

INFLAÇÃO FISCAL NO BRASIL, 2006-2024

Antonio Luis Licha¹

Março de 2025²

¹Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Av. Pasteur 250, Rio de Janeiro, RJ, CEP 22290-250, E-mail: lica@ie.ufrj.br

²Agradeço os comentários de Getulio Borges e Viviane Luporini.

Sumário

Introdução	3
1- Literatura relacionada.....	5
1.1- Marco teórico.....	5
1.2- Literatura empírica relacionada	7
2- Modelo teórico básico	9
2.1- Hipóteses do modelo	10
2.2- Decisões dos agentes	11
2.2.1- Famílias e empresas	12
2.2.2- Governo.....	13
2.3- Equilíbrio do estado estacionário	16
3- Surpresa fiscal temporária e a dinâmica de curto prazo	18
3.1- Surpresa fiscal temporária	18
3.2- Equivalência ricardiana	20
3.3- Rigidez fiscal	21
4- Efeito da surpresa fiscal sobre a taxa de inflação.....	24
5- Modelo empírico	27
5.1- Apresentação do modelo empírico	27
5.2- Dados do modelo	29
5.3- Modelo estimado	32
5.3.1- Tendência inflacionária.....	34
5.3.2- Inflação fiscal.....	35
6- Considerações finais.....	37
Referências bibliográficas	39
Apêndice A: Viés de convexidade.....	43
Apêndice B: Modelo estimado e testes de diagnóstico	44
Apêndice C: Valores estimados.....	47

Resumo

O trabalho apresenta um modelo que examina um canal de transmissão pelo qual choques temporários no superávit primário real afetaram a taxa de inflação: uma redução temporária e não antecipada do superávit primário real resulta em um aumento da taxa de inflação. Esse resultado fundamenta-se na Teoria Fiscal do Nível de Preços e enfatiza o ajuste da restrição orçamentária intertemporal do governo. A magnitude do impacto sobre a taxa de inflação depende das expectativas dos agentes econômicos em relação aos superávits fiscais futuros: caso esses agentes prevejam que o choque atual será compensado por superávits futuros, o efeito inflacionário será atenuado. Além disso, o estudo apresenta evidências empíricas ao estimar a inflação fiscal no Brasil no período compreendido entre janeiro de 2006 e maio de 2024. O choque fiscal foi mensurado por meio do *spread* do *Credit Default Swap* de cinco anos da dívida soberana brasileira, ajustado pelo índice VIX, revelando que a inflação fiscal acumulada em 12 meses representa, em média, 14% da inflação total acumulada no período de 2007 a 2014. Ressalta-se, ainda, que o impacto de um choque fiscal sobre a taxa de inflação se manifesta com uma defasagem de quatro meses.

Palavras chaves: Avaliação da dívida pública real; rigidez fiscal; choque fiscal temporário; taxa de inflação; política fiscal ricardiana e não ricardiana.

JEL Classification System: E62

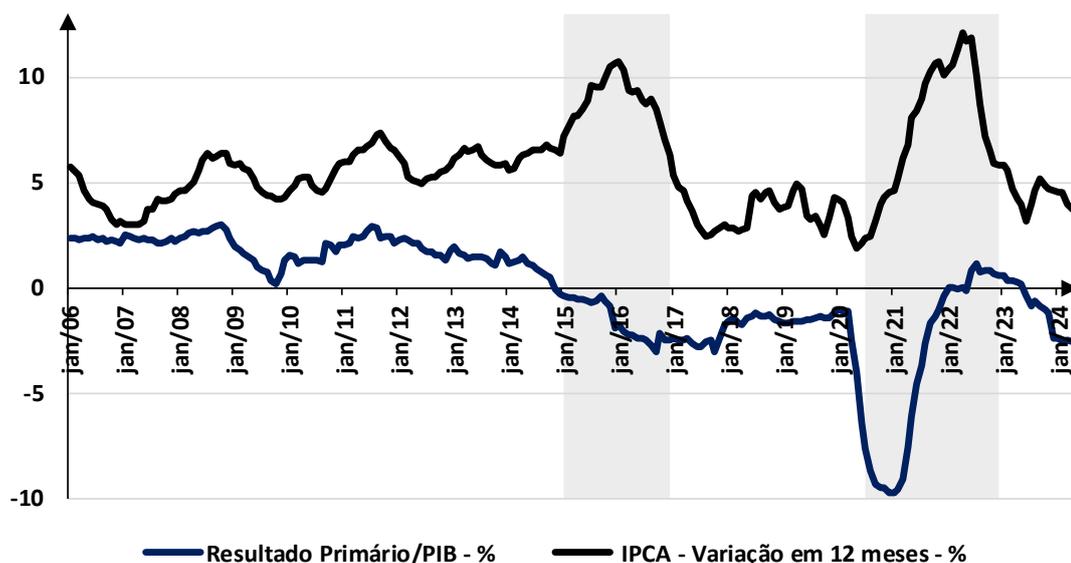
“... often it is expectations regarding fiscal policy that supply the missing element.”

M. Woodford (1995, p. 22)

Introdução

Dois episódios de surtos inflacionários ocorreram no Brasil desde o início da década de 2010. O Gráfico 1 exibe a taxa de variação acumulada em 12 meses do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) no período de janeiro de 2006 a maio de 2024. O primeiro surto inflacionário inicia-se em janeiro de 2015, atingindo um pico de 10,7% em janeiro de 2016, e encerra-se em dezembro de 2016, quando a inflação registrou 6,2%.³ O segundo surto ocorre no contexto da pandemia de Covid-19, iniciando-se em julho de 2020 e alcançando um pico de 12,1% em abril de 2022. Esse episódio finaliza em dezembro de 2022, com uma taxa de inflação de 5,8%.⁴⁵

Gráfico 1: Taxa de variação acumulada em 12 meses do IPCA e Resultado Primário/PIB em 12 meses do Governo Federal, Jan/2006-Mai-2024. Em %



Fonte: IBGE e Ministério da Fazenda (Secretaria de Política Econômica).

³ No segundo semestre de 2017 a taxa de inflação se encontrava abaixo de 3%.

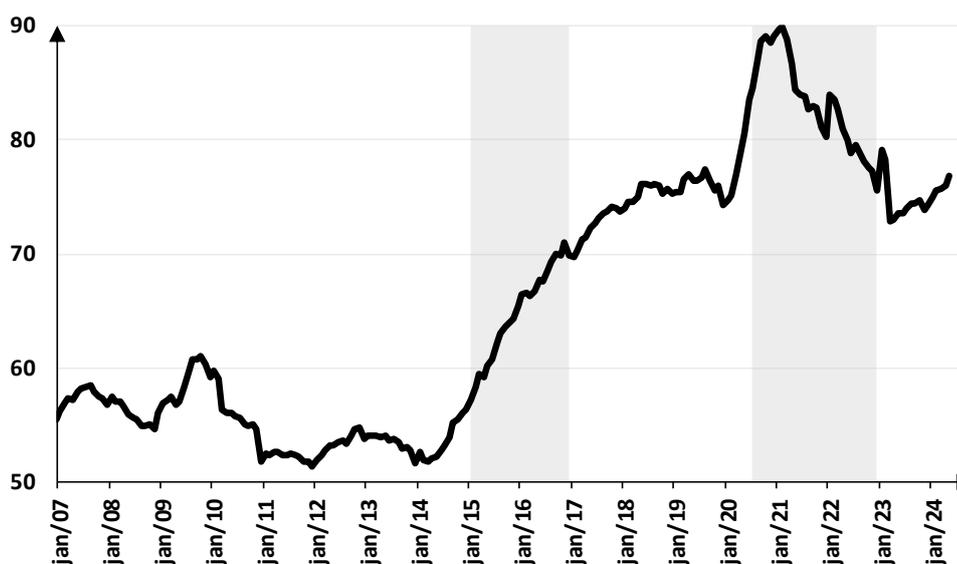
⁴ Em junho de 2023 a taxa de inflação se encontrava em 3,2%.

⁵ Para uma análise destes episódios inflacionários ver Carvalho e Nechio (2023, *section 4*). Esse artigo também descreve o comportamento do processo inflacionário em outros períodos da economia brasileira. Ver também o capítulo sobre Brasil em Kehoe e Nicolini (2021), mas este texto não aborda o surto inflacionário da pandemia.

Esses dois surtos inflacionários foram precedidos por uma redução dos resultados fiscais primários. O Gráfico 1 também mostra o resultado primário acumulado em 12 meses do Governo Federal, expresso como proporção do PIB, no período de janeiro de 2006 a maio de 2024. Observa-se que o resultado primário sofre uma redução significativa ao longo do segundo semestre de 2014, tornando-se negativo a partir de novembro daquele ano. Por sua vez, o déficit fiscal primário registra um substancial alta a partir de abril de 2020, no contexto da pandemia de Covid-19, com um incremento de 7,3 pontos percentuais do PIB entre abril e dezembro daquele ano.

Nos dois períodos específicos — a crise de 2015-2016 e a pandemia de 2020-2022 —, tanto a dívida pública quanto as incertezas associadas aos rumores da política fiscal tiveram um aumento significativo. O Gráfico 2 exibe a dívida bruta do Governo Geral, expressa em percentual do PIB, destacando os períodos mencionados. Verifica-se que, entre setembro de 2014 e dezembro de 2016, a relação pública/PIB elevou-se em aproximadamente 15 pontos percentuais, passando de 55,1% para 69,8% do PIB. No intervalo compreendido entre março de 2020 e fevereiro de 2021, essa relação registrou um incremento de cerca de 13 pontos percentuais, aumentando de 76,9% para 90,0% do PIB. Contudo, conforme observado no Gráfico 2, a partir do segundo trimestre de 2021, a relação dívida pública/PIB inicia uma reversão, aproximando-se dos níveis pré-pandemia.

Gráfico 2: Dívida Bruta do Governo Geral, Jan/2006-Mai-2024. Em % do PIB



Fonte: Ministério da Fazenda (Secretaria de Política Econômica).

O objetivo deste trabalho é investigar os efeitos dos choques fiscais verificados no Brasil, ao longo do período de 2006 a 2024, sobre a taxa de inflação. Por essa razão, desenvolve-se um modelo de equilíbrio geral dinâmico, inspirado na Teoria Fiscal do Nível de Preços, que examina os efeitos de surpresas fiscais temporárias sobre a taxa de inflação, em um cenário caracterizado por preços flexíveis e pela ausência de risco de inadimplência da dívida pública. Nesse contexto, presume-se que os detentores de títulos da pública não percebem variações no risco associado a esses ativos. A proposta central do modelo reside em analisar os impactos da política fiscal sobre a taxa de inflação, delineando o papel específico da política fiscal na dinâmica inflacionária.⁶⁷

Adicionalmente, apresenta-se evidências empíricas por meio de um modelo estrutural de séries temporais, no qual o choque fiscal é mensurado utilizando o *Credit Default Swap* (CDS) de cinco anos da dívida soberana, ajustado pelo índice VIX para controlar os determinantes internacionais que influenciam o CDS. No modelo empírico, a dificuldade principal é encontrar uma variável que represente os choques fiscais.

Na primeira seção deste trabalho, analisa-se o estado estacionário de um modelo de referência que assume previsão perfeita dos superávits fiscais futuros e preços flexíveis. Na segunda seção, incorpora-se a incerteza ao comportamento do superávit primário real e caracteriza-se a surpresa fiscal. Na terceira mostramos o mecanismo de transmissão de choques fiscais sobre a taxa de inflação.⁸ Na quarta seção apresentamos evidências empíricas para a economia brasileira através de um modelo de séries temporais estruturais. Na quinta seção, são elaboradas as considerações finais do estudo.

1- Literatura relacionada

1.1- Marco teórico

O arcabouço teórico deste trabalho alinha-se a abordagens que priorizam a análise da restrição orçamentária intertemporal do governo. Especificamente, o estudo tem como base a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP) e propõe-se a confrontá-la com a Teoria da Equivalência Ricardiana (TER). Ambas as abordagens analisam os papéis das políticas

⁶ Para elaborar o modelo teórico utilizamos a técnica habitual de considerar as variações esperadas e não esperadas do instrumento de política econômica.

⁷ Essa abordagem diferencia-se da decomposição tradicional da taxa de inflação, que identifica como seus principais determinantes as expectativas inflacionárias, o nível de atividade econômica e os choques de oferta.

⁸ Apresentamos um modelo simples no qual só existem choques fiscais, embasado em Cochrane (2014, 2016 e 2018)

monetária e fiscal no processo inflacionário. Na TER, a política monetária é considerada o principal determinante da taxa de inflação. Já na TFNP, tanto a política monetária quanto a política fiscal exercem influência sobre a taxa de inflação, desempenhando, todavia, papéis distintos, os quais serão detalhados na seção 4. A seguir, apresentam-se de forma sintética os argumentos fundamentais dessas duas perspectivas teóricas.⁹

A TER postula que choques fiscais temporários não afetam a taxa de inflação, dado que o governo possui flexibilidade orçamentária suficiente para se ajustar os superávits fiscais primários a tais perturbações ao longo de um horizonte temporal de decisão. Sob essa abordagem, os impactos dos choques fiscais sobre as decisões dos agentes econômicos são neutralizados, uma vez que o valor presente dos saldos orçamentários futuros esperados do governo permanece constante. Esse resultado depende da adoção da hipótese de expectativas racionais e da ausência de fricções nos mercados financeiros.

A TFNP fundamenta-se na premissa de que a formulação da política fiscal enfrenta restrições que limitam a capacidade de ajuste do superávit primário real. Embora os responsáveis pela política fiscal reconheçam a gravidade dessas limitações, não conseguem superá-las integralmente. Mais precisamente, tais restrições fiscais impedem que um choque no superávit primário seja completamente compensado em um certo horizonte temporal futuro. Em um contexto no qual o nível de preços corrente é flexível — com os empresários ajustando seus preços de maneira imediata —, um choque fiscal resulta em uma alteração temporária e instantânea na taxa de inflação. A intensidade desse efeito depende da influência do choque fiscal sobre as expectativas acerca dos superávits fiscais reais futuros: se os agentes econômicos anteciparem que o choque não será plenamente neutralizado em um dado período de tempo, os impactos sobre a taxa de inflação serão mais significativos.

O ponto central é que a diferenciação entre a TER e a TFNP repousa na premissa relacionada ao grau de dificuldade enfrentado pelo formulador da política fiscal para ajustar o superávit primário real em um determinado horizonte temporal.¹⁰

⁹ Para uma resenha recente da TFNP, ver Leeper e Leith (2016) e Cochrane (2023). Para uma análise da TER ver Barro (1979). Nas duas abordagens os regimes de política fiscal destacam a capacidade de o governo responder a choques fiscais. Por exemplo, Sargent (1986), que racionaliza os grandes déficits fiscais experimentados pelos Estados Unidos durante a administração Reagan, destaca (p. 5):

“There will be one equation in the background of my discussion, one whose validity is granted by all competing theories of macroeconomics. This equation is the intertemporal government budget constraint.”

¹⁰ No limite, a TER supõe que não existe nenhuma rigidez por parte do governo para reagir a choques fiscais. Por exemplo, na interpretação de Woodford (1995, pp. 24 e 25) a TER representa um caso especial de um regime de política fiscal. Voltamos a este tema na seção 3.2.

1.2- Literatura empírica relacionada

Há diversas pesquisas empíricas que investigam os impactos de choques fiscais sobre a taxa de inflação. Os estudos fundamentados na TFNP ganharam maior destaque a partir do surto inflacionário desencadeado pela pandemia de Covid-19. Choques fiscais não financiados, como os estímulos implementados nos Estados Unidos em 2021, desenvolveram significativamente uma literatura que analisa a persistência da inflação no período pós-pandemia. Citemos algumas referências dessa literatura.

Bordo e Levy (2021) examinam mais de dois séculos de história econômica em países avançados para avaliar se déficits fiscais expansionistas causam inflação. Concluem que essa relação é mais pronunciada em tempos de guerra, como nas Guerras Mundiais, devido ao uso do imposto inflacionário, e em episódios de paz específicos, como a França dos anos 1920 e a Grande Inflação dos anos 1960-1970 nos EUA e Reino Unido, onde a dominância fiscal prevaleceu. A Crise Financeira de 2007-2008 não gerou inflação significativa devido à credibilidade institucional, sugerindo que o impacto inflacionário depende do contexto, da coordenação entre políticas fiscal e monetária e da percepção de ajustes futuros.

Bianchi e Melosi (2022) destacam que as intervenções orçamentais em resposta à pandemia da COVID determinaram um aumento da inflação fiscal. Caramp e Silva (2023) apresentam uma decomposição do equilíbrio que vincula o efeito riqueza à resposta fiscal à política monetária. Mostram que uma política monetária contracionista reduz a inflação somente se for seguida por uma política fiscal contracionista.

