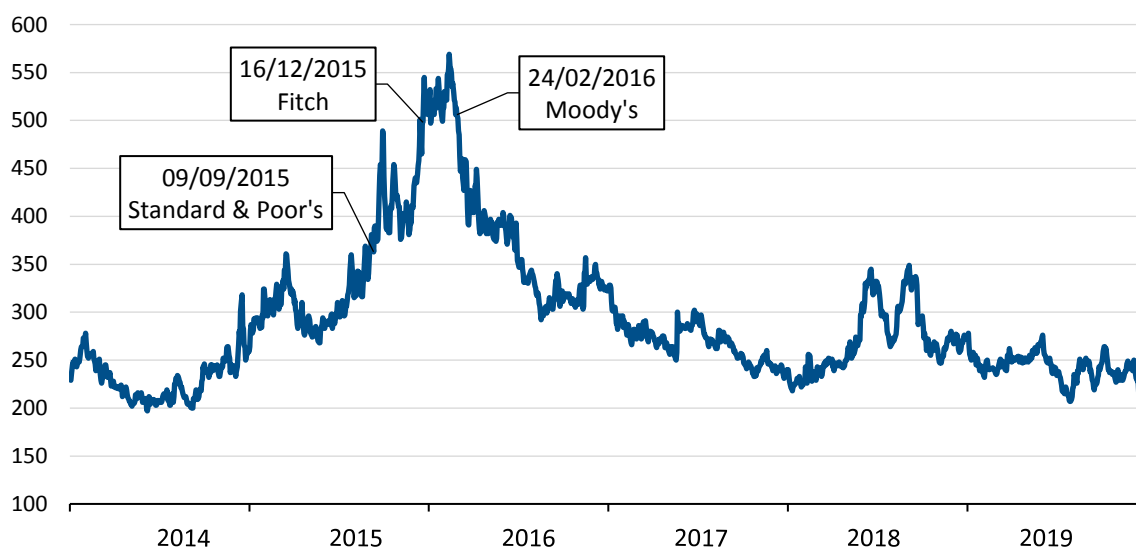
Segundo Holland (2016), a maior dificuldade em poupar mostrou um endividamento público acima do previsto pelo mercado, isso levantou dúvidas sobre a capacidade do país em honrar seus compromissos, uma vez que o elevado déficit primário mostrou a incapacidade do governo em gerar receita (vale notar a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

Figura 2: Resultados nominal e primário em percentual do PIB (%).

Fonte: Banco Central do Brasil.

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*).

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).

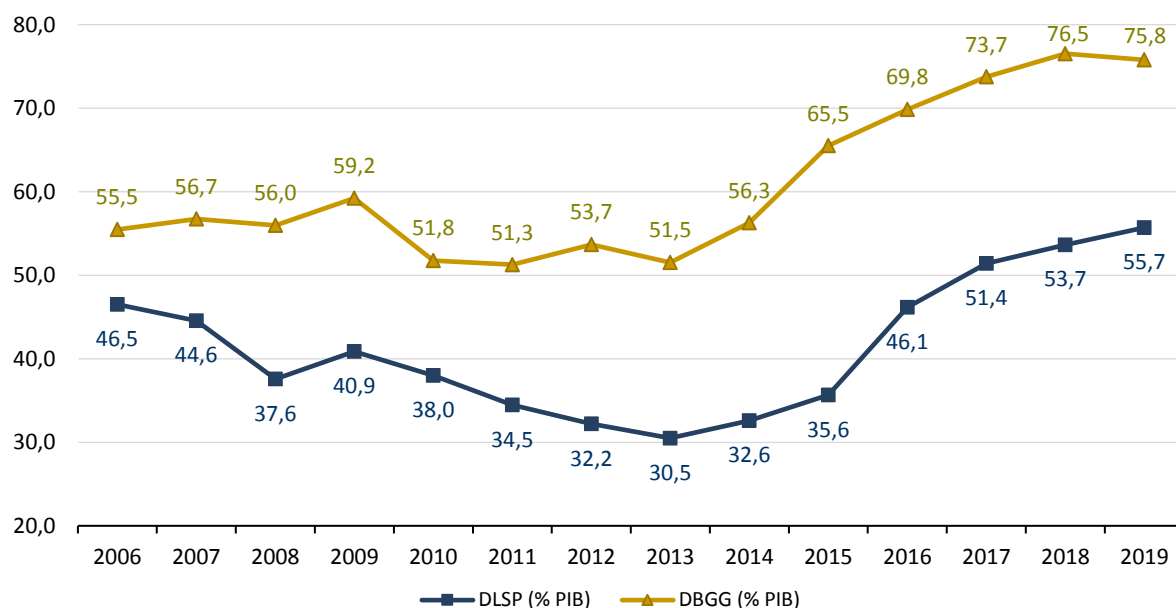
Figura 3: EMBI+ Risco-Brasil de 2014 a 2019, em pontos-base.

