

A RELAÇÃO ENTRE A COMPOSIÇÃO DA DÍVIDA PÚBLICA E A EFICIÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA: EVIDÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

Felipe Tostes Santos¹

RESUMO: O objetivo deste artigo foi o de avaliar os efeitos da gestão da Dívida Pública Mobiliária Federal Interna (DPMFi) sobre a eficiência da política monetária. Para tanto, foi necessário avaliar como a gestão da DPMFi impacta os objetivos da política econômica, por meio, do canal direto da política monetária (o canal das expectativas de inflação) e, por meio, de um dos canais indiretos da política monetária (o canal do efeito riqueza). O sistema de metas de inflação ainda possui alguns desafios para a adequação do relacionamento entre as políticas monetária e fiscal: é necessário levar em consideração a indexação e a maturidade dos títulos públicos federais. Os resultados indicam que uma piora no perfil da DPMFi, quando ocorre um aumento da emissão de LFTs, não pode ser negligenciado, pois exige a fixação de uma taxa básica de juros mais elevada.

Palavras-chaves: Regime de Metas de Inflação; Dívida Pública Mobiliária Federal Interna; Canal das expectativas de inflação; Canal do efeito riqueza.

THE RELATIONSHIP BETWEEN THE COMPOSITION OF PUBLIC DEBT AND THE EFFICIENCY OF MONETARY POLICY: EVIDENCE FOR THE BRAZILIAN ECONOMY

ABSTRACT: The objective of this article was to evaluate the effects of the management of the Public Debt on Domestic Federal Furniture (DPMFi) on the efficiency of monetary policy. Therefore, it was necessary to assess how DPMFi management impacts economic policy objectives, through the direct channel of monetary policy (the channel of inflation expectations) and, through one of the indirect channels of monetary policy (the channel of the wealth effect). The inflation targeting system still has some challenges to adjust the relationship between monetary and fiscal policies: it is necessary to take into account the indexation and maturity of federal public securities. The results indicate that a worsening of the DPMFi profile, when there is an increase in the issuance of LFTs, cannot be neglected, as it requires the fixing of a higher basic interest rate.

Keywords: Inflation Targeting Regime; Internal Federal Furniture Public Debt; Inflation expectations channel; Wealth effect channel.

Data da submissão: 22-02-2021

Data do aceite: 17-04-2021

INTRODUÇÃO

Desde julho de 1999, a estrutura da política econômica brasileira determina que o Conselho Monetário Nacional (CMN) seja o responsável pela fixação das metas de inflação e o Banco Central do Brasil (BCB) seja o responsável por fazer com que a inflação esteja dentro do intervalo estabelecido com a utilização dos instrumentos da política monetária.

O principal instrumento de política monetária utilizado pelo BCB é a taxa básica da economia (SELIC). Nessa estrutura, o BCB afeta a inflação por meio de dois canais. O canal direto traz o efeito da SELIC por meio das expectativas de inflação (EINF). Nele, o BCB sinaliza para os agentes que está comprometido com a estabilidade de preços. Desde que a política adotada pelo BCB tenha credibilidade², a EINF estará devidamente ancorada, fazendo com que o nível geral de preços convirja para o objetivo da política

¹ Doutor em Teoria Econômica pela Universidade Federal Fluminense (UFF). Professor do Departamento de Ciências Econômicas de Campos do Instituto de Ciências da Sociedade e Desenvolvimento Regional da Universidade Federal Fluminense (UFF).

² Svensson (1993); Céspedes e Soto (2005); Lyziak, Mackiewicz e Stanislawski (2007); Lanzafame e Nogueira Jr. (2011); Malikane e Mokoka (2012); Minella, de Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003); Mendonça (2007); Mendonça e de Guimarães e Souza (2009); Nogueira Jr e Léon-Ledesma (2009); Mendonça e de Guimarães e Souza (2009); Mendonça e Machado (2013).

monetária. No canal indireto, a SELIC afeta as decisões dos agentes em termos de consumo e investimento, afetando a decisão de fixação de preços das firmas, impactando a inflação³.