Leeper e Li (2021) foca na interação entre déficits fiscais e política monetária passiva após a pandemia. O trabalho examina como os estímulos fiscais durante a pandemia alteraram as expectativas de sustentabilidade da dívida, levando a pressão inflacionária. O estudo usa um modelo estrutural para mostrar que a ausência de ajustes fiscais futuros recebidos pelos agentes econômicos explica parte da inflação de 2021 nos EUA.

Cochrane (2022a) propõe que surpresas negativas nos superávits fiscais primários provocaram um aumento da taxa de inflação durante a pandemia da Covid-19. A redução não esperada do resultado primário provocou um aumento do nível de preços correntes, reduzindo o valor da dívida pública real em poder do setor privado. Propõe que a inflação aumentou porque a dívida do governo aumentou em relação às expectativas das pessoas sobre quanto o governo estaria disposto a pagar. Cochrane (2022a) utiliza esse argumento para explicar por que o choque fiscal acontecido durante a Covid-19 causou inflação nos EUA e os choques fiscais anteriores não.

Cochrane (2022b) mostra como a falta de expectativa de superávits futuros exacerbou a pressão inflacionária em 2021-2022. O trabalho oferece uma narrativa histórica da inflação nos EUA de 1965 a 2022, integrando o TFNP. Ele argumenta que a inflação de 2021-2023 foi impulsionada por déficits fiscais registrados durante a pandemia (cerca de 13% do PIB em 2020), com transferências diretas às famílias elevando a demanda agregada sem aumento correspondente na oferta. O estudo conecta episódios passados (como os anos 1970) com o pós-Covid-19.

Cevik e Miryugin (2023) identifica que países com maior estímulo fiscal em 2020 (como Brasil e EUA) enfrentarão inflação mais alta em 2021-2022. Usando um painel de 139 países de 1970 a 2021, os autores encontram evidências de que choques fiscais expansionistas aumentam a inflação, com efeitos mais fortes em economias emergentes. No período pós-Covid-19, analisamos como os pacotes fiscais de 2020-2021 (ex.: transferências diretas) desenvolvidos para a inflação global, alinhando-se ao TFNP ao destacar a relevância das expectativas fiscais.

Jordà e Nechio (2023) foca na heterogeneidade dos pacotes fiscais e seus efeitos inflacionários em 2021-2022. Este estudo avalia o impacto das transferências fiscais diretas sobre a inflação em países da OCDE, usando projeções locais. Concluí que um aumento de 5 pontos percentuais nas transferências elevou a inflação em cerca de 3 pontos percentuais, um resultado compatível com o TFNP, pois as expectativas de superávits futuros não se ajustaram.

Doh e Yang (2023) identifica o papel dos estímulos fiscais na fase inicial da inflação pós-pandemia. Usando um modelo Novo-Keynesiano de dois setores, os autores mostram que os choques fiscais não compensados pela política monetária explicam a alta inicial da inflação em 2021 nos EUA, enquanto os choques de oferta dominaram posteriormente. A análise é consistente com o TFNP ao focar na interação fiscal-monetária.

Bianchi *et al.* (2023) enfatiza o papel dos déficits fiscais não financiados durante a pandemia como um gatilho inflacionário nos EUA. O estudo utiliza um modelo de equilíbrio geral para demonstrar que os estímulos fiscais massivos nos EUA em 2020-2021, como o CARES Act e o American Rescue Plan (ARP), geraram inflação persistente ao aumentar a dívida pública sem ajustes fiscais compensatórios. Os autores argumentaram que a TFNP explica melhor a inflação pós-Covid-19 que os modelos monetaristas tradicionais, destacando a falta de coordenação entre política fiscal e monetária.

Smets e Wouters (2024) estimam um modelo para a economia dos EUA que permite analisar o financiamento fiscal parcial da taxa de inflação, como esse financiamento afeta a transmissão de vários choques na atividade econômica e na taxa de inflação e os impulsionadores monetários e fiscais da inflação.

Bassetto *et al.* (2024) discutem como o surto inflacionário da pandemia de COVID redistribuiu recursos reais dos detentores de dívida pública para o setor público. Em particular, eles analisam os preços dos ativos financeiros antes do início da COVID e sugerem que os investidores consideravam um choque inflacionário como extremamente improvável. Assim, a magnitude dessa redistribuição apanhou-os de surpresa.

Faria-e-Castro (2024) destaca a inflação de bens de consumo em 2021-2022 como resultado direto de transferências fiscais. Este trabalho analisa os efeitos dos pacotes fiscais americanos (CARES Act e ARP) sobre a inflação, usando um modelo DSGE calibrado com dados de 2020-2023. Conclui que os choques fiscais elevaram a demanda agregada, enquanto as restrições de oferta (pandemia e cadeias globais) amplificaram os efeitos inflacionários, corroborando o TFNP.

Barro e Bianchi (2025) apresentam evidência de que países com maior expansão fiscal (ex.: EUA, Reino Unido) tiveram inflação mais alta que a média. Eles aplicam a TFNP a 37 países da OCDE, relacionando aumentos nos gastos públicos em 2020-2021 (como resposta à Covid-19) com a inflação observada até 2023. A variável-chave é a razão entre despesa pública e dívida/PIB, ajustada pela duração da dívida, mostrando forte poder explicativo para a inflação pós-pandemia.

Hale *et al.* (2025) estuda como o desenho das medidas de apoio fiscal ajuda a explicar as origens do surto inflacionário pós-pandemia. Mostra que o estado subjacente da economia real é importante para a resposta da inflação às medidas de apoio fiscal. A magnitude do efeito foi duas vezes maior em um ambiente de melhoria da confiança do consumidor e o efeito inflacionário foi maior e muito mais imediato se o apoio envolvesse transferências de dinheiro.

2- Modelo teórico básico

Para analisar a inflação fiscal no Brasil, consideramos inicialmente um modelo de equilíbrio geral dinâmico de pequena escala, caracterizado por preços flexíveis (desprovido de fricções nos preços) e estruturado sob condições de certeza (com previsão perfeita dos

superávits primários futuros). O modelo assume uma economia fechada, sem a presença de moeda ou bens de capital. Considera-se que ele constitui um arcabouço de referência adequado para a subsequente avaliação dos efeitos de surpresas fiscais sobre a taxa de inflação.

2.1- Hipóteses do modelo

Consideramos as hipóteses seguintes.

- a) Não existe moeda. Em consequência, o governo não tem receita de senhoriagem.¹¹
- b) As famílias tomam decisões *forward-looking* e têm um horizonte de cálculo infinito. Seja c_t o consumo real das famílias. A utilidade do consumo é logarítmica: $u(c_t) = \ln(c_t)$. Logo, $u'(c_t) = 1/c_t$, onde u' é a utilidade marginal. A desutilidade do trabalho é linear $v(L_t) = L_t$, onde L são horas trabalhadas. Vemos que $v'(L_t) = 1$. Seja $\beta = \frac{1}{1+\rho} < 1$ o fator de desconto e $\rho > 0$ a taxa de desconto intertemporal.
- c) As famílias emprestam ao governo (comprando títulos de dívida pública), mas não tomam empréstimos dele. Assim, o montante de dívida pública líquida é positivo.
- d) A tecnologia na função de produção das firmas é linear: $y_t = A_t L_t$, onde y é o produto real e A o índice de tecnologia. O mercado de bens é de concorrência imperfeita e as firmas enfrentam uma curva de demanda com elasticidade constante. O *mark-up* das firmas que maximiza lucros é constante ($\eta > 1$). Seja P o nível geral de preços. Os preços dos bens e serviços são flexíveis e o produto real é o natural. Consideremos, por simplicidade, que as taxas de crescimento do trabalho e da produtividade do trabalho são nulas ($\hat{L}_t = \hat{A}_t = 0$). Logo, a taxa de crescimento do produto natural é nula ($\hat{y}_t = 0$).
- e) A demanda de bens do governo em termos reais (g) e os impostos líquidos de transferência em termos reais (t) variam ao longo do tempo. Os impostos líquidos são *lump-sum* e não provocam efeitos distorcidos. Seja $v_t = t_t - g_t$ a poupança real do governo (ou superávit primário real). A sequência de superávits primários reais esperados $\{v_t\}_{t=0}^{\infty}$ é o instrumento de política fiscal.

¹¹ Woodford (1995) analisa este caso de uma economia sem moeda (“*cashless limit*”) como uma primeira aproximação, onde a senhoriagem pode ser ignorada na restrição orçamentária do governo.

f) Existe um título de dívida pública de um período que é demandado pelas famílias. A cada período o Tesouro Nacional resgata os títulos do período anterior (pagando também os juros correspondentes) e coloca novos títulos. Consideremos que cada título emitido em $t-1$ é resgatado em t por uma unidade monetária. A taxa de juro nominal do título é prefixada e igual a i . O preço de mercado de cada título, em t , é $Q_t = \frac{1}{1+i_t}$.¹² O preço de mercado do título em termos reais é dado por $q_t = \frac{1}{1+r_t}$, onde r_t é a taxa de juro real do título de dívida pública.

g) O valor nominal do estoque de títulos emitidos no período t é B_t . O governo é devedor líquido ($B_t > 0$, $t = 0, 1, 2, \dots$) e o estoque da dívida pública inicial (B_0) é dada. O valor presente dos superávits primários reais correntes e esperados (Γ_t) é positivo. O Tesouro Nacional se compromete a não ter um *default* (entendido como o não cumprimento das condições estabelecidas para o pagamento do estoque de títulos no seu vencimento) da dívida pública e as famílias acreditam. Logo, não existe um prêmio de risco nos rendimentos dos títulos públicos, o que elimina um canal de transmissão possível para um choque fiscal.

h) A sequência de taxas de juros nominal de longo prazo, $\{i_t\}_{t=0}^{\infty}$, é uma variável exógena do modelo. Pode-se supor, por exemplo, que esta sequência é determinada a partir da política monetária esperada.

i) Existe previsão perfeita por parte das famílias, empresas e governo em relação aos superávits primários reais futuros. Dada a existência de certeza, os valores esperados são iguais aos efetivos.

j) Não existem bens de capital nem setor externo.

2.2- Decisões dos agentes

Caracterizemos os elementos essenciais das decisões das famílias, das empresas e do governo no modelo proposto.

¹² A taxa de juro reflete o equilíbrio entre a demanda e oferta de títulos públicos.

2.2.1- Famílias e empresas

Apresentemos inicialmente a restrição orçamentária das famílias (ROF), em cada período:

$$P_t y_t = P_t c_t + \left(\frac{B_t}{1 + i_t} - B_{t-1} \right) + P_t t_t \quad (1)$$

onde $S_t = \frac{B_t}{1+i_t} - B_{t-1}$ é a poupança nominal das famílias e representa a demanda líquida de títulos públicos. A ROF supõe que a renda das famílias é alocada em consumo, poupança e impostos líquidos. A ROF, em termos reais, é dada por:

$$y_t = c_t + s_t + t_t \quad (2)$$

onde $s_t = S_t/P_t$ é a poupança real das famílias.

Da condição de primeira ordem do problema intertemporal das famílias obtemos a seguinte equação de Euler:

$$1 + i_t = \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right) \left[\frac{u'(c_t)}{\beta u'(c_{t+1})} \right] \quad (3)$$

A equação (3) mostra que, em termos nominais, a taxa de juro dos títulos públicos deve igualar à taxa marginal de substituição entre consumo presente e futuro da família. Dado o fluxo de consumo, e lembrando que $u(c_t) = \ln c_t$, podemos escrever a equação de Euler como:

$$1 + \Pi_t = \frac{1 + i_t}{1 + r_t} \quad (4)$$

onde, $\Pi_t = \frac{P_{t+1}}{P_t} - 1$ é a taxa de inflação, $r_t = (1 + \rho)(1 + \hat{c}_{t+1}) - 1$ e \hat{c}_{t+1} é a taxa de crescimento esperada do consumo real em $t+1$. Interpretamos a equação (4) como a equação de Fisher de longo prazo. Ela destaca que a política monetária sinaliza, através da taxa de juro nominal, a taxa de inflação esperada de longo prazo.¹³ Assim, interpretamos a equação de Fisher de longo prazo como uma condição de equilíbrio de demanda e oferta de bens num contexto de preços flexíveis.

Para entender os determinantes da taxa de juro real analisemos a determinação da taxa de crescimento do consumo real. A condição de ótimo para consumo e trabalho das famílias é

¹³ Para uma análise detalhada, tanto teórica quanto empírica, da relação entre taxa de juro e taxa de inflação ver Cochrane (2023b). Para uma estimação do efeito Fisher nos EUA e Japão ver Uribe (2018).

dada onde a taxa marginal de substituição entre trabalho e consumo iguala o salário real: $\frac{v'(L_t)}{u'(C_t)} = \frac{W_t}{P_t}$. Das hipóteses de utilidade marginal obtemos o salário real desejado pelas famílias:

$$\frac{W_t}{P_t} = c_t \quad (5)$$

Por outro lado, dada a condição de primeira ordem do problema das firmas e a hipótese de tecnologia linear, o salário real desejado pelas firmas é dado por:

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{A}{\eta} \quad (6)$$

Igualando o salário real desejado pelas famílias (5) e pelas firmas (6) obtemos o consumo real de equilíbrio geral com preços flexíveis:

$$c_t = \frac{A}{\eta} \quad (7)$$

O consumo real depende do produto marginal do trabalho e do *mark-up* das firmas. Se o *mark-up* e a taxa de produtividade não variam, o consumo real também se mantém constante no tempo:

$$\hat{c}_{t+1} = 0 \quad (8)$$

Dado (8), a taxa de juro real é dada por:

$$r_t = \rho \quad (9)$$

Resumindo, dadas as hipóteses apresentadas, o consumo real e a taxa de juro real não variam no tempo.

2.2.2- Governo

A restrição de recursos da economia (RRE), ou condição de equilíbrio no mercado de bens, é dada por:

$$y_t = c_t + g_t \quad (10)$$

Como os recursos da economia podem ser utilizados pelas famílias ou pelo governo, a restrição orçamentária do governo (ROG) é determinada a partir da ROF e da RRE. De (1) e (10) obtemos a ROG:

$$-P_t v_t = \frac{B_t}{1 + i_t} - B_{t-1} \quad (11)$$

onde $P_t v_t$ é o superávit primário em termos nominais.

De (1) e (11) vemos que a poupança real das famílias (s_t) deve ser igual ao déficit primário real ($-v_t$):

$$-v_t = s_t \quad (12)$$

A relação (12) destaca que a ROG é o “espelho” da ROF, dada a restrição de recursos da economia. Esta dualidade entre as restrições do Tesouro Nacional e das famílias é crucial para analisar a transmissão dos choques fiscais.¹⁴

A ROG (11) pode ser escrita como a equação da dinâmica da dívida pública:

$$B_t = (1 + i_t)(B_{t-1} - P_t v_t) \quad (13)$$

De (13) podemos analisar os determinantes *forward-looking* do valor do estoque da dívida pública real. Seja $b_t = \frac{B_t}{P_{t+1}}$ o valor do estoque da dívida pública real que vence em $t+1$ e $b_{t-1} = \frac{B_{t-1}}{P_t}$ o valor do estoque da dívida pública real que vence em t . Dividindo ambos os membros por P_t e multiplicando e dividindo o primeiro membro por P_{t+1} temos que:

$$b_{t-1} = \frac{1}{1 + r_t} b_t + v_t \quad (14)$$

Podemos interpretar (14) como uma relação esperada pelos agentes econômicos em $t-1$: o valor do estoque da dívida pública real que vence em t (b_{t-1}) deve ser igual à soma do valor presente do estoque da dívida pública real que vence em $t+1$ (b_t) e do superávit primário real corrente (v_t).

¹⁴ Vemos também que a soma da poupança agregada real das famílias e do governo é nula ($s_t + v_t = 0$). Isto é compatível com o equilíbrio macroeconômico numa economia fechada e sem bens de capital.

A condição de transversalidade do problema do consumidor estabelece que o valor presente do estoque da dívida pública real num futuro suficientemente distante converge para zero. Temos que:¹⁵

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1 + \rho} \right)^t b_{t-1} = 0 \quad (15)$$

De (14) vemos que a dívida pública real corrente depende da dívida pública real esperada, que, por sua vez, depende da esperada para o período seguinte. Iterando de forma recursiva a equação (14) para frente no tempo e impondo a condição de transversalidade (15) obtemos:

$$b_{t-1} = \Gamma_t \quad (16)$$

onde $\Gamma_t = v_t + \frac{E_t v_{t+1}}{1+r_t} + \frac{E_t v_{t+2}}{(1+r_t)E_t(1+r_{t+1})} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{E_t v_{t+j}}{\prod_{s=0}^{j-1} E_t(1+r_{t+s})} > 0$ é o valor presente

dos superávits primários reais corrente e esperados e E_t é a esperança condicional dada a informação disponível em t .¹⁶ A equação (16) é a restrição orçamentária intertemporal do governo (ROIG) e é interpretada como uma equação de equilíbrio macroeconômico na qual alguma variável se ajusta *ex-post*.¹⁷ Alternativamente, podemos interpretar (16) como a equação da avaliação da dívida pública real: o valor real da dívida pública que vence em t deve ser igual ao valor presente dos superávits primários reais corrente e esperados.