Fonte: J.P. Morgan/ Elaborado pelos autores.

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 e 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.

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.

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.

Ocorre que existem limites para o endividamento público sustentável que, se ultrapassado, põe em xeque a credibilidade da política fiscal, limite esse que também é influenciado pelo histórico de *default* do país (GADELHA e 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; 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, VAZQUEZ, WOLF, 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.

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. Segundo Ahmed, Aizenman e Jinjarak (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.

4. 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 π , 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 π^* 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 θp 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 θ 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, destaca-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 necessário uma maior taxa de retorno para motivá-los a incorporar esses títulos em sua carteira, como demonstra o parâmetro θp (BLANCHARD, 2004).

Apresenta-se a seguir os efeitos da taxa real de juros e da probabilidade de *default* e sobre a taxa real de câmbio. O modelo é representado pelas duas equações a seguir, 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 μ , λ e θ^* .

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

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

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, ε representa a taxa real de câmbio e ε' a taxa real de câmbio esperada para o próximo período, θ^* a aversão ao risco pelos investidores estrangeiros e $N(\varepsilon)$ representa as exportações líquidas em função da taxa real de câmbio. Essa relação deriva do fato que para o balanço de pagamentos estar em equilíbrio, o fluxo de capital e as exportações líquidas sejam iguais a zero.

A equação (2) denota o risco de *default*. Nela, ψ 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 μ como a parcela da dívida em moeda estrangeira em relação à dívida total ($D^{\$/D}$), considerando a taxa de câmbio de equilíbrio no longo prazo. D é a dívida total em moeda local, e estrangeira quando $D^{\$}$; 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 [...] 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:

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

Suponha que os investidores sejam neutros ao risco, ou seja, $\theta^* = 0$ 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.

5. 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). A amostra compreende 140 observações, com início em 28/08/2015 e 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.

Analisando a presença de raiz unitária na série de dados, foi realizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as versões: sem constante, com constante, com constante e tendência, conforme Tabela A1 constante no apêndice. Considerando a hipótese nula do teste ADF como a presença de raiz unitária (série não-estacionária), observou-se que em nível todos os dados utilizados em todas as estimações são não-estacionários (a exceção do prêmio de risco). Ao tomar a primeira diferença sobre esses, todos se mostraram estacionários a 95% de confiança. Portanto, salvo exceção, todas as séries utilizadas são dadas em primeira diferença.

5.1 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 entre a 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 (θ^*), o autor sugere que uma boa *proxy* para essa medida é o índice Baa spread, elaborado pela Moody's e fornecido pelo Federal Reserve System (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*; θ^* é o Baa spread, considerado linear; o termo u se origina da equação (4) dividida por $1 + C^{-1}(\cdot)/1 + r^{\$}$; e $a = 1/1 + r^{\$}$. Aplicando essas variáveis em (5), chega-se na seguinte equação a ser estimada:

$$\log S_t = \beta_1 + \beta_2 (\log S_{t-1}) + \beta_3 (\text{Baa spread}_t) + u_t \quad (6)$$

Cabe ressaltar que optou-se por realizar uma alteração ao modelo original de Blanchard (2004), adicionando um termo de inércia do lado direito da equação, representado pela variável dependente em uma defasagem, nesse caso, $\log S_{t-1}$. Esse raciocínio também é aplicado na estimação das demais equações do modelo. Isso posto, a probabilidade de *default* será o exponencial de β_1 , somado aos resíduos.