Em um ambiente de metas de inflação, no qual a autoridade monetária não consegue ancorar a inflação, o resultado é a perda de credibilidade da política monetária ao longo do tempo (Mendonça, 2004; Mendonça e Guimarães e Souza, 2007; Mendonça, 2007). Como resultado, o BCB aumenta a taxa de juros a fim de que a EINF convirja para a meta de inflação (Mendonça e de Guimarães e Souza, 2009).

Nesse contexto, o entrelaçamento entre a política monetária e fiscal no Brasil deve ser levada em consideração. Na atual estrutura de política econômica o BCB fixa uma meta para a taxa de juros e busca alcançá-la com a compra e venda de títulos públicos junto as instituições financeiras. Ocorre que, o BCB não emite tais títulos, isso é responsabilidade do Tesouro Nacional (TN). Ou seja, as decisões dos tipos de títulos que serão emitidos são de responsabilidade da autoridade fiscal.

O BCB necessita de títulos em sua carteira para gerenciar a liquidez no mercado interbancário e alcançar a meta definida para a SELIC. Segundo Leinster (2017), desde que ele possua autonomia operacional da política monetária e também possua títulos suficientes em sua carteira, não há porque emitir títulos próprios, sendo suficiente a emissão feita pelo TN.

Entretanto, no relacionamento entre a autoridade monetária e a autoridade fiscal é necessário levar em consideração o tipo de indexação dos títulos. O TN emite títulos que podem ser pré-fixados e pós-fixados. Dentre os títulos pós-fixados, o TN opta por oferecer rendimentos atrelados à inflação e atrelados a própria taxa básica de juros. Assim, além de levar em consideração a EINF, o BCB terá que compor à sua regra de fixação da meta SELIC as decisões do TN quanto ao tipo de indexação dos títulos.

Portanto, mesmo após mais de 20 anos da sua implementação, o sistema de metas de inflação no Brasil ainda possui alguns desafios para a adequação do relacionamento entre a política monetária e a política fiscal. Dentre eles, está o fato de boa parte da dívida pública está indexada à SELIC⁴, por meio da emissão da chamada Letra Financeira do Tesouro (LFT).

Nesse cenário a coordenação entre as políticas econômicas é de fundamental importância. Isso, porque, segundo Sargent (1994), a realização da política fiscal deve estar submetida aos objetivos da política monetária. Em um contexto de dominância fiscal, isto é, quando a política monetária é submetida a um governo que não tem o compromisso com o equilíbrio fiscal, a geração de déficits persistentes no orçamento público é uma consequência. Portanto, como apontado por Mishkin e Savastano (2001) a possibilidade de haver monetização da dívida pública, afeta as EINF, o que leva a uma possível perda de controle sobre a inflação.

Este trabalho se justifica pelo fato de a elevada participação da LFT no conjunto da Dívida Pública Mobiliária Federal Interna (DPMFi) pode estar dificultando a consecução dos objetivos da política econômica. Nesse sentido, a estratégia do TN em ofertar títulos públicos ao BCB indexados a própria taxa básica de juros, pode estar diminuindo a confiança do público com relação a capacidade do BCB em manter a inflação estável. Ou seja, existe um efeito deletério sobre a eficiência da política monetária, por meio de seus canais de transmissão, quando a liquidez do mercado interbancário é administrada com títulos da dívida com rendimento atrelados a própria taxa básica de juros?

O objetivo geral deste artigo foi o de avaliar os efeitos da gestão da DPMFi sobre a eficiência da política monetária. Para atingir o objetivo geral foram necessários os seguintes objetivos secundários: (a) avaliar como a gestão da DPMFi impacta os objetivos da política econômica, por meio, do canal direto da política monetária (o canal das expectativas de inflação); (b) avaliar como a gestão da DPMFi impacta os objetivos da política econômica, por meio, de um dos canais indiretos da política monetária (o canal do efeito riqueza).