Por outro lado, dada a equivalência da restrição orçamentária do governo e das famílias, a equação (16) supõe que se verifica a restrição orçamentária intertemporal das famílias (ROIF). Mostremos esta relação. Dado que $v_t = -s_t$, a equação (16) pode ser apresentada como

¹⁵ Para uma interpretação da condição de transversalidade ver Christiano e Fitzgerald (2000, p. 13).

¹⁶ Cochrane (2016) mostra que se a dívida é de longo prazo a equação de avaliação da dívida pública real é: $\Gamma_t = \frac{\sum_{j=0}^{\infty} E_t(Q_t^{t+j} B_{t-1}^{t+j})}{P_t}$, onde Q_t^{t+j} é o preço do título com vencimento em $t+j$ e B_t^{t+j} é número de títulos em circulação. Analisemos um caso simples. Consideremos que os títulos são a perpetuidade (neste caso um título emitido n períodos antes é equivalente a um título emitido neste período e $B_t^{t+j} = B_{t-1}$) e a taxa de juro nominal permanece constante ($i_t = i$). Neste caso, $Q_t^{t+j} = \frac{1}{(1+i)^j}$ e $\sum_{j=0}^{\infty} E_t Q_t^{t+j} = (1+i)/i$. Finalmente, a equação de avaliação da dívida resulta: $(\frac{1+i}{i})b_{t-1} = \Gamma_t$.

¹⁷ O ajuste pode ser no nível de preços, na expectativa de superávits primários futuros ou na taxa de juro real.

$-b_{t-1} = \Omega_t$, onde $\Omega_t = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{E_t s_{t+j}}{\prod_{s=0}^{j-1} E_t(1+r_{t+s})}$ é o valor presente das poupanças esperadas pelas

famílias. Lembrando que $s_t = y_t - c_t - t_t$, podemos reescrever (16) como a ROIF:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \frac{E_t c_{t+j}}{\prod_{s=0}^{j-1} E_t(1+r_{t+s})} = W_t \quad (17)$$

onde $W_t = b_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} \frac{E_t(y_{t+j} - t_{t+j})}{\prod_{s=0}^{j-1} E_t(1+r_{t+s})}$ é a riqueza real da família em t.

2.3- Equilíbrio do estado estacionário

Analisemos o equilíbrio do estado estacionário do modelo. Indicamos com um * as variáveis neste estado e chamamos as variáveis de natural.

O consumo real natural (c^*) e a taxa de juro natural (r^*) são determinados pelas equações (7) e (9): $c^* = \frac{A}{\eta}$ e $r^* = \rho$. Destaquemos que a taxa de juro natural não depende da política monetária nem da política fiscal. Temos também que as taxas de crescimento do consumo natural e do produto natural são nulas: $\hat{c}^* = \hat{y}^* = 0$.¹⁸

Para que exista um equilíbrio de estado estacionário devemos supor que dívida pública real esperada é constante ao longo do tempo ($b^* = b_t = b_{t-1}$). Mas, a equação (14) é explosiva já que $r^* > 0$. Para que a trajetória da dívida pública real seja constante ao longo do tempo devemos ter um certo superávit primário real. Calculemos ele. Dada a taxa de juro natural, a regra fiscal que estabiliza a dívida pública real ao longo do tempo (que chamamos de regra do orçamento equilibrado) é dada pelo seguinte superávit primário real:

$$v^* = \left(\frac{r^*}{1+r^*} \right) b^* \quad (18)$$

Notemos que se $v_t < v^*$, b_t tende para infinito viola-se a condição de transversalidade (gerando um esquema Ponzi do qual as famílias não desejam participar). Se $v_t > v^*$, b_t tende para menos infinito viola-se a restrição de que b_t não pode ser negativa. Só $v_t = v^*$ é consistente com o

¹⁸ Observemos que, no estado estacionário deste modelo, a taxa de juro real é maior que a taxa de crescimento do produto ($r^* > \hat{y}^*$).

equilíbrio do estado estacionário e, em consequência, a regra do orçamento equilibrado deve cumprir no estado estacionário.¹⁹ No estado estacionário o superávit primário real estabiliza a dívida pública real, ajusta a ROIG e a TER é válida.²⁰

De (16) vemos que o nível de preços natural é dado por:

$$P_t^* = B_{t-1} / \Gamma^* \quad (19)$$

onde $\Gamma^* = \left(\frac{1+r^*}{r^*}\right) v^*$. Dados B_0 , a sequência $\{i_t\}_{t=0}^{\infty}$ e Γ^* , as equações (13) e (19) estabelecem um sistema recursivo que determinam as trajetórias de P_t^* e de B_t^* .

Por último, a taxa de inflação natural (Π_t^*) é determinada pela taxa de juro nominal e a taxa de juros natural:

$$\Pi_t^* = \frac{1 + i_t}{1 + r^*} - 1 \quad (20)$$

Interpretemos a equação (20).

A taxa de inflação natural é interpretada como o componente de tendência da taxa de inflação.²¹ De maneira operacional, o Banco Central estabelece a taxa de inflação do estado estacionário ao anunciar uma meta de inflação crível e ajustando a taxa de juros nominal para atingir esse objetivo. Dessa forma, no longo prazo, a taxa de juros nominal é determinada pela soma da taxa de juros natural e da meta de inflação, esta última equivalente à taxa de inflação esperada de longo prazo.²²

Concluindo, o modelo destaca que sob a vigência de uma regra de orçamento equilibrado no estado estacionário, a inflação configura-se como um fenômeno estritamente monetário, tornando a política fiscal irrelevante para a determinação da taxa de inflação. Nesse contexto, a taxa de inflação independe do instrumento de política fiscal e a TER se mostra válida.²³

¹⁹ A este respeito ver Christiano e Fitzgerald (2000, pp. 13 e 14).

²⁰ A regra do orçamento equilibrado é compatível com a equação de avaliação da dívida pública real. De (17) temos que: $b^* = \left(\frac{1+r^*}{r^*}\right) v^* = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{v^*}{(1+r^*)^t}$, já que $\frac{r^*}{1+r^*} = 1 - \frac{1}{1+r^*}$.

²¹ Caso a taxa de juros natural seja uma variável estacionária, a taxa de juros nominal e a taxa de inflação exibem cointegração. Neste sentido, ver Walsh (2010, p. 475). Em termos empíricos, Π_t^* é dada pela taxa de inflação implícita dos ativos de dívida.

²² Ressaltemos que, no estado estacionário, a taxa de inflação é igual à taxa de expansão monetária. Isso significa que a quantidade de moeda vai crescer, no longo prazo, na mesma proporção que os preços.

²³ Nos termos de Woodford (1995) o modelo apresenta no longo prazo um regime ricardiano. Regimes não-ricardianos no longo prazo supõem que existe uma “dominância fiscal” que perdura por longos períodos.

3- Surpresa fiscal temporária e a dinâmica de curto prazo

Nesta seção, introduzimos a incerteza associada ao comportamento do superávit primário real, definimos o conceito de surpresa fiscal (ou choque fiscal) e examinamos seus impactos sobre os superávits fiscais corrente e futuros. Em especial, a análise considera as possíveis respostas do Tesouro Nacional a choques fiscais, explorando tais respostas no contexto da TER e da TFNP.

3.1- Surpresa fiscal temporária

Caracterizemos a resposta do Tesouro Nacional a surpresas fiscais de forma simples num contexto estocástico. Consideremos, por simplicidade, que o processo gerador dos superávits primários reais é dado por um processo MA(n):²⁴

$$v_t = v^* + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_n \varepsilon_{t-n} \quad (21)$$

onde v^* representa o superávit primário real de equilíbrio de longo prazo (componente de tendência do superávit primário real), n é o horizonte temporal de ajuste da política fiscal a choques fiscais, $\theta_1, \theta_2 \dots \theta_n$ são parâmetros que apresentam a resposta do governo a um choque fiscal e $\varepsilon_t, \dots \varepsilon_{t-n}$ são processos ruído branco independentes e identicamente distribuídos ($\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$). A equação (21) mostra que o ajuste do governo tem uma memória de n períodos, já que em t o Tesouro Nacional só reage a choques acontecidos até o período $t-n$. Logo, v^* , n e os parâmetros $\theta_1 \dots \theta_n$ caracterizam a política fiscal.²⁵

A equação (21) modela o comportamento do Tesouro Nacional em resposta a choques fiscais e, sob a hipótese de expectativas racionais, presume-se que tal equação seja de conhecimento do setor privado (famílias e empresas). Em termos mais precisos, a equação (21) serve como âncora para as expectativas relativas ao comportamento esperado do Tesouro Nacional, de modo que as antecipações acerca dos superávits fiscais reais sejam determinadas pelo processo estocástico gerador desses superávits.

Seja E_{t-1} a esperança condicional dada a informação disponível em $t-1$. O valor esperado do superávit primário em t é dado por:

²⁴ Cochrane (2023, *chapter 4, section 6.4*) apresenta uma análise em que o superávit primário real segue um processo MA(1).

²⁵ De forma alternativa, podemos considerar que o processo gerador do superávit primário real tem uma memória muito longa. Consideremos, por exemplo, que é representado por um MA(∞): $v_t = v^* + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^{\infty} \theta^i \varepsilon_{t-i}$. Lembremos que este processo é equivalente a um AR(1): $v_t = (1 - \theta) v^* + \theta v_{t-1} + \varepsilon_t$.

$$E_{t-1}v_t = v^* + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_n \varepsilon_{t-n} \quad (22)$$

A surpresa (ou choque) fiscal temporária é dada pelo superávit primário não antecipado pelos agentes econômicos (famílias, empresas e governo) e definida como:²⁶

$$\varepsilon_t = v_t - E_{t-1}v_t$$

Em (21) vemos que uma surpresa fiscal induz uma mudança no superávit primário real corrente, mas afeta também as expectativas dos superávits reais futuros.²⁷ Seja ψ_t^{t+j} , com $j > 0$, o efeito do choque fiscal em t sobre o superávit primário esperado em $t+j$. Assim, a mudança na expectativa dos superávits primários futuros devido a uma surpresa fiscal acontecida em t é dada por:

$$E_t v_{t+j} - E_{t-1} v_{t+j} = \psi_t^{t+j} \varepsilon_t, j = 1, 2, \dots \quad (23)$$

O efeito total de uma surpresa fiscal corrente sobre o valor presente dos superávits primários reais esperados (Γ_t) é dado pelo valor presente dos ψ_t^{t+j} :

$$\psi_t = \psi_t^t + \frac{\psi_t^{t+1}}{1+r_t} + \frac{\psi_t^{t+2}}{(1+r_t)(1+r_{t+1})} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\psi_t^{t+j}}{\prod_{s=0}^j (1+r_{t+s})} \quad (24)$$

onde $\psi_t^t = 1$. No caso em que o processo gerador dos superávits primários reais é um MA(n), o valor do multiplicador fiscal ψ_t é dado por:

$$\psi_t = 1 + \frac{\theta_1}{1+r_t} + \frac{\theta_2}{(1+r_t)(1+r_{t+1})} + \dots + \frac{\theta_n}{(1+r_t) \dots (1+r_{t+n-1})} \quad (25)$$

Podemos observar que acontece com ψ_t para alguns valores dos θ 's. Consideremos três casos.

- a- Se $\theta_1 = \dots = \theta_n = 0$, a surpresa fiscal só afeta o superávit primário real corrente e $\psi_t = 1$.²⁸
- b- Se $\theta_i < 0$, $i = 1, \dots, n$, temos que $\psi_t < 1$, já que uma surpresa fiscal negativa (um déficit fiscal não esperado) leva a que os agentes esperem algum superávit fiscal primário real nos

²⁶ Ainda com uma memória mais longa no processo gerador dos superávits primários, ε_t continua representando a surpresa fiscal.

²⁷ Neste ponto seguimos a proposta de Christiano e Fitzgerald (2000, p. 16).

²⁸ Se os θ 's são todos nulos, o processo gerador dos superávits primários reais é um ruído branco.

próximos períodos. Este pode ser o caso habitual de comportamento dos Tesouros Nacionais se o valor da dívida pública tende a ser uma variável estacionária no tempo.

- c- Por último, se $\theta_i > 0$, $i = 1 \dots n$, temos que $\psi_t > 1$. Neste caso, uma surpresa fiscal negativa leva a déficits fiscais esperados provocando um aumento no valor da dívida pública e pode provocar uma situação de dominância fiscal.²⁹

Concluindo, o impacto da surpresa fiscal sobre o valor presente das expectativas de superávits fiscais depende da reação do Tesouro Nacional (ou da política fiscal) a choques fiscais.³⁰

3.2- Equivalência ricardiana

A TER, ou política fiscal ricardiana nos termos de Woodford (1995), supõe que uma redução não esperada do superávit primário real corrente é compensada num certo horizonte temporal futuro por um aumento de impostos ou uma redução de gastos, de tal forma que o valor presente dos superávits primários reais esperados não muda.³¹ Do ponto de vista das famílias, a surpresa fiscal não afeta a ROIF pois o valor presente das poupanças futuras esperadas não se altera.

Assim, se a TER é válida:

- a- O efeito de ε_t sobre Γ_t é nulo e $\psi_t = 0$;
- b- A dinâmica econômica não se afasta do estado estacionário;
- c- No caso de que o processo gerador dos superávits primários reais seja um MA(n), existe uma restrição para os parâmetros θ_i dada por:

²⁹ Para uma análise de outras implicações em relação ao valor de ψ_t ver Cochrane (2020). Ele chama o parâmetro de $a(\beta)$.

³⁰ No caso de um processo MA(∞), a mudança nas expectativas de superávit é dada por: $E_t v_{t+j} - E_{t-1} v_{t+j} = \theta^j \varepsilon_t$. Notemos que θ^j é a função de autocorrelação ou multiplicador dinâmico. Considerando, por simplicidade, que a taxa de juro real é constante (r), o valor do multiplicador fiscal ψ_t é dado pelo valor presente dos θ^j : $\psi_t = \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{\theta}{1+r}\right)^j = \frac{1+r}{1+r-\theta}$. Analisamos os mesmos casos propostos, se $\theta = 0$ então $\psi_t = 1$, mas se $\theta > 0$ temos que $\psi_t > 1$.

³¹ Barro (1979) argumenta por uma política fiscal na qual um choque negativo no superávit primário corrente (devido, por exemplo, a uma guerra) provoca um aumento da dívida pública que deve ser acompanhado de um aumento constante nos impostos, suficientes para pagar os juros e o principal dessa dívida ao longo do tempo. Assim, os efeitos do choque fiscal corrente são compensados pelas expectativas de superávits fiscais futuros.

$$\frac{\theta_1}{1+r_t} + \frac{\theta_2}{(1+r_t)(1+r_{t+1})} + \dots + \frac{\theta_n}{(1+r_t)\dots(1+r_{t+n-1})} = -1 \quad (26)$$

A equação (26) mostra que o superávit fiscal real de n períodos a frente compensa exatamente, em valor presente, a surpresa fiscal corrente no horizonte temporal da política fiscal. Como o multiplicador fiscal é zero ($\psi_t = 0$), a TER supõe uma restrição sobre os parâmetros fiscais θ_i .³²

Notemos que sob a TER, o processo MA(n) é não invertível e os choques fiscais (ε_t) são não fundamentais, já que eles não são determinados a partir dos superávits primários reais passados. Como destaca Cochrane (2023, p. 104),

“more precisely, the shock ε_t is a function of current and future surpluses, not current and past surpluses.”