Partindo para a estimação econométrica, conforme dados da Tabela 1, utilizando a estimação por MQO, foi possível identificar que 4% 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).

Tabela 1: Estimação do coeficiente de aversão ao risco.

<i>Método</i>	β_1 (DP)	β_3 (DP)	LM	\bar{R}^2
MQO	0,001 (0,002)	0,21** (0,101)	0,08	0,04
AR(1)	0,001 (0,002)	0,23** (0,100)	0,08	0,08

Fonte: Elaborado pelos autores (2021).

Notas: Nível de significância: *p<10%; **p<5%; ***p<1%. Valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão.

A segunda linha da Tabela 1 apresenta os resultados estimados para um modelo autorregressivo de primeira ordem AR(1), obtido pelo método Cochrane-Orcutt. Embora o modelo estimado contenha um termo de inércia, foi aplicado o método de Cochrane-Orcutt a fim de se obter melhores estimativas. O resultado se aproxima da estimativa anterior. O coeficiente β_2 estimado é 0,23 e o modelo explica 8% do EMBI+ e é significativo em seu conjunto. Considerando essa última informação, para a construção da série da probabilidade de *default* (p), adotaram-se os resultados obtidos via AR(1).

5.2 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:

$$\log \varepsilon_t = \delta_1 + \delta_2(\log \varepsilon_{t-1}) - \delta_3(r - r^*) + \delta_4(p\theta^*) + u_t. \quad (7)$$

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;
- 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 (θ^*). 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 numa *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 da taxa de juros que remuneram os títulos, conforme apontado por (ARAUJO e VICENTE, 2017). Nesse sentido, o cálculo realizado traz uma *proxy* da inflação implícita doméstica.

Para o cálculo do diferencial das taxas reais de juros buscou-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 utilizado uma NTN-B com vencimento em 15/08/2024. Para a taxa de juros externa (r^*), foi utilizado 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 de St. Louis (FRED).

Os resultados da estimativa da equação (7) são demonstrados na Tabela 2 a seguir.

Tabela 2: Estimação do Fluxo de Capital.

<i>Método</i>	$\delta_3(r - r^*)$	$\delta_4(p\theta^*)$	<i>BG</i>	\bar{R}^2
MQO	0,08*** (0,009)	0,13*** (0,049)	1,41	0,45
IV	-0,03 (0,042)	0,18*** (0,062)	0,25	0,08
<i>Método</i>	$\delta_3(i - i^*)$	$\delta_4(p\theta^*)$	<i>BG</i>	\bar{R}^2
MQO	0,04*** (0,005)	0,11*** (0,036)	0,03	0,42
IV	-0,05* (0,025)	0,13*** (0,046)	0,08	0,10

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, além das seguintes variáveis instrumentais: taxa real de juros externa (r^*) na linha 2; e taxa nominal de juros externa (i^*) na linha 4. 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.

A maioria das estimativas demonstradas na Tabela 2 são significantes, todavia, uma importante discussão diz respeito ao sinal do coeficiente do diferencial das taxas de juros (δ_3). 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 3. 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 (δ_4).

Tal resultado, contra intuitivo, também é encontrado por Blanchard (2004), havendo pouca evidência empírica do efeito do diferencial de juros sobre a taxa de câmbio, sendo importante a utilização de uma variável instrumental exógena (r^* ou i^*). Assim, adotou-se para o modelo as estimativas fornecidas pela linha 4, com resíduos estimados não-normais, homocedásticos e não autocorrelacionados.

5.3 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 (Blanchard, 2004).

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 para o modelo, 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”.

Dessa forma, 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 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 (9) a seguir.

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

$$R_t = \psi_1(R_{t-1}) + \psi_2(ED) + u_t \quad (9)$$

Para a estimativa do prêmio de risco, utilizou-se duas *proxies* diferentes para ED : A primeira é a 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 de *proxy* é uma série construída utilizando uma média mensal 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 representam a 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.