A hipótese do trabalho é a de que os agentes econômicos assimilam a estratégia de rolagem da dívida pública na formulação das expectativas de inflação de acordo com o grau de credibilidade atribuído a política monetária.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma: a seção 2 tratará da relação entre o perfil da dívida pública e a credibilidade da política monetária. A seção 3 apresenta a metodologia utilizada no trabalho para avaliar a relação entre o perfil da dívida e a credibilidade da política monetária. A seção 4

³ Taylor (1995); Mishkin (1995); Berk (1998); Mendonça (2001); Mohanty e Turner (2008); Minella e Souza-Sobrinho (2009 e 2013);

⁴ Pires (2008); Mendonça e da Silva (2008); Oreiro e do Amaral (2008); Mendonça e Vivian (2010).

fornece as evidências empíricas obtidas a partir de um exercício econométrico. Por fim, são apresentadas as conclusões.

2. PERFIL DA DÍVIDA PÚBLICA E A CREDIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA

Na década de 1980, o BCB passa a emitir um título indexado a taxa básica de juros, com a criação, em 1986, da chamada Letra do Banco Central (LBC). O governo federal, por sua vez, tomando o sucesso da emissão da LBC e da existência do decreto lei nº 2.376/87, que dispunha sobre a dívida mobiliária interna da União, cria a LFT⁵. Nesse contexto, a DPMFi era um instrumento importante para o governo e a LFT tornou-se a sua principal fonte de financiamento. Assim, a DPMFi caracterizava-se como um instrumento de política fiscal.

Com a adoção do Regime de Metas de Inflação (RMI), em julho de 1999, houve um esforço de padronização dos títulos do TN, mantendo a LFT como um dos principais títulos emitidos e em poder dos investidores. Os títulos da DPMFi passaram a ser utilizados agora dentro de um arranjo de política econômica onde a política monetária deve ser ativa e a política fiscal passiva. Ou seja, os objetivos da política fiscal devem estar condicionados aos objetivos da política monetária⁶.

A análise macroeconômica tem de levar em consideração, conforme Barro (2003), que as decisões do governo com relação a dinâmica das suas despesas, a cobrança de impostos e a emissão de dívida, devem estar de acordo com os objetivos da política monetária. Neste caso, a forma como a política fiscal é conduzida, determina uma expectativa do público com relação a evolução futura de emissão de dívida pelo governo. Em países com uma boa gestão fiscal, não ocorre preocupação com relação a qualidade da dívida pública emitida pelo governo, entretanto, quando há dificuldades com relação a gestão fiscal, será necessário ter atenção ao prazo médio de vencimento e a forma de indexação da dívida pública.

Giavazzi e Missale (2004), afirmam que em países emergentes como o Brasil, é necessário reduzir a vulnerabilidade fiscal do país. O governo deve trabalhar para diminuir o custo de financiamento da dívida em decorrência de mudanças inesperadas na taxa de juros. Isso se consegue escolhendo aqueles instrumentos de dívidas que proporcionem um menor impacto no orçamento público.

A literatura consagrada⁷ mostra que a política monetária pode afetar a demanda agregada da economia por meio de diversos canais de transmissão (crédito, taxa de câmbio, taxa de juros, riqueza e expectativas). Um canal ainda pouco analisado pela literatura nacional⁸, é o canal do efeito riqueza. Segundo os autores, o efeito riqueza ocorre quando a elevação da taxa básica de juros realizada por um Banco Central afeta negativamente os preços dos títulos e, conseqüentemente, o valor do estoque de riqueza das famílias, alterando as suas decisões de consumo. Nesse caso, o correto funcionamento desse canal ocorre quando uma elevação da taxa básica de juros diminui a rentabilidade dos títulos em circulação, desestimulando o resgate antecipado e deixando o valor de mercado presente do estoque de riqueza menor. Assim, se as decisões de consumo dependerem efetivamente do estoque de riqueza das famílias, o aumento da taxa de juros provocará queda na riqueza presente, gerando uma contração no consumo.