Assim, não é possível recuperar os choques fiscais através de um procedimento estatístico baseado apenas no histórico dos superávits fiscais.³³

3.3- Rigidez fiscal

A TER pressupõe que o superávit primário real possui total flexibilidade para se ajustar a choques fiscais dentro de um horizonte temporal relevante (em nosso exemplo, n períodos), enquanto a TFNP parte da premissa de que rigidezes fiscais restringem a capacidade de resposta do governo a surpresas fiscais. No contexto da economia brasileira, a rigidez fiscal pode ser exemplificada pelas dificuldades enfrentadas pelo governo em ajustar rapidamente os superávits primários diante de choques fiscais inesperados, decorrentes de fatores como a inflexibilidade das despesas públicas, contratos governamentais de longo prazo e a necessidade de sustentar políticas sociais e metas de crescimento econômico. Essas limitações reduzem a capacidade do governo de reagir de maneira ágil a variações imprevistas em receitas ou despesas, de modo que choques fiscais temporários não são plenamente neutralizados por

³² Consideremos uma política fiscal com um horizonte temporal (ou memória) muito longo e um processo MA(∞). Por simplicidade, supomos que a taxa de juro real é constante (r). A TER supõe que o superávit primário real é corrigido pelos choques fiscais passados a partir do processo seguinte: $v_t = v^* + \varepsilon_t - \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1+r^*}{2}\right)^i \varepsilon_{t-i}$. Neste caso, o valor presente dos impactos de um choque fiscal sobre os superávits primários (corrente e futuros) é dado por: $\psi_t = 1 - \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^i = 0$. O choque fiscal corrente será corrigido exatamente (em termos de valor presente) em um horizonte de infinitos períodos futuros.

³³ Ver também Cochrane (2023, *chapter 4*). Para uma apresentação do conceito de choque fundamental ver Kilian e Lütkepohl (2017, ch. 17).

ajustes no superávit primário dentro de um determinado horizonte temporal, resultando em impactos prolongados sobre a taxa de inflação e outras variáveis macroeconômicas.

As rigidezes fiscais podem decorrer da presença de despesas obrigatórias fixadas por lei, da vinculação de despesas a receitas específicas ou da ausência de respaldo político no Congresso Nacional para viabilizar os ajustes necessários, tais como a aprovação de modificações em tributos ou despesas públicas. Um incremento na rigidez fiscal acarreta uma diminuição do poder discricionário das autoridades fiscais sobre o orçamento público, restringindo sua capacidade de promover ajustes flexíveis em resposta a choques fiscais ou a variações nas condições econômicas.³⁴

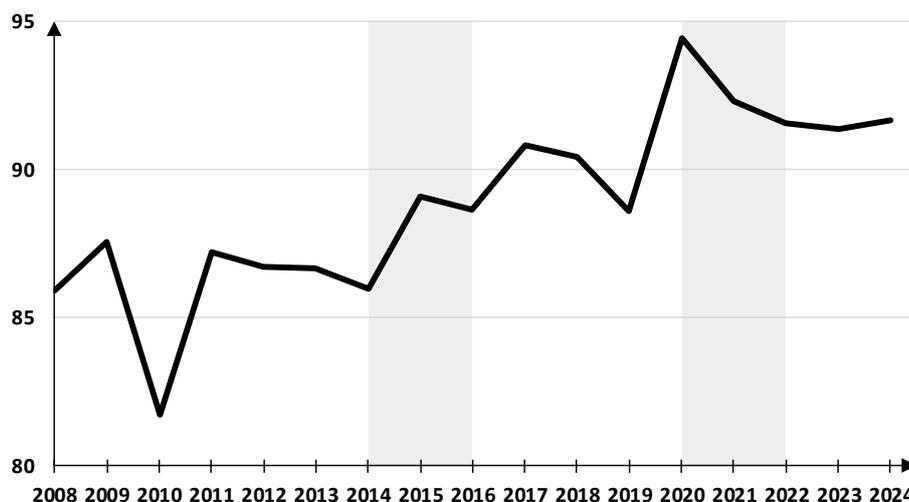
Embora seja razoável esperar que, no longo prazo, tais rigidezes fiscais possam ser parcialmente superadas, elas comprometem a capacidade do governo de cumprir a regra de orçamento equilibrado no curto prazo. Em termos mais precisos, essas rigidezes fiscais impõem limitações à flexibilidade do governo para ajustar rapidamente sua política fiscal, podendo gerar déficits fiscais temporários ou entraves ao controle da dívida pública no curto prazo, até que reformas estruturais e ajustes mais abrangentes sejam efetivamente implementados.

Um indicador de rigidez fiscal muito utilizado no Brasil é a proporção de despesas obrigatórias em relação ao total das despesas primárias.³⁵ O Gráfico 3 exibe dados anuais desse indicador para o Brasil no período de 2008 a 2024, revelando um aumento contínuo na proporção de despesas obrigatórias (ou não discricionárias) ao longo desse intervalo, o que contribui para uma crescente rigidez fiscal. A média da relação entre as despesas primárias obrigatórias e as despesas primárias totais, ao longo do período analisado, alcança 88,9%, evidenciando o elevado grau de inflexibilidade dos gastos públicos primários. Tal padrão reflete a limitada capacidade do governo de ajustar discricionariamente seu orçamento, dado que uma parcela substancial das despesas se encontra vinculada a obrigações legais e constitucionais.

³⁴ Em outras palavras, entendemos que rigidezes fiscais são restrições institucionais, legais, contratuais ou outras que limitam a capacidade do governo para alterar o tamanho orçamento público no curto prazo. Para uma discussão do conceito de rigidez fiscal, aplicado a alguns países de América Latina, ver Cetrángolo e Jiménez (2009).

³⁵ Para indicadores de rigidez fiscal para alguns países de América Latina ver Cetrángolo e Jiménez (2009), capítulo 1, seção B.3.

Gráfico 3: Proporção da despesa primária obrigatória na despesa primária total, Brasil, 2006–2024, dados anuais. Em %



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Resultado do Tesouro Nacional, Secretaria do Tesouro Nacional (Ministério da Fazenda), dezembro 2024.

Em razão da presença de rigidez fiscal, a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP) postula que o superávit primário real assume o papel de uma variável exógena no modelo macroeconômico, ao passo que a dívida pública real é tratada como uma variável endógena. Em termos mais precisos, dado que a capacidade do governo de ajustar os superávits primários encontra-se restringida pela rigidez fiscal, o superávit é determinado por fatores externos ao controle discricionário das autoridades fiscais, enquanto a dívida pública se ajusta endogenamente a essas condições.

Por outro lado, nos modelos fundamentados na TER, a dívida pública real é tratada como uma variável predeterminada, isto é, estabelecida no início do período de análise e não diretamente ajustada pelas decisões fiscais correntes. Nesse contexto, os superávits primários reais são definidos com o propósito de assegurar a sustentabilidade dessa dívida pública, sendo ajustados de maneira a evitar um crescimento insustentável do endividamento público.^{36 37}

³⁶ Por exemplo, Ljungqvist e Sargent (2012, p. 1.060) destacam que na TFNP o fluxo de superávits primários esperados é uma variável exógena, enquanto a dívida pública se torna uma variável determinada endogenamente.

³⁷ Na TFNP a ROG é interpretada como uma condição de equilíbrio macroeconômico. A ROG não é uma condição *ex-ante* para o Tesouro Nacional, mas é alcançada *ex-post* através do ajuste macroeconômico do nível de preços (P_t é uma variável endógena do modelo, enquanto v_t é uma variável exógena). Na TER a trajetória dos superávits primários reais é determinada dada a trajetória do nível de preços. A ROG é alcançada *ex-ante* através do ajuste da política fiscal e significa uma restrição efetiva da política fiscal.

Em síntese, a TFNP pressupõe que os superávits fiscais não podem ser ajustados no curto prazo conforme preconizado pela TER, em virtude das rigidezes que caracterizam a determinação das variáveis fiscais. Contudo, projeta-se que, no longo prazo, o superávit primário real seja ajustado de modo a assegurar que a dívida pública real permaneça sob controle.

4- Efeito da surpresa fiscal sobre a taxa de inflação

Nesta seção, examinam-se os efeitos de uma surpresa fiscal temporária sobre a taxa de inflação.³⁸ Para oferecer uma base inicial à análise, inicia-se com a exposição do argumento central que será desenvolvido ao longo desta seção.

No contexto de rigidez fiscal e preços flexíveis, uma variação inesperada no valor presente dos superávits primários reais esperados (Γ_t) exerce impacto sobre o nível de preços corrente (P_t), considerando o estoque da dívida pública nominal no período anterior (B_{t-1}). No modelo proposto, a surpresa fiscal influencia a restrição orçamentária intertemporal das famílias, interpretada como uma condição de equilíbrio intertemporal, levando as famílias a ajustarem sua demanda nominal de consumo por meio de um efeito riqueza. Consequentemente, a surpresa fiscal provoca uma surpresa inflacionária, dado que a elevação dos preços não pode ser prevista no período precedente ao choque fiscal. A sequência de eventos pode ser representada esquematicamente da seguinte maneira:

Surpresa fiscal temporária → valor presente dos superávits primários futuros →
ROIF → consumo nominal das famílias → nível de preços

Formalizemos o argumento.

A partir da equação (16), observa-se que uma surpresa fiscal desencadeia uma alteração imprevista na avaliação da dívida pública real. Essa surpresa relativa à dívida pública real é quantificada da seguinte maneira:

$$(1 - E_{t-1})(b_{t-1}) = B_{t-1} \left(\frac{1}{P_t} - E_{t-1} \frac{1}{P_t} \right) = \psi_t \varepsilon_t \quad (27)$$

lembrando que $b_{t-1} = B_{t-1}/P_t$. Consideremos que v_t é determinado por um processo MA(n) e que ψ_t mostra o efeito de um choque fiscal sobre a dívida pública real de acordo com a equação

³⁸ Analisamos a transmissão de uma surpresa fiscal seguindo a proposta de Christiano e Fitzgerald (2000, p. 16).

(25). Multiplicando ambos os lados de (27) por P_t e multiplicando e dividindo o segundo membro por P_{t-1} , obtemos:

$$(1 + \Pi_t) \left(E_{t-1} \frac{1}{P_t} \right) P_{t-1} = 1 - \frac{\psi_t \varepsilon_t}{b_{t-1}} \quad (28)$$

A partir da desigualdade de Jensen temos que (ver derivação no Anexo A):

$$E_{t-1} \frac{1}{P_t} = \frac{1}{E_{t-1} P_t} \vartheta \quad (29)$$

onde $\vartheta = \exp(\sigma^2)$ é o viés de convexidade e σ^2 é a variância de $\ln P_t$. Substituindo (29) em (28) temos que:

$$1 + \Pi_t = \frac{(1 + E_{t-1} \Pi_t)}{\vartheta (1 + \xi_t)} \quad (30)$$

onde $1 + \xi_t = \frac{b_{t-1}}{E_{t-1} b_{t-1}}$ é o choque na dívida pública real. De (27) obtemos:

$$\xi_t = \frac{\psi_t}{E_{t-1} b_{t-1}} \varepsilon_t \quad (31)$$

A equação (30) evidencia de que maneira um choque no estoque da dívida pública real gera um impacto sobre a taxa de inflação. Por sua vez, a equação (31) demonstra como a surpresa no superávit primário real influencia o choque no valor da dívida pública real.

Com preços flexíveis, a taxa de juro real não é afetada pelo choque fiscal e é igual à taxa de juro natural ($r_t = r^*$). Mas, as famílias ajustam a taxa marginal de substituição intertemporal do consumo através das expectativas de inflação, pois a taxa de inflação esperada é uma variável endógena na equação de Euler. Esta equação assume a seguinte forma:

$$1 + \Pi_t^* = E_{t-1} (1 + \Pi_t) = \frac{1 + i_{t-1} - \tau_{t-1}}{1 + r^*} \quad (32)$$

onde $\Pi_t^* = E_{t-1} \Pi_t$ é o componente de tendência da inflação (ou taxa de inflação natural) e $\tau_{t-1} = \text{cov}_{t-1}[(1 + \Pi_t), \frac{1}{\beta} (1 + \hat{c}_t)]$ é o prêmio de risco de inflação. Como vimos na seção 2.3, taxa de inflação natural depende da taxa de juros nominal (determinada pelo Banco Central).

Substituindo (32) em (30) obtemos finalmente:

$$1 + \Pi_t = \frac{1 + \Pi_t^*}{\vartheta (1 + \xi_t)} \quad (33)$$

Analisemos economicamente o mecanismo de transmissão de uma surpresa fiscal, considerando a hipótese de preços flexíveis, por meio de um exemplo. Uma redução inesperada no superávit primário real, caracterizada como uma surpresa fiscal expansionista ($\epsilon_t < 0$), implica uma diminuição do valor presente dos superávits primários reais esperados, de modo que $b_{t-1} > \Gamma_t$. Conforme exposto na seção 1.2.2, o valor presente do consumo real das famílias torna-se inferior à sua riqueza real percebida. Em decorrência disso, as famílias são incentivadas a elevar sua demanda corrente por bens de consumo, dado que interpretam a disponibilidade de recursos como suficiente para financiar esse aumento.³⁹

Esse incremento na demanda gera um excesso de procura no mercado de bens, o que, por conseguinte, induz uma elevação no nível de preços. Esse ajuste no nível de preços persiste até que o valor presente da dívida pública real se iguale ao valor presente dos superávits primários futuros, isto é, até que $b_{t-1} = \Gamma_t$.⁴⁰ O desequilíbrio na restrição orçamentária intertemporal das famílias conduz, portanto, a um aumento da demanda de consumo, impulsionado por um efeito riqueza, resultando em uma elevação abrupta — ou “salto” — no nível de preços. Uma vez que a riqueza real das famílias é reduzida ao nível compatível com o valor presente dos superávits fiscais futuros, o equilíbrio no mercado de bens é restabelecido, e a economia retorna a seu estado de equilíbrio intertemporal.

Dado o estoque da dívida pública nominal (B_{t-1}), a elevação dos preços ajusta o valor da dívida pública real. Em termos mais precisos, a inflação desencadeada pelo choque fiscal reduz o valor real dos ativos detidos pelos consumidores, como os títulos públicos, operando como um “imposto” sobre a riqueza nominal das famílias. Ressalta-se que a dívida pública nominal pode expandir-se indefinidamente, o que viabiliza ajustes macroeconômicos por meio da taxa de inflação. Esse mecanismo permite ao governo reequilibrar sua posição fiscal sem a necessidade de elevar imediatamente os tributos ou cortar despesas, utilizando a inflação como um instrumento para ajustar o valor real da dívida.⁴¹

Destaquemos três comentários finais:

³⁹ Ressaltemos que os efeitos propostos pela TFNP acontecem sobre as restrições orçamentárias do setor privado. Woodford (2001, p. 670) destaca que:

“Such effects are neutralized by the existence of rational expectations and frictionless financial markets only if it is understood that the government budget itself will always be subsequently adjusted to neutralize the effects, in present value, of any current fiscal disturbance.”

⁴⁰ A este respeito ver Cochrane (2005, p. 512).

⁴¹ A condição de transversalidade na decisão intertemporal das famílias (15) é imposta sobre o estoque da dívida pública real. O estoque da dívida pública nominal pode crescer sem limite.

- a- Neste modelo com preços flexíveis, a transmissão do choque fiscal não altera a taxa de juros real nem o consumo real, os quais permanecem em seus níveis naturais. Por outro lado, a introdução de rigidez nos preços implicaria desvios da taxa de juros real e do consumo real em relação a seus níveis naturais, uma vez que o ajuste no mercado de bens ocorreria de maneira mais gradual, e os efeitos do choque se propagariam de forma distinta ao longo do tempo.
- b- No caso da TER, $\psi_t = 0$: a surpresa fiscal não impacta a dívida pública real nem a taxa de inflação. Assim, temos que $(1 - E_{t-1})(b_{t-1}) = \xi_t = 0$.
- c- Conforme sustentam diversos autores da Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), as políticas monetária e fiscal exercem funções distintas. A equação (32) evidencia que a taxa de juros nominal, instrumento da política monetária, determina o componente de tendência da inflação, ao passo que a equação (33) demonstra que o choque fiscal provoca efeitos temporários sobre a taxa de inflação efetiva. Nas palavras de Cochrane (2023), a política monetária define a taxa de inflação esperada, enquanto a política fiscal é responsável por influenciar a taxa de inflação não antecipada.⁴²

5- Modelo empírico

5.1- Apresentação do modelo empírico

Ao aplicar o logaritmo à equação (33), obtém-se que: $\ln(1 + \Pi_t) = -\ln\vartheta + \ln(1 + \Pi_t^*) - \ln(1 + \xi_t)$. Supondo que o viés de convexidade é unitário ($\vartheta = 1$), esta equação pode ser aproximada por:⁴³

$$\Pi_t = \Pi_t^* - \xi_t \quad (34)$$

onde Π_t^* como o componente de tendência da taxa de inflação e ξ_t é o choque acontecido na dívida pública real no final de $t-1$.

No modelo proposto, pressupõe-se que os preços sejam flexíveis e que o nível de preços se ajuste completamente no período em que a surpresa fiscal ocorre. A surpresa inflacionária

⁴² Neste sentido, Leeper (2010, p. 52) argumenta da seguinte forma:

“This observation leads to a sharp dichotomy between the roles of monetary and fiscal policy in price-level determination: monetary policy alone appears to determine expected inflation by choosing the level at which to peg the nominal interest rate, ..., while conditional on that choice, fiscal variables appear to determine realized inflation.”