<i>Método</i>	$\psi_2(ED_{cp})$	$\psi_2(ED_{pd})$	<i>BG</i>	ρ	\bar{R}^2
MQO	0,018* (0,009)	-	0,01		0,02
AR(1)	0,018*** (0,008)	-	0,13		0,13
MQO	-	0,007 (0,021)	0,03		0,01
AR(1)	-	0,013 (0,020)	0,12		0,14

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 considera todo o período de 2015 a 2016 para a expectativa dos anos 2015 a 2017.

Para ambas as metodologias e ambas as *proxies* para ED , os resíduos são normais e não autocorrelacionados. Na série ED_{pd} os resíduos apresentaram heterocedasticidade, descartando a estimativa. Assim, optou-se por escolher a estimativa dada pela ED_{cp} , estimada via AR(1) e com 13% de aderência ao modelo.

5.4 AVALIANDO OS RESULTADOS

De posse das estimativas para as equações (1) e (2), é possível analisar qual será o impacto 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 (8) é a estimação da função fluxo de capital e a equação (10) a estimação da função prêmio de risco:

$$\log \varepsilon_t = 0,00 - 0,12(\log \varepsilon_{t-1}) - 0,05(r - r^*) + 0,13(p\theta^*) \quad (8)$$

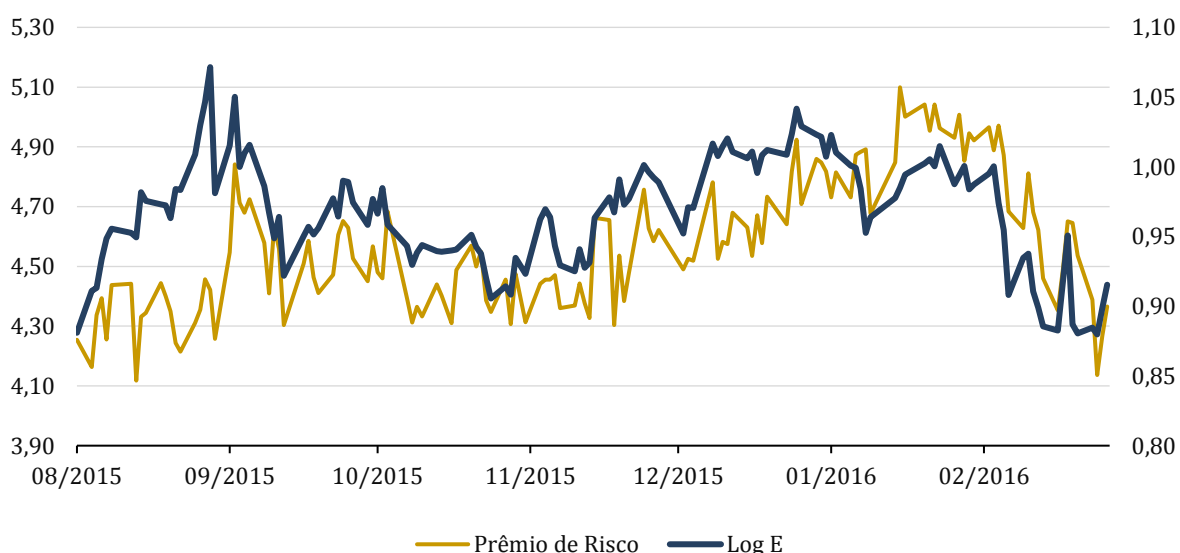
$$R_t = -0,002 - 0,33(R_{t-1}) + 0,018(ED), \quad \text{onde } R_t = (p_t\theta_t^*)$$

$$R_t = -0,002 - 0,33(R_{t-1}) + 0,018 \left[\left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta^*p}{1-p} \right) [\mu\varepsilon + (1-\mu)]D - X \right] \quad (10)$$

Os resultados mostram que o efeito direto de um aumento de 1% na taxa real de juros causaria uma apreciação de 0,05% na taxa de câmbio (equação 8), uma vez que torna os títulos domésticos mais atrativos aos investidores estrangeiros, em relação aos americanos.

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 5,23% sobre o prêmio de risco. Esse resultado 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 abaixo.

Figura 5: Prêmio de risco estimado e Taxa real de câmbio.



Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Eixo vertical esquerdo: Prêmio de Risco estimado ($p\theta^*$); Eixo vertical direito: Taxa real de câmbio ($\log \varepsilon$)

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 ($\varepsilon = 2,631 \text{ R\$/US\$}$); da probabilidade de *default* estimada ($p = 0,010\%$). Todos os parâmetros foram obtidos pelo cálculo da média mensal de setembro de 2015 a março de 2016, exceto p , estimado diariamente.

Dessa forma, é possível constatar que um aumento de 1% na taxa de juros, causa uma depreciação no câmbio de 0,68% pelo efeito indireto. O mesmo choque sobre o diferencial de juros causa uma apreciação de 0,05%. O efeito total do choque sobre a taxa de câmbio é uma depreciação aproximada em 0,63%.

6. 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, uma vez que a maior pressão sobre o câmbio eleva o preço dos insumos importados, acarretando maior custo sobre a cadeia da oferta agregada e preços administrados.

Nesse sentido, 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 estimado 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.

REFERÊNCIAS

AHMED, R.; AIZENMAN, J.; JINJARAK, Y. Inflation and Exchange Rate Targeting Challenges Under Fiscal Dominance. **Journal of Macroeconomics**, v. 67, p. 1-20, 2021.

ANBIMA. **Estrutura a Termo das Taxas de Juros Estimada e Inflação Implícita**

Metodologia. Disponível em: <

http://www.anbima.com.br/data/files/18/42/65/50/4169E510222775E5A8A80AC2/est-termo_metodologia.pdf>. Acesso em: 10 jan. 2021.

ARAUJO, G. S.; VICENTE, J. V.. Estimação da Inflação Implícita de Curto Prazo. **Brazilian Review of Finance**, v. 15, n. 2, p. 227-250, 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Risco País. **Série perguntas mais frequentes**, Brasília, mar. 2016. Disponível em:

<https://www.bcb.gov.br/content/cidadaniafinanceira/Documents/publicacoes/serie_pmf/FAQ%2009-Risco%20Pa%C3%ADs.pdf>. Acesso em 03 set. 2020.

BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. **NBER Working Paper**, n. 10.389, mar. 2004.

BRITO, A.; COSTAS, R. Brasil rebaixado: com perda de grau de investimento, dólar e juros podem ficar mais caros. **BBC Brasil**, São Paulo, 09 set. 2015. Disponível em: <https://www.bbc.com/portuguese/noticias/2015/09/150909_brasil_rebaixamento_ab>. Acesso em: 09 set. 2020.

CARNEIRO, D. D.; WU, T. Y. H. Dominância Fiscal e Desgaste Do Instrumento Único de Política Monetária no Brasil. **Instituto de Estudos de Política Econômica Casa Das Garças**, Texto Para Discussão, n. 7, mai. 2005.

CURADO, M.; NASCIMENTO, G. M. O governo Dilma: da euforia ao desencanto. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, v. 36, n. 128, p. 33-48, jan./dez. 2015.

FERNANDES, J. S. **A Interação entre Regimes de Dominância Fiscal e Monetária no Brasil entre 2011 e 2016**. 2017. 85 p. Dissertação de Mestrado - Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

FITCH rebaixa nota e tira grau de investimento do Brasil. **G1**, São Paulo, 16 out. 2015. Disponível em: <<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.>>. Acesso em: 09 set. 2020.

GADELHA, S. R. de B.; DIVINO, J. A. Dominância Fiscal ou Dominância Monetária no Brasil? Uma Análise de Causalidade. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 12, n. 4, p. 659-675, out./dez. 2008.

HEHR, D. A. **Dominância fiscal**: Uma investigação empírica sobre o caso brasileiro no período de 2003 a 2014. 2017. 92 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Universidade Federal do Espírito Santo, Vitória.

HOLLAND, M. **A Economia do Ajuste Fiscal**: Por que o Brasil quebrou?. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Estatísticas**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 10 dez. 2020.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules Rather than Discretion: The inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 3, p. 473-491, 1977.

LUCAS, R. Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?. **American Economic Review**, v. 80, p. 92-96, 1990.