Para a economia brasileira, a literatura⁹ aponta uma questão específica com relação ao funcionamento do canal do efeito riqueza. Ocorre que, na economia brasileira, o funcionamento desse canal de transmissão da política monetária está comprometido. Isso pode ser bem entendido por meio do cálculo da rentabilidade dos títulos ofertados pelo TN. Em geral, para os títulos pré-fixados (Letras do Tesouro Nacional - LTN e Notas do Tesouro Nacional Série F - NTN-F) e os títulos indexados à inflação (Notas do Tesouro Nacional Série B - NTN-B e Notas do Tesouro Nacional Série C - NTN-C), se a taxa de juros de mercado subir, fazendo com que o preço do título caia, a melhor opção para os investidores é esperar uma redução dessa taxa ou carregar o título até o vencimento.

Entretanto, esse raciocínio não é válido para a LFT que é indexada à SELIC e, portanto, a sua rentabilidade acompanha a rentabilidade da taxa básica de juros. Ou seja, quando a meta SELIC sob o valor de resgate sobe, aumentando a riqueza financeira das famílias, ao invés de diminuir, como nos demais títulos.

⁵ Pedras (2009).

⁶ Sargent e Wallace (1981).

⁷ Taylor (1995); Mishkin (1995); Berk (1998); Mendonça (2001); Mohanty e Turner (2008); Minella e Souza-Sobrinho (2009 e 2013);

⁸ Oreiro e Amaral (2008); Pires (2008); Cunha, Leite, Leister (2016) e Júnior, Rossib e Cunhac (2019).

⁹ Ibidem.

Assim, em decorrência da presença da LFT na DPMFi, há evidência empírica de que a variação na taxa de juros não está sendo adequadamente transmitida para as decisões de consumo das famílias, por meio do canal do efeito riqueza. Pires (2008) e Oreiro e Amaral (2008) encontraram evidências de que o efeito riqueza seja positivo, ou seja, o efeito renda positivo da LFT supera o efeito renda negativo dos demais títulos, gerando um efeito positivo sobre o consumo. Por sua vez, Cunha, Leite, Leister (2016) e Júnior, Rossib e Cunhac (2019), argumentam que o canal está bloqueado, ou seja, tem pouco ou nenhum efeito sobre o consumo.

Ademais, é necessário ressaltar a influência do setor privado na determinação da credibilidade e na capacidade do BCB em rolar a dívida pública. Em momento de stress no mercado, associado a queda da credibilidade da política monetária, os agentes diminuem a demanda por títulos pré-fixados, preferindo títulos pós-fixados, o que se traduz em uma elevação da taxa de juros no mercado futuro. Isso gera uma pressão adicional sobre a determinação da taxa básica de juros, criando dificuldade em ancorar a EINF. Conforme explica Paim (2016), a condição anterior é fruto da falta de autonomia do BCB perante os agentes econômicos na determinação do perfil da dívida pública.

Nesse sentido, é preciso lembrar que a eficiência da política monetária depende do seu grau de credibilidade. Conforme explicam Mendonça e Silva (2008) “é necessário que o público acredite que a meta anunciada será alcançada com sucesso. [...]”. Ou seja, uma condição fundamental para que a estratégia de política monetária seja eficiente é a de que o BCB possua a confiança dos agentes econômicos no alcance de seus objetivos. Ainda conforme Mendonça e Silva (2008) “É importante ressaltar que, sob o regime de metas para inflação, a falta de credibilidade da autoridade monetária [...] gera uma pressão para o aumento da taxa de juros”.