⁴³ Vicente e Graminho (2014, seção 6) estimam o termo de convexidade para o mercado brasileiro e reportam que sua magnitude é de cerca de um ponto base. Esta estimativa está em consonância com a literatura internacional sobre o tema.

emerge porque a taxa de inflação é afetada no período corrente (t), enquanto as expectativas de inflação formadas no período anterior ($t-1$) não incorporam os efeitos da surpresa fiscal sobre essa taxa. O valor do estoque da dívida pública real que vence no período t (b_{t-1}) experimenta uma redução até equiparar-se ao valor presente dos superávits primários futuros (Γ_t), condição essencial para que as famílias cumpram sua restrição orçamentária intertemporal e estabilizem sua demanda por consumo. Conforme analisado, a elevação do nível de preços corrente neutraliza o excesso de procura no mercado de bens, decorrente do aumento da demanda de consumo. Assim, o ajuste macroeconômico é realizado por meio de um choque no valor real do estoque da dívida pública.

Cochrane (2019) sustenta que é mais realista presumir a existência de rigidez nos preços ao longo de um determinado período, uma vez que o nível de preços não se ajusta integralmente a um choque em um único mês.⁴⁴ No contexto de preços rígidos, Cochrane (2019) destaca que a dinâmica da taxa de inflação exibe maior suavidade, pois choques fiscais anteriores persistem em influenciar a inflação corrente. Conseqüentemente, não se verificam os saltos abruptos na taxa de inflação característicos dos modelos com preços flexíveis.⁴⁵ A evolução inflacionária depende, portanto, dos choques fiscais passados, cuja defasagem temporal exige uma análise cuidadosa. Em princípio, os efeitos de um choque fiscal sobre a taxa de inflação começam a se manifestar a partir do quarto mês.

Para a estimação empírica do modelo teórico, empregou-se um modelo de séries temporais estruturais baseado em modelos de espaço de estado.⁴⁶ Nessa abordagem, a série da taxa de inflação brasileira foi decomposta em componentes de tendência, componentes sazonais e efeitos associados ao choque fiscal. Presumiu-se que os componentes não observáveis seguem processos estocásticos, regidos por distúrbios aleatórios. Uma das principais vantagens dessa metodologia reside em sua flexibilidade, que possibilita a identificação de variações no comportamento da série e a modelagem adequada das variáveis explicativas, oferecendo uma análise robusta dos efeitos dinâmicos subjacentes ao fenômeno investigado.

⁴⁴ Para o caso brasileiro, Correa *et al.* (2016) apresentam evidência empírica para a hipótese de rigidez de preços. Eles destacam que os preços fixados pelas firmas no Brasil se ajustam, em média, em média a cada 3,3 meses.

⁴⁵ Nas palavras de Cochrane (2019, p. 124):

“We can anticipate that sticky prices will give us smoother dynamics by putting a two-sided moving average in place of sharp movements. Smoother dynamics are more realistic. Now past expectational shocks also affect inflation today, again leaving more realistic delayed effects in place of the sudden jumps of the frictionless model.”

⁴⁶ Ver, por exemplo, Durbin e Koopman (2012).

Após várias especificações testadas, propomos que o modelo empírico tenha um componente de tendência (Π_t^*), componentes sazonais (γ_t) e choques fiscais como variáveis explicativas (ε_t):

$$\begin{aligned}\Pi_t &= \Pi_t^* + \gamma_t + \beta_4 \varepsilon_{t-4} + \beta_5 \varepsilon_{t-5} + \eta_t & , \eta_t &\sim \text{NID}(0, \sigma_\eta^2) \\ \Pi_t^* &= \Pi_{t-1}^* + \varsigma_t & , \varsigma_t &\sim \text{NID}(0, \sigma_\varsigma^2) \\ \gamma_{t+1} &= -\gamma_t - \gamma_{t-1} - \gamma_{t-2} + \dots + \omega_t & , \omega_t &\sim \text{NID}(0, \sigma_\omega^2)\end{aligned}\quad (35)$$

onde t indica tempo (mensal), ε_{t-4} e ε_{t-5} é a surpresa fiscal acontecida 4 e 5 meses antes (defasagem devido à hipótese de preços fixos) e β_4 e β_5 são coeficientes de regressão que mostram o efeito total da surpresa fiscal sobre a taxa de inflação. Chamemos de inflação fiscal (Π_t^f) à inflação provocada por choques fiscais: $\Pi_t^f = \beta_4 \varepsilon_{t-4} + \beta_5 \varepsilon_{t-5}$. Logo, podemos escrever a equação de observação como:

$$\Pi_t = \Pi_t^* + \gamma_t + \Pi_t^f + \eta_t \quad (36)$$

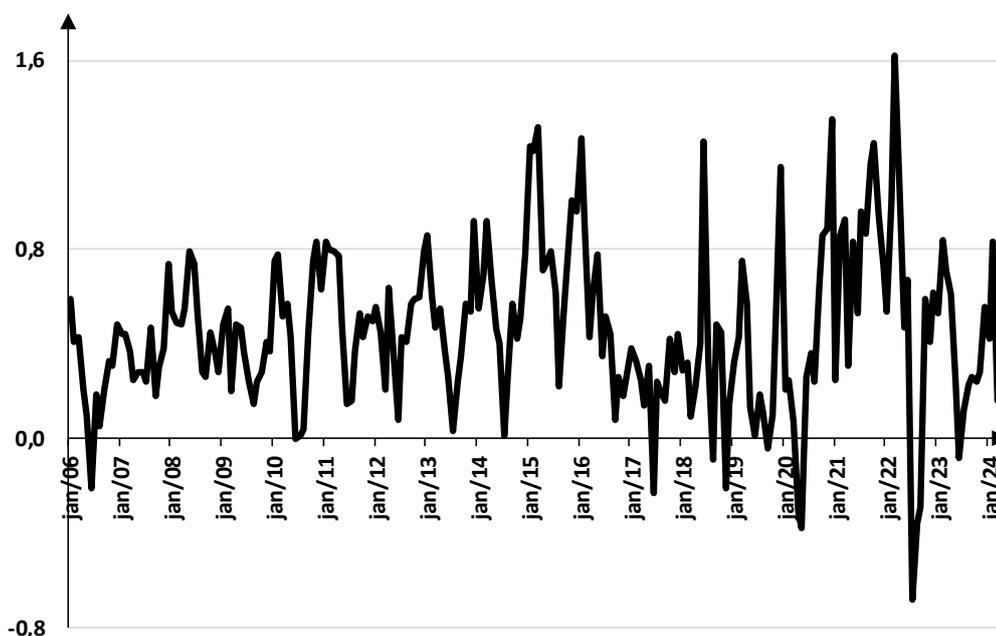
O objetivo primordial do modelo consiste em estimar os valores dos multiplicadores β_4 e β_5 , os quais revelam de que maneira a surpresa fiscal influencia a taxa de inflação por meio do canal da restrição orçamentária intertemporal do governo. Ressalta-se que os valores de β_4 e β_5 são condicionados ao valor presente das expectativas relativas aos superávits fiscais futuros. Em termos mais precisos, esses coeficientes estão vinculados às trajetórias esperadas dos déficits fiscais primários e das taxas de juros reais, que determinam a taxa de desconto empregada na avaliação desses fluxos futuros.⁴⁷

5.2- Dados do modelo

A taxa de inflação é mensurada por meio do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), expressa em variação percentual mensal, ao longo do período de janeiro de 2006 a maio de 2024. O Gráfico 4 exibe a série a ser modelada, caracterizada por pronunciadas oscilações.

⁴⁷ Cochrane (2020 e 2023, ch. 4) conjectura que β_j deve ser um número bem pequeno. Se $|\beta_i| \geq 1$ o governo financia os déficits fiscais através de mais inflação. Mas, este caso (de dominância fiscal) não parece ser habitual. Quando o governo vende dívida pública, os investidores pensam que superávits fiscais futuros maiores acabarão por pagar essa dívida. Achar que o processo do superávit fiscal é em forma de S. Este ponto também foi apontado por Cumby *et al.* (2021).

Gráfico 4: Inflação mensal (IPCA), Jan/2006 - Mai-2024. Em %



Fonte: IBGE e Banco Central do Brasil.

A identificação de um indicador apropriado para a surpresa fiscal representa o principal desafio empírico deste estudo, uma vez que as expectativas acerca dos superávits fiscais primários e as taxas de desconto não são diretamente observáveis. A abordagem proposta consiste em empregar o preço de um ativo financeiro sensível às variações desses determinantes. Para tanto, optou-se pelo *Credit Default Swap* (CDS) da dívida soberana brasileira como proxy para a surpresa fiscal. O CDS é considerado um indicador adequado para captar choques nas expectativas fiscais, dado que constitui um derivativo cuja precificação reflete tais percepções. Mais precisamente, presume-se que um aumento na probabilidade de *default* sinalize choques fiscais expansionistas, isto é, a antecipação de déficits fiscais futuros mais elevados.⁴⁸⁴⁹

⁴⁸ O *spread* do CDS é calculado a partir de uma probabilidade de *default* e de uma taxa de desconto. Com esses valores determina-se o valor presente (VP) do fluxo esperado a receber e a pagar pela entidade de referência. O *spread* do CDS a ser pago é calculado pela relação seguinte:

$$\text{Spread do CDS} = \text{VP fluxo esperado a receber} / \text{VP fluxo esperado a pagar}.$$

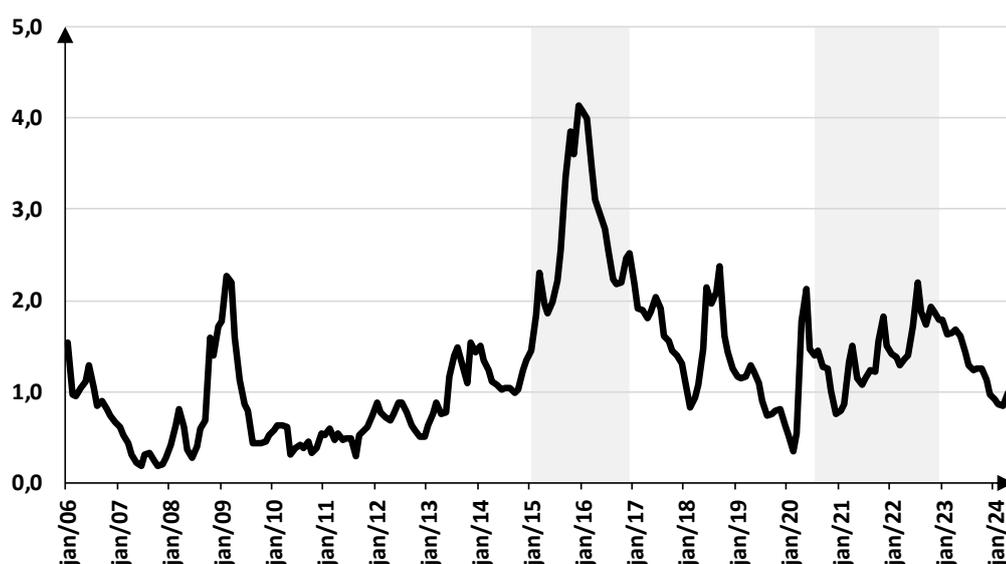
⁴⁹ Cochrane (2024) também destaca que podemos usar o CDS da dívida do governo brasileiro como um indicador de estresse fiscal, já que uma chance maior de inadimplência também é uma chance maior de inflação futura (um sinal de déficits intratáveis não apoiados de forma credível por superávits primários futuros). Ele cita o trabalho de Carvalho (2024) que mostra que um aumento no *spread* do CDS se correlaciona bem com os surtos inflacionários brasileiros.

O CDS também apresenta correlação com choques internacionais que afetam a demanda por dívida pública. Para isolar os componentes idiossincráticos do cenário fiscal brasileiro, controlaram-se os sinais internacionais associados ao risco país. Adotou-se o *CBOE Volatility Index (VIX)* como variável de controle para os efeitos internacionais. Assim, presume-se que o VIX capture os impactos dos choques internacionais sobre o grau de aversão ao risco relacionado aos títulos da dívida soberana brasileira, enquanto o spread entre o CDS do Brasil e o VIX é tratado como uma variável representativa dos choques fiscais específicos ao contexto brasileiro.

Para o cálculo do *spread* mensal, utilizou-se a cotação média mensal do CDS de cinco anos do Brasil, referente ao período de janeiro de 2006 a maio de 2024, obtida por meio da plataforma Bloomberg. Para a série do VIX, no mesmo intervalo, empregou-se o *CBOE Volatility Index (VIX, Index, Monthly, Not Seasonally Adjusted)*, disponibilizado pelo Federal Reserve Bank of St. Louis. Estimou-se um modelo estrutural para o CDS, incorporando o VIX como variável explicativa. A partir desse procedimento, isolou-se o componente do CDS atribuível à influência do VIX.

O Gráfico 5 apresenta a série resultante, adotada como indicador de choque fiscal. Ressalta-se que a série de surpresas fiscais exibe picos em períodos de estresse financeiro, a exemplo da crise financeira internacional de 2008-2009, da crise econômica brasileira de 2015-2016, da greve dos caminhoneiros em 2018 e da pandemia de 2020-2022.

Gráfico 5: CDS de 5 anos ajustado por VIX (surpresa fiscal), Jan/2006-Mai-2024. Em %



Fonte: Elaboração do autor.

A série estimada de surpresa fiscal é não estacionária,⁵⁰ e é bem ajustada pelo seguinte modelo IMA(1, 1):

$$x_t - x_{t-1} = \varepsilon_t + 0,2762 \varepsilon_{t-1} \quad (37)$$

sendo x_t o CDS de 5 anos ajustado por VIX. Estimou-se que $\text{var}(\varepsilon_t) = 0,0526$.⁵¹ Espera-se que este indicador, construído a partir de um preço de mercado ajustado, seja capaz de sintetizar as informações disponíveis para os agentes econômicos no momento de tomada de decisões de consumo.

5.3- Modelo estimado

Para a estimação do modelo empírico, foi utilizada a plataforma Time Series Lab (TSL), desenvolvida por Lit *et al.* (2023). No Apêndice B, são apresentados os parâmetros estimados e os testes de diagnóstico do modelo, enquanto no Apêndice C, expõem-se os valores dos componentes estimados pelo modelo. Destaquemos alguns dos resultados obtidos.

Os parâmetros estimados para o choque fiscal são: $\beta_4 = 0,2522$ e $\beta_5 = -0,2055$. Estes resultados estão em linha com os valores propostos por Cochrane (2020 e 2023, *chapter 4*), segundo o qual a relação entre inflação inesperada e choques fiscais é positiva, mas pequena (uma fração um pouco maior que zero).

O modelo identificou dois *outliers*: um em junho de 2018, com valor de 1,22, associado à greve dos caminhoneiros, e outro em dezembro de 2019, com valor de 0,82. Adicionalmente, detectou-se uma quebra estrutural em julho de 2022, com valor de -1,16, atribuída a políticas de administração de preços do governo de Jair Bolsonaro.

O Gráfico 6 apresenta (em azul) o componente de tendência da inflação mensal (Π_t^*), interpretado como associado à política monetária.⁵² Verifica-se que essa tendência exhibe crescimento até maio de 2015, sucedido por uma queda pronunciada, mas retorna a uma

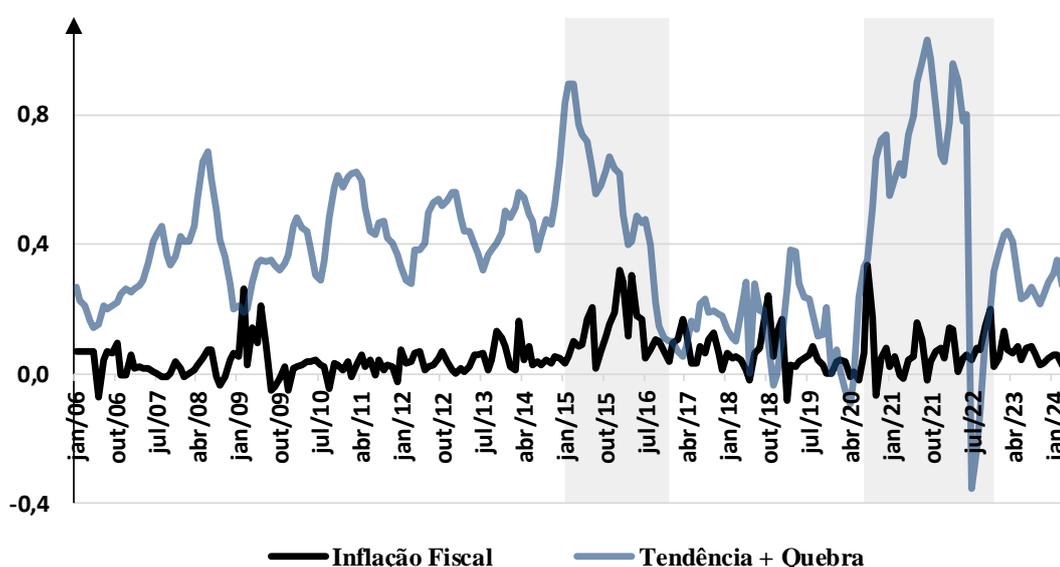
⁵⁰ Os resultados do teste *Augmented Dickey-Fuller* (com *lag* = 1) são: estatística = -3.08, p-value = 0.1106. O teste não rejeita a hipótese nula de que está presente uma raiz unitária na série.