MARQUES JUNIOR, K. **Há dominância fiscal na economia brasileira?** Uma análise empírica para o período do governo Lula. 2009. 57 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

NOBREGA, W. C. L.; MAIA, S. F.; BESARRIA, C. N. Interação entre as políticas fiscal e monetária: uma análise sobre o regime de dominância vigente na economia brasileira. **Análise Econômica**, v. 38, n. 75, p. 7-36, mar. 2020.

OLIVEIRA, K. Agência Moody's retira grau de investimento do Brasil. **Agência Brasil**, Brasília, 24 fev. 2016. Disponível em: <<https://agenciabrasil.ebc.com.br/economia/noticia/2016-02/agencia-moodys-retira-grau-de-investimento-do-brasil#:~:text=A%20ag%C3%A2ncia%20de%20classifica%C3%A7%C3%A3o%20de,segunda%20nota%20do%20grau%20especulativo.>>. Acesso em: 09 set. 2020.

OLIVEIRA, G. C.; VAZQUEZ, D. A.; WOLF, P. J. W. 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**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 1-30, set./dez. 2017.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. Serial default and the “paradox” of rich to poor capital flows. **American Economic Review**, v. 94, n. 2, p. 53-58, may. 2004.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 5 ed. New York, USA: McGraw-Hill, 2019.

SARGENT, T; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis. **Quarterly Review**, 5: p. 1-17, 1981.

TAYLOR, J. B. Discretion versus Policy Rules in practice. In: **Carnegie-Rochester conference series on public policy**. North-Holland, p. 195-214, 1993.

WOODFORD, M. Fiscal Requirements for Price Stability. **NBER**, jan. 2001 (Working Paper n. 8072).

APÊNDICE

Tabela A1: Testes de Raiz Unitária (ADF) segundo critério de Akaike.

Série	Sem constante		Com constante		Com constante e tendência	
	t-ADF	ADF Crítico*	t-ADF	ADF Crítico*	t-ADF	ADF Crítico*
log(EMBI)	0.3881	-1.95	-2.4474	-2.88	-1.9882	-3.43
Baa spread	-0.2108	-1.95	-1.0237	-2.88	-0.1403	-3.43
p	-0.3208	-1.95	-8.5022	-2.88	-8.5802	-3.43
log(E)	-0.1018	-1.95	-2.5568	-2.88	-2.6858	-3.43
(r - r*)	-0.3737	-1.95	-3.0404	-2.88	-3.4945	-3.43
r*	-0.9562	-1.95	-0.1352	-2.88	-1.4225	-3.43
p θ^*	-7.0789	-1.95	-7.0636	-2.88	-7.2698	-3.43
log(e)	-0.0096	-1.95	-2.395	-2.88	-2.4019	-3.43
(i - i*)	-0.179	-1.95	-1.9648	-2.88	-1.8224	-3.43
i*	-0.86	-1.95	-1.1769	-2.88	-1.8926	-3.43
EDpd	3.0518	-1.95	0.4762	-2.88	-1.7777	-3.43
EDcp	2.6436	-1.95	0.8532	-2.88	-0.8376	-3.43
Δ log(EMBI)	-8.619	-1.95	-8.5962	-2.88	-8.7256	-3.43
Δ Baa spread	-7.0726	-1.95	-7.0576	-2.88	-7.2755	-3.43
Δ log(E)	-10.155	-1.95	-10.1165	-2.88	-10.232	-3.43
Δ (r - r*)	-11.732	-1.95	-11.6996	-2.88	-11.7424	-3.43
Δ (r*)	-8.8765	-1.95	-8.9092	-2.88	-9.0033	-3.43
Δ log(e)	-9.4517	-1.95	-9.4152	-2.88	-9.5847	-3.43
Δ (i - i*)	-9.0569	-1.95	-9.0209	-2.88	-9.3443	-3.43
Δ (i*)	-10.0843	-1.95	-10.0847	-2.88	-10.059	-3.43
Δ EDpd	-7.2243	-1.95	-7.9893	-2.88	-8.0309	-3.43
Δ EDcp	-8.578	-1.95	-9.1792	-2.88	-9.363	-3.43

Fonte: Elaborado pelos autores (2021).

* Nível de Significância = 5%