Nesse sentido, Mendonça e Auel (2016) e Mendonça e Machado (2013) encontraram evidências empíricas de que existe uma relação entre o perfil da dívida pública e a credibilidade da política econômica. Uma dívida pública composta por títulos indexados à inflação, a taxa de câmbio e a SELIC, influencia negativamente na credibilidade, trazendo dificuldades para a gestão da dívida pública. Ademais, Mendonça e Silva (2008) mostram que uma baixa credibilidade gera desconfiança no público com relação à capacidade do governo de honrar com os compromissos estabelecidos com a dívida pública.

Com o objetivo atender de forma eficiente as necessidades de financiamento do governo no longo prazo, o TN vinha adotando uma estratégia de substituição dos títulos indexados à taxa SELIC (LFT) por títulos com rentabilidade prefixada (LTN e NTN-F) e títulos indexados à inflação (NTN-B e NTN-C). Entretanto, nos últimos anos – ver Gráfico 1 – a participação das LFTs voltou a crescer, o que demonstra uma certa dificuldade em realizar a política econômica.

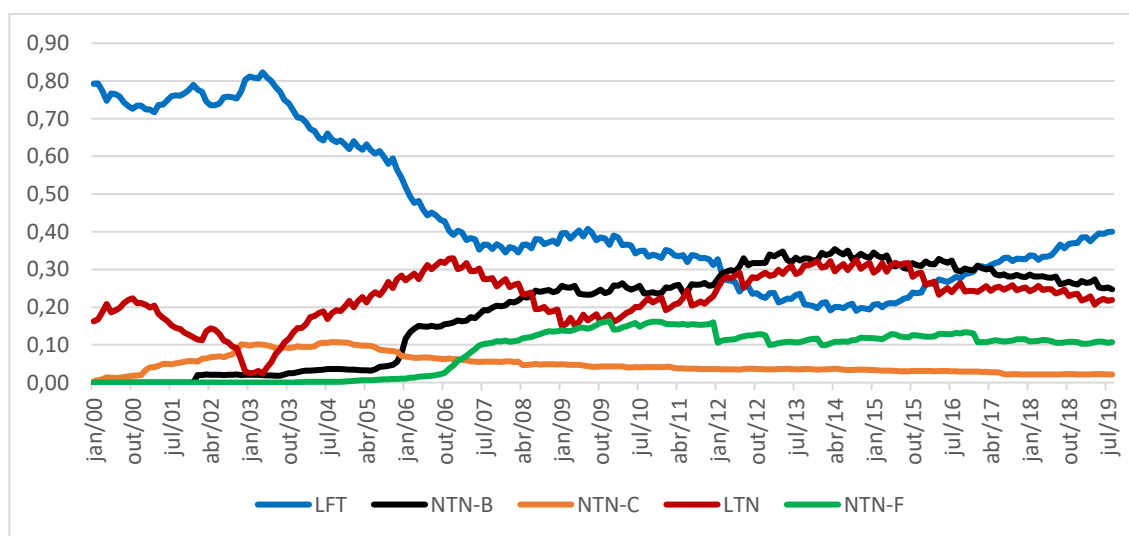


Gráfico 1. Dívida Pública – fatores de indexação (%), Posição em carteira (2000-2019).

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB (2020).

A elevação da participação da LFT no total da DPMFi está associada a baixa credibilidade da política econômica. Com baixa credibilidade, os agentes econômicos tendem a formar a EINF acima da meta. Como

resultado, o BCB aumenta a taxa de juros a fim de que as expectativas de inflação converjam para o objetivo anunciado da política monetária (Mendonça e de Guimarães e Souza, 2009). Entretanto, existe um custo adicional quando a autoridade monetária decide elevar a taxa de juros: o resultado é uma elevação do tamanho da dívida pública sob a forma de títulos indexados à SELIC.

3. METODOLOGIA E DADOS

Para avaliar o efeito da gestão da DPMFi sobre a eficiência da política monetária, é importante avaliar as alterações no perfil da dívida pública e a sua relação com a credibilidade da política monetária. A hipótese é que os agentes econômicos levam em consideração essas variáveis no momento de formulação da EINF.