⁵¹ Este modelo tem uma representação $x_t = \bar{x}_{t-1} + \varepsilon_t$, onde \bar{x}_{t-1} é a média local no tempo t-1 ou de média móvel exponencialmente ponderada (EWMA) dos valores prévios de x_t . Pode ser mostrado que $\bar{x}_t = \alpha x_t + (1 - \alpha) \bar{x}_{t-1}$, com $\alpha = 1 - 0,2762$. A melhor previsão de x_t é a média ponderada da média local prévia de x_t e da observação mais recente de x_t .

⁵² O componente de tendência inclui a quebra estrutural de julho de 2022.

trajetória ascendente com o início da pandemia de Covid-19. A partir de novembro de 2022, a tendência da inflação mensal estabiliza-se em aproximadamente 0,35% ao mês. No mesmo gráfico, é apresentada (em preto) a inflação fiscal mensal estimada (Π_t^f). Ressalta-se que o componente fiscal da inflação é relativamente reduzido e acompanha os picos da inflação total. De fato, a inflação fiscal registra elevações após a crise financeira de 2008, durante a crise de 2015-2016 e na pandemia de Covid-19.

Gráfico 6: Tendência (inclui quebra estrutural) e inflação fiscal mensal Jan/2006-Mai-2024. Em %



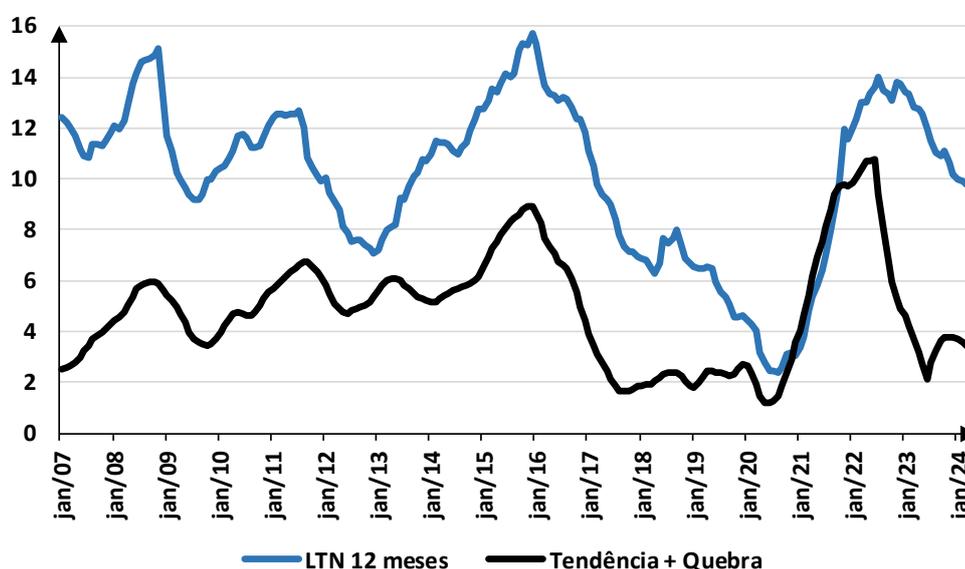
Fonte: Elaboração do autor.

Não se observa uma correlação significativa entre os componentes estimados da tendência inflacionária e a inflação de origem fiscal. O coeficiente de correlação entre essas duas séries temporais é extremamente reduzido, registrando um valor de 0,014. Dessa forma, a inflação associada a fatores fiscais parece não compartilhar uma tendência comum com a inflação decorrente das políticas monetárias implementadas. Uma hipótese plausível para esse fenômeno sugere que, ao longo do período analisado, o Banco Central do Brasil pode ter fundamentado sua atuação na expectativa de que ajustes fiscais futuros seriam eficazmente implementados, optando, assim, por não reagir de maneira imediata aos choques fiscais identificados.

5.3.1- Tendência inflacionária

A equação (31) estabelece uma relação positiva entre a tendência inflacionária e a taxa de juros nominal (i_{t-1}). Para ilustrar essa relação, o Gráfico 7 apresenta a tendência inflacionária estimada (representada em preto) e a taxa de juros das Letras do Tesouro Nacional (LTN) com prazo de vencimento de 12 meses (em azul). Esse título público prefixado constitui uma referência amplamente reconhecida para as taxas de juros de títulos governamentais e tem seus dados publicados pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (Anbima).

Gráfico 7: Tendência inflacionária (variação acumulada em 12 meses) e taxa de juros LTN de 12 meses, Jan/2007-Mai/2024. Em % a.a.



Fonte: Anbima e elaboração do autor.

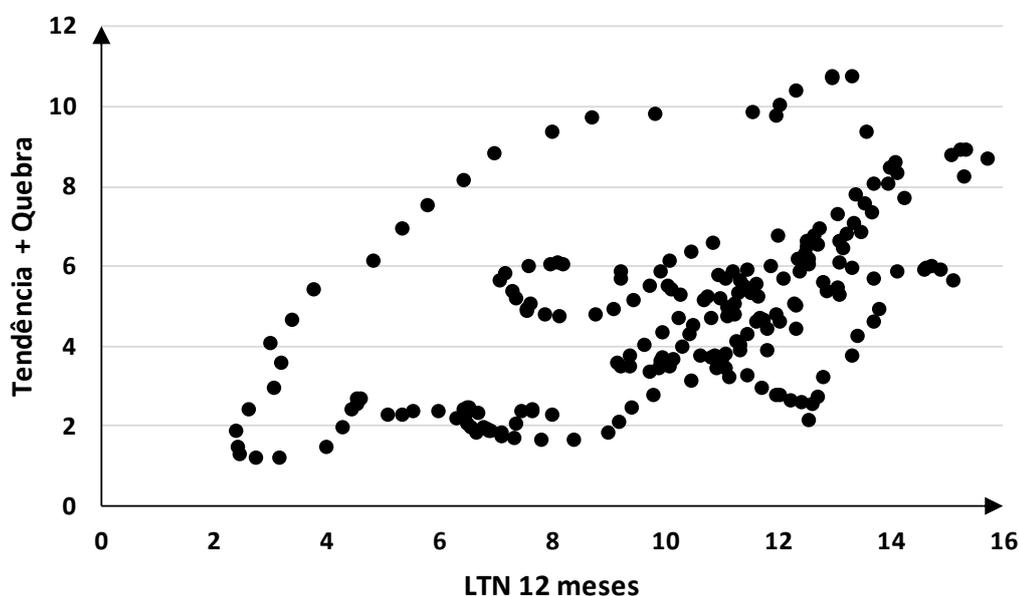
O Gráfico 8 exibe um gráfico de dispersão que ilustra a relação entre a taxa de juros do mês anterior e a tendência inflacionária. Uma regressão linear simples entre essas duas séries temporais é dada por:

$$\Pi_t^* = -0,1309 + 0,2419 i_{t-1} \quad (38)$$

com um coeficiente de determinação $R^2 = 0,94$. Ressalta-se que essa relação evidencia nove quebras estruturais: cinco com valores positivos, observadas em julho de 2007, novembro de 2010, fevereiro de 2015, novembro de 2020 e maio de 2021, e quatro com valores negativos, registradas em maio de 2016, dezembro de 2016, agosto de 2022 e dezembro de 2022. Essas

quebras estruturais indicam deslocamentos na relação entre a tendência inflacionária e a taxa de juros.

Gráfico 8: Relação entre tendência (variação acumulada em 12 meses) e taxa de juros LTN de 12 meses, Jan/2007-Mai/2024. Em % a.a.



Fonte: Anbima e elaboração do autor.

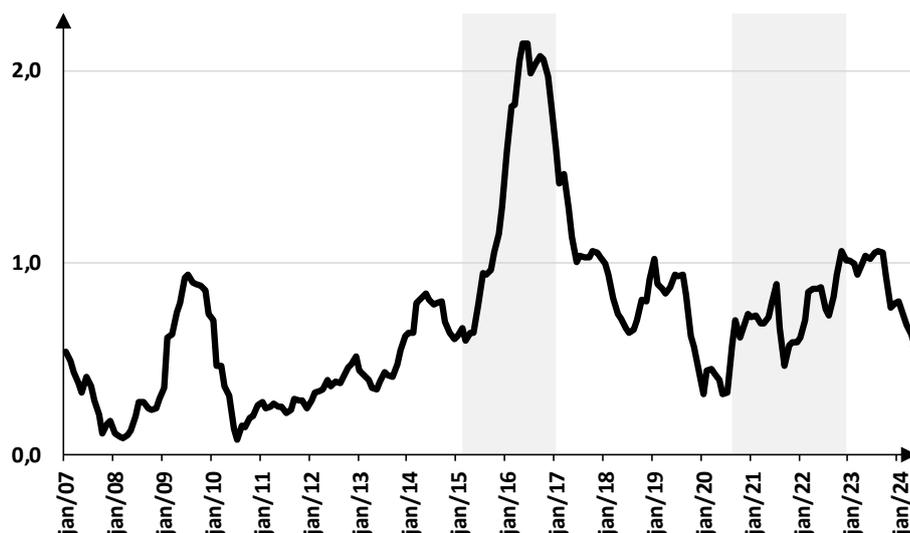
Conclui-se, portanto, destacando a robusta relação verificada entre a taxa de juros das LTN e a tendência inflacionária estimada, mesmo considerando as quebras estruturais identificadas. Tal relação sugere que a tendência inflacionária estimada está intrinsecamente associada às decisões de política monetária implementadas pelo Banco Central do Brasil.

5.3.2- Inflação fiscal

O Gráfico 9 apresenta a série estimada de inflação fiscal, calculada com base na variação acumulada em 12 meses. Observa-se que o pico da inflação fiscal nesse período ocorreu em maio de 2016, alcançando 2,14%. Constata-se, ainda, que a inflação fiscal registrada durante a pandemia de Covid-19 foi inferior àquela verificada na crise econômica de 2015-2016. A ausência de uma âncora fiscal durante o governo da presidenta Dilma Rousseff contribuiu para o aumento das expectativas de déficits fiscais persistentes, o que, por sua vez, impulsionou a elevação da taxa de inflação. Em contraste, a adoção do teto de gastos públicos, instituído pela

Emenda Constitucional nº 95 (anteriormente designada Proposta de Emenda Constitucional nº 55, ou PEC 55), aprovada em dezembro de 2016, estabeleceu um limite aos dispêndios da União. Essa medida favoreceu a contenção das expectativas de déficits fiscais ao longo da pandemia, promovendo maior estabilidade no período.

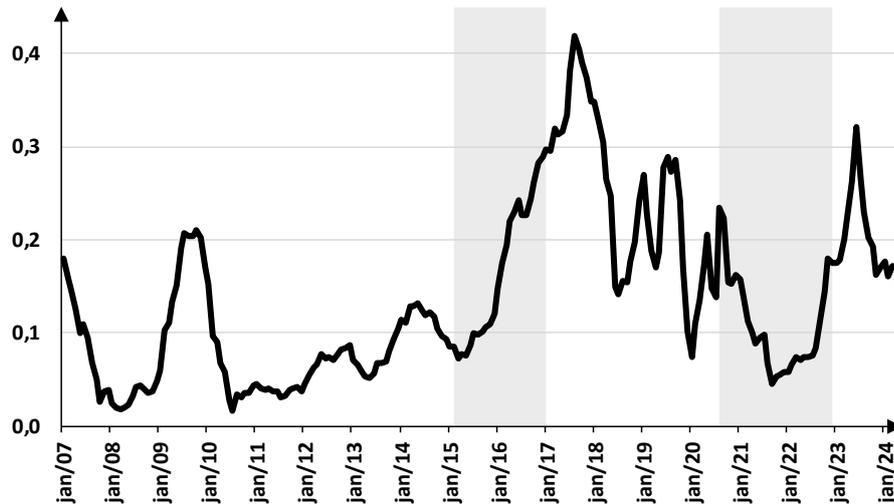
Gráfico 9: Inflação fiscal, Jan/2007-Mai/2024, variação acumulada em 12 meses. Em %



Fonte: IBGE e elaboração do autor.

O Gráfico 10 apresenta a proporção da inflação fiscal em relação à inflação total no período compreendido entre janeiro de 2007 e maio de 2024. A média da participação da inflação fiscal nesse intervalo é de 14%. Identificam-se diversos picos significativos, que se manifestam subsequentemente aos episódios de surtos inflacionários observados. O valor mais elevado dessa série é registrado em agosto de 2017, atingindo 42%, após o término do surto inflacionário ocorrido entre 2015 e 2016.

Gráfico 10: Participação da Inflação Fiscal na Inflação Total, Jan/2007-Mai/2024, variação acumulada em 12 meses



Fonte: Elaboração do autor.

Verifica-se que, durante a crise de 2015-2016, a inflação fiscal adquiriu crescente relevância, como demonstrado pelo incremento de sua participação na inflação total, atingindo seu pico alguns meses após o término do surto inflacionário. Esse atraso temporal pode ser atribuído, provavelmente, aos efeitos defasados decorrentes da rigidez nominal de preços. No contexto da pandemia de Covid-19, observa-se um pico na participação da inflação fiscal no início do surto, em julho de 2020, seguido por outro após sua conclusão, em dezembro de 2022. Consta-se que, ao longo da pandemia, a contribuição da inflação fiscal apresenta uma redução até o final de 2021; todavia, a partir de 2022, ela volta a aumentar, impulsionada por eventos políticos ocorridos nesse ano, especialmente pelas incertezas relacionadas às perspectivas da eleição presidencial de outubro de 2022.

Por fim, com base no modelo estimado, é possível formular uma "regra de bolso" simplificada. Um aumento de 100 pontos-base no spread do CDS ao longo de 12 meses, mantendo o índice VIX constante, implica um incremento de 0,74 ponto percentual na variação acumulada em 12 meses do IPCA. Esse efeito corresponde a uma média mensal aproximada de 0,047 ponto percentual.

6- Considerações finais

Choques fiscais impactaram a taxa de inflação no Brasil durante o período analisado (janeiro de 2006 a maio de 2024). Conforme a TFNP, a incerteza associada aos ajustes fiscais

futuros implica que tais choques influenciem a taxa de inflação por meio de um efeito riqueza, oriundo da variação da dívida pública, que altera as decisões de consumo e poupança das famílias. Déficits fiscais geram pressões inflacionárias quando os agentes econômicos não antecipam que o incremento da dívida pública será compensado por superávits fiscais futuros mais elevados. A estimação da inflação fiscal apresenta desafios, dado que as expectativas dos agentes sobre ajustes fiscais futuros não são diretamente observáveis. Para contornar essa limitação, recorreu-se ao preço de um ativo financeiro que sintetiza tais expectativas, especificamente o CDS da dívida soberana.

A taxa de inflação dessazonalizada foi decomposta em dois componentes: um fiscal e outro de tendência, este último associado à política monetária. O componente fiscal da inflação representou, em média, 14% da inflação total no período de janeiro de 2007 a maio de 2024, alcançando um pico de 42% no auge da crise de 2015-2016. Esse resultado sugere que os agentes econômicos percebem parte dos títulos de dívida pública em suas carteiras como riqueza líquida, passível de ser utilizada para financiar suas decisões de consumo de bens e serviços. Por sua vez, a inflação fiscal estimada revelou-se não correlacionada com o componente de tendência. Uma possível interpretação é que o Banco Central do Brasil depositou confiança na capacidade do governo de realizar os ajustes fiscais necessários.

Sob uma perspectiva normativa, evitar os efeitos inflacionários de um aumento da dívida pública requer sua vinculação a compromissos fiscais futuros dotados de credibilidade. Cochrane (2025) argumenta que as promessas mais eficazes são aquelas incorporadas em compromissos institucionais temporalmente consistentes. Assim, a contenção de surtos de inflação fiscal exige uma reestruturação da regulamentação fiscal que garanta a coerência e a confiabilidade desses compromissos.

O modelo empírico proposto assume que os parâmetros relacionados ao choque fiscal permanecem constantes ao longo do período analisado, refletindo, assim, a média dos efeitos observados durante todo o intervalo considerado. Contudo, distintas gestões governamentais podem induzir diferentes expectativas fiscais, e tais expectativas podem igualmente variar no âmbito de uma mesma administração. Um modelo com parâmetros variáveis no tempo poderia oferecer uma avaliação mais acurada dos impactos dos choques fiscais sobre a taxa de inflação, ao incorporar as mudanças nas expectativas de política fiscal ao longo do período. Pretende-se explorar essa abordagem em um estudo futuro.

Referências bibliográficas

- Banco Central do Brasil (2020), Atualização do conjunto de núcleos de inflação comumente considerados pelo BCB para análise de conjuntura econômica, *Relatório de Inflação*, Junho: 67-71.
- Barro, R.J. (1979), On the Determination of the Public Debt, *Journal of Political Economy*, Vol. 87, N° 5, October: 940-971.
- Barro, R.J. e Bianchi, F. (2025): Fiscal Influences on Inflation in OECD Countries, 2020-2023, *NBER Working Paper N° 31.838*, January.
- Bassetto, M., Benzoni, L. e Hall, J. (2024), On the Mechanics of Fiscal Inflation, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Vol. 44, N° 2, July: 2-14.
- Bianchi, F., Faccini, R. e Melosi, L. (2023), A Fiscal Theory of Persistent Inflation, *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 138, Issue 4, November: 2.127–2.179.
- Bianchi, F. e Melosi, L. (2022), Inflation as a Fiscal Limit, *Jackson Hole Economic Policy Symposium: Reassessing Constraints on the Economy and Policy*, August 2022: 265-319.
- Bordo, M.D. e Levy, M.D. (2021), Do Enlarged Fiscal Deficits Cause Inflation: The Historical Record, *Economic Affairs*, Volume 41, Issue 1: 59-83.
- Caramp, N. e Silva, D. (2023), Fiscal Policy and the Monetary Transmission Mechanism, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 51, December: 716-746.
- Carvalho, C. e Nechio, F. (2023), Challenges to Disinflation: The Brazilian Experience, *Brookings Papers on Economic Activity*, spring, BPEA Conference Drafts.
- Carvalho, P. R. (2024), Fiscal Sustainability and Inflation Dynamics: The Case of Brazil, May 1, em <https://ssrn.com/abstract=4824201>.
- Cetrángolo, O. e Jiménez, J.P. (2009), Rigideces y espacios fiscales en América Latina, *Project Documents, No. 269 (LC/W.269)*, Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC), Santiago, September.
- Cevik, S. e Miryugin, F. (2023), It's Never Different: Fiscal Policy Shocks and Inflation, *IMF Working Paper WP/23/98*, European Department, May.

- Christiano, L.J. e Fitzgerald, T.J. (2000), Understanding the Fiscal Theory of the Price Level, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Cleveland, Quarter 2, Vol. 36, N° 2: 2-37.
- Cochrane, J.H. (2005), Money as Stock, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52: 501–528.
- Cochrane, J. H. (2014), Monetary Policy with Interest on Reserves, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 49:74–108.
- Cochrane, J. (2020), The Surplus Process, *The Grumpy Economist*, John Cochrane's blog, Monday, July 6.
- Cochrane, J.H. (2022a), *Fiscal Inflation*, em James Dorn (ed.), Populism and the Future of the Fed, Cato Institute Press: 119-130, Washington DC.
- Cochrane, J.H. (2022b), Fiscal Histories, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 36, Number 4, Fall: 125–146.
- Cochrane, J.H. (2023a), *The Fiscal Theory of the Price Level*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Cochrane, J.H. (2023b), Expectations and the Neutrality of Interest Rates, em: <https://www.johnhcochrane.com/research-all/inflation-neutrality>.
- Cochrane, J. H (2024), Fiscal Tidbits, part 2, May 10, em https://www.grumpy-economist.com/p/fiscal-tidbits-part-2?utm_campaign=post&utm_medium=web
- Cochrane, J. H (2025), Inflation and the Macroeconomy, Jan 4, em
- Commandeur J.J.F. e Koopman S.J. (2007), *An Introduction to State Space Time Series Analysis*, Oxford University Press, Oxford.
- Correa, A., Petrassi, M. e Santos, R. (2016), Price-Setting Behavior in Brazil: Survey Evidence”, *Working Papers N° 422*, Banco Central do Brasil, Brasília, March.
- Canzoneri, M.B., Cumby, R.E. e Diba, B.T. (2001), Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency?, *American Economic Review*, 91:1221-1238.
- Doh, T. e Yang, C. (2023). Shocks, Frictions, and Policy Regimes: Understanding Inflation after the COVID-19 Pandemic, Research Working Paper N° 23-16, Federal Reserve Bank of Kansas City.

- Durbin, J. e Koopman, S.J. (2012), *Time Series Analysis by State Space Methods*, Second Edition, Oxford University Press.
- Hale, G., Leer, J. e Nechio, F. (2025), Fiscal Policy Design and Inflation: The COVID-19 Pandemic Experience, *Journal of International Money and Finance*, Volume 150, February.
- Faria-e-Castro, M. (2024), Fiscal Policy and Inflation Dynamics in the Post-Covid Era, *Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper*.
- Jordà, O. e Nechio, F. (2023), Inflation and Fiscal Transfers During the Covid-19 Pandemic, *Working Paper*.
- Kehoe, T.J. e Nicolini, J.P. (2021), *A Monetary and Fiscal History of Latin America, 1960–2017*, University of Minnesota Press, Minneapolis.
- Kilian, L. e Lütkepohl, H. (2017), *Structural Vector Autoregressive Analysis*, Cambridge University Press.
- Leeper, E. M. (2010), Monetary Science, Fiscal Alchemy, *NBER Working Paper N° 16.510*, October.
- Leeper, E.M. e Leith, C. (2016), Understanding Inflation as a Joint Monetary-Fiscal Phenomenon, in Taylor, J.B. e Uhlig, H. (editors), *Handbook of Macroeconomics*, Volume 2, Elsevier Press.
- Leeper, E.M. e Li, B. (2021), Fiscal Policy and Inflation: A Post-Pandemic Perspective." *Working Paper*, Indiana University.
- Ljungqvist, L. e Sargent, T.J. (2012), *Recursive Macroeconomic Theory*, Third Edition, The MIT Press, Cambridge.
- Sargent, T.J. (1986), Interpreting the Reagan Deficits, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, N° 4, Fall: 1-12.
- Lit, R., Koopman, S.J. e Harvey. A.C. (2023), Time Series Lab: <https://timeserieslab.com>.
- Smets, F. e Wouters, R. (2024), Fiscal Backing, Inflation and US Business Cycles, *mimeo*.
- Uribe, M. (2018), The Neo-Fisher Effect in the United States and Japan, *NBER working Paper 25089*, September, Cambridge.

- Vicente, J.V.M. e Graminho, F. M. (2015), Decompondo a Inflação Implícita, *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, Vol. 69, Nº 2, Abril-Junho: 263–284.
- Walsh, C.E. (2010), *Monetary Theory and Policy*, Third Edition, MIT Press, Cambridge.
- Woodford, M. (1995), Price Level Determinacy without Control of a Monetary Aggregate, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 43: 1-46.
- Woodford, M. (1998), *Public Debt and the Price Level*, mimeo, Princeton University, June.
- Woodford, M. (2001), Fiscal Requirements for Price Stability, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 33, 3, August: 669-728.

Apêndice A: Viés de convexidade

Neste Apêndice, analisa-se a relação entre $E_{t-1} \frac{1}{P_t}$ e $\frac{1}{E_{t-1} P_t}$. Seja P_t uma variável aleatória log-normal, onde $\bar{P} = E_{t-1} \ln P_t$ e $\sigma^2 = \text{var}_{t-1} \ln P_t$. Podemos escrever:

$$\ln E_{t-1} P_t = \bar{P} + \frac{1}{2} \sigma^2 \quad (\text{A1})$$

Tomando antilogaritmo:

$$E_{t-1} P_t = \exp\left(\bar{P} + \frac{1}{2} \sigma^2\right) \quad (\text{A2})$$

Por outro lado, como $\frac{1}{P_t} = P_t^{-1}$, então $E_{t-1} \ln P_t^{-1} = -\bar{P}$ e $\text{var}_{t-1} \ln P_t^{-1} = \sigma^2$. Logo:

$$\ln E_{t-1} P_t^{-1} = -\bar{P} + \frac{1}{2} \sigma^2 \quad (\text{A3})$$

Novamente, tomando antilogaritmo:

$$E_{t-1} P_t^{-1} = \exp\left(-\bar{P} + \frac{1}{2} \sigma^2\right) \quad (\text{A4})$$

Multiplicando (A2) e (A4) temos que:

$$E_{t-1} P_t^{-1} E_{t-1} P_t = \exp\left(-\bar{P} + \frac{1}{2} \sigma^2 + \bar{P} + \frac{1}{2} \sigma^2\right) \quad (\text{A5})$$

Finalmente, obtemos a equação (29):

$$E_{t-1} \frac{1}{P_t} = \frac{1}{E_{t-1} P_t} \vartheta \quad (\text{A6})$$

onde $\vartheta = \exp(\sigma^2)$ é o viés de convexidade do nível de preços. Vemos que $\vartheta \geq 1$ e que aumenta exponencialmente se σ^2 aumenta: a convexidade inerente à desigualdade de Jensen depende da variância do logaritmo de P_t .

Apêndice B: Modelo estimado e testes de diagnóstico

Variância de perturbações

<u>Tipo de variância</u>	<u>Valor</u>	<u>q-ratio</u>
Variância Nível	0,0150	0,5811
Variância inclinação	0,0000	0,0000
Variância sazonal	5,0862e-06	1,9748e-04
Variância irregular	0,0258	1,0000

Componente sazonal

<u>Período</u>	<u>Valor</u>	<u>Std,Err</u>	<u>t-stat</u>	<u>Prob</u>
1	0,0757	0,0624	1,2140	0,2262
2	0,2114	0,0621	3,4024	8,0442e-04
3	0,1212	0,0620	1,9554	0,0519
4	0,0092	0,0620	0,1483	0,8823
5	-0,0867	0,0623	-1,3902	0,1660
6	-0,2264	0,0660	-3,4295	7,3232e-04
7	-0,1727	0,0646	-2,6726	0,0081
8	-0,1977	0,0641	-3,0872	0,0023
9	-0,0704	0,0637	-1,1061	0,2700
10	0,1000	0,0633	1,5808	0,1155
11	0,0403	0,0630	0,6399	0,5230
12	0,1960	0,0642	3,0522	0,0026

	<u>Valor</u>	<u>Prob,</u>
Test sazonal chi2	33,78	3,9276e-04

Coeficiente de regressão

Beta	Valor	Std,Err	t-stat	Prob
$\beta_{\text{choque fiscal_lag4}}$	0,2522	0,0691	3,649	3,3477e-04
$\beta_{\text{choque fiscal_lag5}}$	-0,2055	0,0689	-2,985	0,0032

Coeficientes de intervenção

Outliers

Beta	Valor	Std,Err	t-stat	Prob,
$\beta_{06-2018}$	1,2242	0,2094	5,846	1,9867e-08
$\beta_{12-2019}$	0,8169	0,2086	3,916	1,2312e-04

Quebra

Beta	Valor	Std,Err	t-stat	Prob,
$\beta_{07-2022}$	-1,1637	0,2139	-5,441	1,5136e-07

Gráfico 11: Resíduos padronizados, suavização, intervalo de confiança com 2 desvios padrão

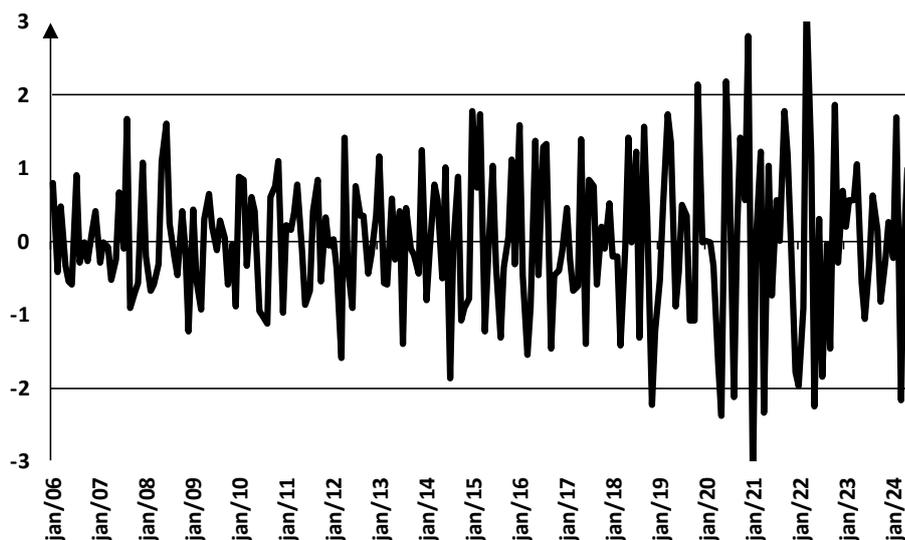
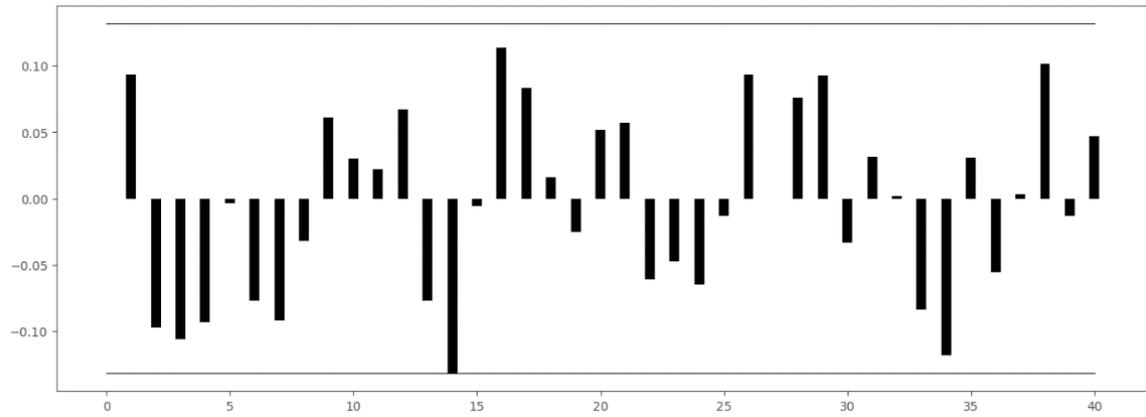


Gráfico 12: Função de autocorrelação (AFC) de resíduos padronizados, previsão, intervalo de confiança com 2 desvios padrão