Para a credibilidade da política monetária¹⁰, foi utilizado o índice de credibilidade desenvolvido por Mendonça e Galvêas (2013). O índice de credibilidade monetária (ICM) é uma ferramenta útil para medir a confiança do público na capacidade da autoridade monetária em atingir a EINF.

De acordo com esse índice, a credibilidade atinge o seu ponto máximo quando a EINF para os próximos 12 meses ($E_t(INF_{t+12})$) é igual ao centro da meta de inflação ponderada (próximos 12 meses – INF_{t+12}^*) e diminui de forma linear, enquanto a expectativa inflacionária desvie do centro da meta de inflação. Quando a inflação ultrapassa os limites do intervalo de tolerância da meta de inflação, o ICM é igual a 0. Portanto, com base em informações disponibilizadas pela BCB a escala do índice varia de 0 a 1. Assim, ICM é resultado de:

$$ICM_t = \begin{cases} 1 & \text{se } E_t(INF_{t+12}) = INF_{t+12}^* \\ 1 - \frac{1}{INF_{t+12}^{banda_super} - INF_{t+12}^{banda_inf}} [E_t(INF_{t+12}) - INF_{t+12}^*] & \text{se } INF_{t+12}^{banda_inf} < E_t(INF_{t+12}) < INF_{t+12}^{banda_super} \\ 0 & \text{se } E_t(INF_{t+12}) \geq INF_{t+12}^{banda_super} \text{ ou } E_t(INF_{t+12}) \leq INF_{t+12}^{banda_inf} \end{cases} \quad (1)$$

onde: INF_{t+12}^{banda} é o limite de tolerância da inflação definido para o próximo ano; $INF_{t+12}^{banda_inf}$ é o limite inferior e $INF_{t+12}^{banda_super}$ é o limite superior; INF_{t+12}^* é a meta de inflação para o próximo ano.

Para o perfil da dívida pública, foi utilizado um índice do perfil da dívida pública com base no que foi desenvolvido originalmente por Mendonça e Auel (2016). Esse índice leva em consideração que os títulos públicos de renda fixa (LTN e NTN-F) e indexados à inflação (NTN-B e NTN-C) representam um risco menor de mercado, enquanto que os títulos indexados à taxa SELIC (LFT) representam um risco de mercado maior. Portanto, INDEX é um resultado de:

$$Index = \frac{LFT}{LTN + NTN-F + NTN-B + NTN-C + NTN-D} \quad (2)$$

Para avaliar a eficiência da política monetária, esse estudo considera a utilização do modelo do novo consenso macroeconômico, representado por uma função de reação do Banco Central (equação 3), uma equação de demanda agregada (equação 4), uma Curva de Phillips (equação 5) e uma equação de expectativas de inflação (equação 6):

$$i_t = i_{t-1} + \pi_{t+12}^e + Index_t \quad (3)$$

$$(Y_t - Y_t^P)_t = (Y_t - Y_t^P)_{t-1} + i_t + \theta_t + G_t \quad (4)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t+12}^e + (Y_t - Y_t^P)_t + \theta_t \quad (5)$$

$$\pi_{t+12}^e = \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \theta_t + ICM_t + Index_t + (Index_t - ICM_t) \quad (6)$$

onde: i_t é a taxa básica de juros; π_t^e é a expectativa de inflação; $Index_t$ é o índice do perfil da dívida pública; Y_t é o produto; Y_t^P é o produto potencial; θ_t é a taxa de câmbio; G_t são as despesas do governo; e ICM_t é o índice de credibilidade da política monetária.

¹⁰ Cukierman e Meltzer (1986), Agénor e Taylor (1993) e Svensson (1993, 2000) argumentam que os índices de credibilidade da política monetária podem ser construídos através de desvios da inflação da meta de inflação.