Apêndice C: Valores estimados

Mês	Inflação	Nível	Inclinação	Sazonal	Inflação Fiscal	Intervenções	Sinal Total
jan/06	0,59	0,27	0,01	0,17	0,07	0,00	0,51
fev/06	0,41	0,23	0,01	0,16	0,07	0,00	0,46
mar/06	0,43	0,21	0,01	0,09	0,07	0,00	0,37
abr/06	0,21	0,17	0,01	0,01	0,07	0,00	0,25
mai/06	0,10	0,14	0,01	-0,05	0,07	0,00	0,17
jun/06	-0,21	0,15	0,01	-0,22	-0,07	0,00	-0,14
jul/06	0,19	0,21	0,01	-0,17	0,04	0,00	0,08
ago/06	0,05	0,20	0,01	-0,18	0,07	0,00	0,08
set/06	0,21	0,21	0,01	-0,07	0,07	0,00	0,21
out/06	0,33	0,22	0,01	0,04	0,10	0,00	0,36
nov/06	0,31	0,25	0,01	0,05	-0,01	0,00	0,29
dez/06	0,48	0,26	0,01	0,17	0,00	0,00	0,43
jan/07	0,44	0,25	0,01	0,16	0,06	0,00	0,47
fev/07	0,44	0,26	0,01	0,16	0,02	0,00	0,44
mar/07	0,37	0,27	0,01	0,09	0,02	0,00	0,38
abr/07	0,25	0,29	0,01	0,01	0,01	0,00	0,31
mai/07	0,28	0,34	0,01	-0,05	0,02	0,00	0,31
jun/07	0,28	0,41	0,01	-0,22	0,01	0,00	0,20
jul/07	0,24	0,43	0,01	-0,18	0,00	0,00	0,25
ago/07	0,47	0,46	0,01	-0,18	-0,01	0,00	0,26
set/07	0,18	0,36	0,01	-0,07	-0,01	0,00	0,29
out/07	0,30	0,34	0,01	0,05	0,00	0,00	0,38
nov/07	0,38	0,36	0,01	0,05	0,04	0,00	0,45
dez/07	0,74	0,42	0,01	0,17	0,02	0,00	0,61
jan/08	0,54	0,41	0,01	0,16	-0,01	0,00	0,56
fev/08	0,49	0,41	0,01	0,16	0,00	0,00	0,57
mar/08	0,48	0,45	0,01	0,09	0,01	0,00	0,55
abr/08	0,55	0,54	0,01	0,01	0,03	0,00	0,59
mai/08	0,79	0,65	0,01	-0,04	0,05	0,00	0,66
jun/08	0,74	0,69	0,01	-0,22	0,07	0,00	0,54
jul/08	0,53	0,60	0,01	-0,18	0,07	0,00	0,50
ago/08	0,28	0,50	0,01	-0,18	-0,01	0,00	0,31
set/08	0,26	0,41	0,01	-0,06	-0,03	0,00	0,32
out/08	0,45	0,36	0,01	0,05	-0,01	0,00	0,40
nov/08	0,36	0,28	0,01	0,05	0,04	0,00	0,37
dez/08	0,28	0,20	0,01	0,16	0,07	0,00	0,43
jan/09	0,48	0,21	0,01	0,16	0,05	0,00	0,43
fev/09	0,55	0,19	0,01	0,17	0,26	0,00	0,61
mar/09	0,20	0,20	0,01	0,09	0,03	0,00	0,31
abr/09	0,48	0,28	0,01	0,02	0,14	0,00	0,44
mai/09	0,47	0,34	0,01	-0,05	0,09	0,00	0,39
jun/09	0,36	0,35	0,01	-0,22	0,21	0,00	0,34
jul/09	0,24	0,35	0,01	-0,18	0,09	0,00	0,26
ago/09	0,15	0,35	0,01	-0,19	-0,05	0,00	0,12
set/09	0,24	0,34	0,01	-0,06	-0,04	0,00	0,23
out/09	0,28	0,32	0,01	0,05	-0,01	0,00	0,35
nov/09	0,41	0,34	0,01	0,05	0,02	0,00	0,41
dez/09	0,37	0,37	0,01	0,16	-0,05	0,00	0,48
jan/10	0,75	0,46	0,01	0,16	0,02	0,00	0,64
fev/10	0,78	0,48	0,01	0,17	0,02	0,00	0,68
mar/10	0,52	0,45	0,01	0,09	0,03	0,00	0,56
abr/10	0,57	0,44	0,01	0,02	0,04	0,00	0,50
mai/10	0,43	0,39	0,01	-0,05	0,04	0,00	0,38
jun/10	0,00	0,30	0,01	-0,23	0,04	0,00	0,12
jul/10	0,01	0,29	0,01	-0,18	0,03	0,00	0,14
ago/10	0,04	0,34	0,01	-0,19	0,02	0,00	0,18
set/10	0,45	0,48	0,01	-0,06	-0,05	0,00	0,37
out/10	0,75	0,58	0,01	0,05	0,03	0,00	0,66
nov/10	0,83	0,62	0,01	0,05	0,03	0,00	0,69
dez/10	0,63	0,58	0,01	0,16	0,01	0,00	0,75

Mês	Inflação	Nível	Inclinação	Sazonal	Inflação Fiscal	Intervenções	Sinal Total
jan/11	0,83	0,61	0,01	0,16	0,04	0,00	0,80
fev/11	0,80	0,62	0,01	0,17	-0,01	0,00	0,78
mar/11	0,79	0,62	0,01	0,09	0,03	0,00	0,74
abr/11	0,77	0,60	0,01	0,02	0,06	0,00	0,67
mai/11	0,47	0,51	0,01	-0,05	0,02	0,00	0,49
jun/11	0,15	0,44	0,01	-0,23	0,04	0,00	0,26
jul/11	0,16	0,43	0,01	-0,18	-0,01	0,00	0,24
ago/11	0,37	0,47	0,01	-0,19	0,04	0,00	0,32
set/11	0,53	0,47	0,01	-0,06	0,01	0,00	0,42
out/11	0,43	0,42	0,01	0,05	0,03	0,00	0,50
nov/11	0,52	0,40	0,01	0,05	0,02	0,00	0,48
dez/11	0,50	0,36	0,01	0,17	-0,03	0,00	0,51
jan/12	0,56	0,33	0,01	0,16	0,07	0,00	0,56
fev/12	0,45	0,29	0,01	0,17	0,03	0,00	0,50
mar/12	0,21	0,28	0,01	0,09	0,04	0,00	0,41
abr/12	0,64	0,38	0,01	0,02	0,06	0,00	0,46
mai/12	0,36	0,38	0,01	-0,05	0,07	0,00	0,40
jun/12	0,08	0,41	0,01	-0,23	0,01	0,00	0,19
jul/12	0,43	0,50	0,01	-0,18	0,02	0,00	0,33
ago/12	0,41	0,53	0,01	-0,19	0,03	0,00	0,37
set/12	0,57	0,54	0,01	-0,06	0,05	0,00	0,53
out/12	0,59	0,52	0,01	0,05	0,07	0,00	0,64
nov/12	0,60	0,54	0,01	0,05	0,04	0,00	0,62
dez/12	0,79	0,56	0,01	0,17	0,01	0,00	0,75
jan/13	0,86	0,56	0,01	0,15	0,00	0,00	0,72
fev/13	0,60	0,48	0,01	0,17	0,02	0,00	0,67
mar/13	0,47	0,44	0,01	0,10	0,01	0,00	0,54
abr/13	0,55	0,44	0,01	0,01	0,02	0,00	0,48
mai/13	0,37	0,40	0,01	-0,05	0,06	0,00	0,40
jun/13	0,26	0,37	0,01	-0,22	0,06	0,00	0,21
jul/13	0,03	0,32	0,01	-0,18	0,07	0,00	0,20
ago/13	0,24	0,37	0,01	-0,19	0,01	0,00	0,18
set/13	0,35	0,38	0,01	-0,06	0,04	0,00	0,36
out/13	0,57	0,40	0,01	0,06	0,13	0,00	0,59
nov/13	0,54	0,44	0,01	0,05	0,11	0,00	0,60
dez/13	0,92	0,50	0,01	0,17	0,09	0,00	0,77
jan/14	0,55	0,48	0,01	0,15	0,02	0,00	0,65
fev/14	0,69	0,52	0,01	0,18	0,01	0,00	0,70
mar/14	0,92	0,56	0,01	0,10	0,16	0,00	0,82
abr/14	0,67	0,54	0,01	0,01	0,05	0,00	0,60
mai/14	0,46	0,49	0,01	-0,06	0,09	0,00	0,52
jun/14	0,40	0,47	0,01	-0,22	0,03	0,00	0,28
jul/14	0,01	0,38	0,01	-0,18	0,04	0,00	0,24
ago/14	0,25	0,43	0,01	-0,19	0,03	0,00	0,26
set/14	0,57	0,48	0,01	-0,06	0,04	0,00	0,46
out/14	0,42	0,46	0,01	0,06	0,03	0,00	0,55
nov/14	0,51	0,52	0,01	0,05	0,05	0,00	0,62
dez/14	0,78	0,65	0,01	0,17	0,05	0,00	0,88
jan/15	1,24	0,84	0,01	0,14	0,04	0,00	1,02
fev/15	1,22	0,89	0,01	0,18	0,05	0,00	1,13
mar/15	1,32	0,90	0,01	0,11	0,10	0,00	1,10
abr/15	0,71	0,77	0,01	0,00	0,09	0,00	0,86
mai/15	0,74	0,74	0,01	-0,06	0,09	0,00	0,77
jun/15	0,79	0,72	0,01	-0,23	0,17	0,00	0,66
jul/15	0,62	0,63	0,01	-0,17	0,20	0,00	0,66
ago/15	0,22	0,56	0,01	-0,20	0,02	0,00	0,38
set/15	0,54	0,58	0,01	-0,06	0,07	0,00	0,58
out/15	0,82	0,63	0,01	0,06	0,12	0,00	0,81
nov/15	1,01	0,67	0,01	0,05	0,15	0,00	0,87
dez/15	0,96	0,63	0,01	0,18	0,19	0,00	1,00

Mês	Inflação	Nível	Inclinação	Sazonal	Inflação Fiscal	Intervenções	Sinal Total
jan/16	1,27	0,62	0,01	0,14	0,32	0,00	1,08
fev/16	0,90	0,49	0,01	0,18	0,28	0,00	0,96
mar/16	0,43	0,40	0,01	0,11	0,12	0,00	0,62
abr/16	0,61	0,41	0,01	0,00	0,31	0,00	0,72
mai/16	0,78	0,49	0,01	-0,06	0,18	0,00	0,61
jun/16	0,35	0,47	0,01	-0,23	0,17	0,00	0,41
jul/16	0,52	0,48	0,01	-0,17	0,05	0,00	0,36
ago/16	0,44	0,40	0,01	-0,20	0,07	0,00	0,27
set/16	0,08	0,22	0,01	-0,06	0,11	0,00	0,26
out/16	0,26	0,15	0,01	0,07	0,10	0,00	0,32
nov/16	0,18	0,11	0,01	0,05	0,07	0,00	0,23
dez/16	0,30	0,10	0,01	0,18	0,04	0,00	0,32
jan/17	0,38	0,10	0,01	0,13	0,09	0,00	0,32
fev/17	0,33	0,07	0,01	0,18	0,11	0,00	0,36
mar/17	0,25	0,05	0,01	0,11	0,17	0,00	0,33
abr/17	0,14	0,09	0,01	0,00	0,13	0,00	0,21
mai/17	0,31	0,16	0,01	-0,06	0,03	0,00	0,14
jun/17	-0,23	0,14	0,01	-0,23	0,03	0,00	-0,06
jul/17	0,24	0,21	0,01	-0,16	0,08	0,00	0,14
ago/17	0,19	0,23	0,01	-0,20	0,07	0,00	0,10
set/17	0,16	0,19	0,01	-0,06	0,10	0,00	0,23
out/17	0,42	0,19	0,01	0,07	0,13	0,00	0,40
nov/17	0,28	0,18	0,01	0,05	0,06	0,00	0,29
dez/17	0,44	0,18	0,01	0,18	0,01	0,00	0,37
jan/18	0,29	0,14	0,01	0,12	0,06	0,00	0,31
fev/18	0,32	0,11	0,01	0,19	0,05	0,00	0,35
mar/18	0,09	0,10	0,01	0,11	0,05	0,00	0,27
abr/18	0,22	0,19	0,01	0,00	0,04	0,00	0,23
mai/18	0,40	0,28	0,01	-0,06	0,01	0,00	0,23
jun/18	1,26	0,28	0,01	-0,23	-0,02	1,22	1,26
jul/18	0,33	0,28	0,01	-0,16	0,06	0,00	0,18
ago/18	-0,09	0,19	0,01	-0,20	0,08	0,00	0,07
set/18	0,48	0,20	0,01	-0,06	0,15	0,00	0,29
out/18	0,45	0,09	0,01	0,08	0,24	0,00	0,41
nov/18	-0,21	-0,04	0,01	0,04	0,05	0,00	0,06
dez/18	0,15	-0,01	0,01	0,18	0,12	0,00	0,30
jan/19	0,32	0,11	0,01	0,10	0,17	0,00	0,38
fev/19	0,43	0,26	0,01	0,19	-0,08	0,00	0,37
mar/19	0,75	0,38	0,01	0,12	0,03	0,00	0,53
abr/19	0,57	0,38	0,01	0,00	0,02	0,00	0,40
mai/19	0,13	0,28	0,01	-0,07	0,04	0,00	0,24
jun/19	0,01	0,24	0,01	-0,23	0,05	0,00	0,06
jul/19	0,19	0,23	0,01	-0,16	0,06	0,00	0,13
ago/19	0,11	0,19	0,01	-0,20	0,08	0,00	0,07
set/19	-0,04	0,12	0,01	-0,07	0,04	0,00	0,09
out/19	0,10	0,12	0,01	0,09	0,03	0,00	0,23
nov/19	0,51	0,21	0,01	0,05	0,00	0,00	0,25
dez/19	1,15	0,14	0,01	0,19	0,00	0,82	1,15
jan/20	0,21	0,08	0,01	0,09	0,04	0,00	0,21
fev/20	0,25	0,01	0,01	0,20	0,04	0,00	0,25
mar/20	0,07	-0,05	0,01	0,12	0,04	0,00	0,11
abr/20	-0,31	-0,09	0,01	0,00	-0,01	0,00	-0,10
mai/20	-0,38	-0,01	0,01	-0,08	0,01	0,00	-0,09
jun/20	0,26	0,24	0,01	-0,22	-0,02	0,00	-0,01
jul/20	0,36	0,33	0,01	-0,16	0,06	0,00	0,23
ago/20	0,24	0,35	0,01	-0,20	0,33	0,00	0,48
set/20	0,64	0,52	0,01	-0,07	0,17	0,00	0,62
out/20	0,86	0,67	0,01	0,09	-0,07	0,00	0,69
nov/20	0,89	0,72	0,01	0,05	0,05	0,00	0,82
dez/20	1,35	0,74	0,01	0,19	0,08	0,00	1,01

Mês	Inflação	Nível	Inclinação	Sazonal	Inflação Fiscal	Intervenções	Sinal Total
jan/21	0,25	0,55	0,01	0,08	0,02	0,00	0,66
fev/21	0,86	0,60	0,01	0,20	0,05	0,00	0,86
mar/21	0,93	0,65	0,01	0,13	0,00	0,00	0,78
abr/21	0,31	0,61	0,01	0,00	-0,02	0,00	0,60
mai/21	0,83	0,74	0,01	-0,08	0,04	0,00	0,70
jun/21	0,53	0,79	0,01	-0,23	0,05	0,00	0,62
jul/21	0,96	0,90	0,01	-0,17	0,16	0,00	0,89
ago/21	0,87	0,97	0,01	-0,20	0,11	0,00	0,87
set/21	1,16	1,03	0,01	-0,07	-0,02	0,00	0,94
out/21	1,25	0,97	0,01	0,10	0,04	0,00	1,11
nov/21	0,95	0,83	0,01	0,04	0,07	0,00	0,94
dez/21	0,73	0,68	0,01	0,19	0,08	0,00	0,95
jan/22	0,54	0,65	0,01	0,08	0,05	0,00	0,78
fev/22	1,01	0,77	0,01	0,20	0,14	0,00	1,12
mar/22	1,62	0,96	0,01	0,13	0,14	0,00	1,22
abr/22	1,06	0,91	0,01	0,01	0,00	0,00	0,92
mai/22	0,47	0,78	0,01	-0,09	0,05	0,00	0,74
jun/22	0,67	0,80	0,01	-0,23	0,06	0,00	0,64
jul/22	-0,68	0,81	0,01	-0,17	0,04	-1,16	-0,48
ago/22	-0,36	0,93	0,01	-0,20	0,08	-1,16	-0,36
set/22	-0,29	1,05	0,01	-0,07	0,07	-1,16	-0,11
out/22	0,59	1,28	0,01	0,10	0,15	-1,16	0,36
nov/22	0,41	1,37	0,01	0,04	0,20	-1,16	0,44
dez/22	0,62	1,48	0,01	0,19	0,02	-1,16	0,54
jan/23	0,53	1,54	0,01	0,08	0,05	-1,16	0,51
fev/23	0,84	1,59	0,01	0,21	0,13	-1,16	0,77
mar/23	0,71	1,60	0,01	0,13	0,08	-1,16	0,64
abr/23	0,61	1,57	0,01	0,01	0,06	-1,16	0,48
mai/23	0,23	1,46	0,01	-0,09	0,09	-1,16	0,30
jun/23	-0,08	1,40	0,01	-0,23	0,04	-1,16	0,05
jul/23	0,12	1,40	0,01	-0,17	0,08	-1,16	0,15
ago/23	0,23	1,43	0,01	-0,20	0,08	-1,16	0,15
set/23	0,26	1,41	0,01	-0,07	0,06	-1,16	0,24
out/23	0,24	1,38	0,01	0,10	0,03	-1,16	0,34
nov/23	0,28	1,40	0,01	0,04	0,03	-1,16	0,31
dez/23	0,56	1,45	0,01	0,20	0,05	-1,16	0,53
jan/24	0,42	1,47	0,01	0,08	0,06	-1,16	0,45
fev/24	0,83	1,52	0,01	0,21	0,06	-1,16	0,62
mar/24	0,16	1,44	0,01	0,12	0,03	-1,16	0,42
abr/24	0,38	1,51	0,01	0,01	0,01	-1,16	0,37
mai/24	0,46	1,58	0,01	-0,09	0,03	-1,16	0,36