O funcionamento correto do canal de transmissão, sem a preocupação com o Index, faz com que o BCB fixe a SELIC que julgue necessária para o controle da inflação pelos canais direto e indireto da política monetária. Pelo canal direto, o resultado sobre a inflação dependerá da avaliação do público, expresso no ICM. Pelo canal indireto, a taxa básica de juros irá afetar o hiato do produto, afetando posteriormente a inflação.

Assim, um primeiro questionamento é se o BCB e o público levam em consideração a proporção da LFT na DPMFi. Caso seja verdade, o BCB deve inserir essa variável na sua função de reação (equação 3). Isso, fará com que ele tenha que fixar uma meta SELIC mais elevada. No canal indireto, uma SELIC mais elevada e acompanhada por uma quantidade maior de LFT, pode ter um efeito contrário ao esperado sobre o hiato do produto (equação 4), ou seja, um efeito de estímulo a demanda agregada, impactando positivamente a inflação (equação 5). Do lado do público, haverá impacto na formulação da EINF. Assim, o canal direto terá impacto do Index sobre a EINF (equação 6). Um Index mais elevado determina uma expectativa de inflação maior que, por sua vez, impacta positivamente a inflação (equação 5).

Um segundo questionamento é o impacto da credibilidade da política monetária. Espera-se que uma credibilidade mais elevada diminua o efeito Index sobre as expectativas de inflação, fazendo com que o público fixe uma expectativa mais moderada, fazendo com que o BCB não necessite fixar uma meta SELIC maior. Na equação 6, foi levado em consideração o efeito da credibilidade monetária ao subtrair o ICM no Index. Nesse caso, uma elevação da credibilidade monetária irá diminuir o efeito Index.

Levando-se em conta a disponibilidade de informações na base de dados do BCB, os dados deste estudo têm periodicidade mensal para o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2019. Os dados utilizados foram os seguintes¹¹:

i_t – Taxa de juros - Meta SELIC definida pelo Copom - % a.a.;

π_{t+12}^e – Corresponde à expectativa da média da inflação acumulada para os próximos 12 meses medida pelo IPCA;

$(Y_t - Y_t^P)_t$ – Desvios do produto em relação a sua tendência de longo prazo. Corresponde a diferença entre o PIB acumulado em 12 meses, valorizado pelo IGP-DI do mês e o PIB potencial obtido por meio da aplicação do filtro Hodrick–Prescott (HP). Um produto acima do produto potencial indica pressão de demanda sobre os preços, o que gera uma pressão inflacionária;

θ_t – é a taxa de câmbio nominal valorizado pelo IGP-DI do mês;

G_t – são as despesas totais do governo obtidas na série histórica do Tesouro Nacional;

π_t – é a inflação acumulada nos últimos doze meses medida pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo - IPCA; Para tanto, utilizamos o IPCA amplo, livre e monitorado.

Ademais, foram inseridas variáveis *Dummys* com referência as volatilidades que ocorreram nas variáveis do modelo no período da eleição do presidente Lula (junho de 2002 a outubro de 2003), a crise do *subprime* (novembro de 2008 a fevereiro de 2009), a crise política que levou a impeachment da presidente Dilma (dezembro de 2014 a fevereiro de 2016) e a crise econômica atual que afeta o governo do presidente Bolsonaro (junho a dezembro de 2019).

4. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Essa seção, terá como objetivo apresentar os resultados que foram alcançados por meio da metodologia apresentada na seção anterior. O primeiro resultado, diz respeito a aplicação da equação 1, referente ao ICM. Neste caso, o Gráfico 2 mostra o comportamento do índice de credibilidade monetária ao longo dos anos de 2002 a 2019.

O segundo resultado encontrado, diz respeito a aplicação da equação 2, referente ao Index. Neste caso, o Gráfico 3 mostra o comportamento do índice do perfil da dívida pública ao longo dos anos de 2002 e 2019.

Como de costume, o uso de dados de séries temporais em estimativas exige a necessidade de verificar se as séries têm raiz unitária (série de dados não-estacionária), como forma de evitar a possibilidade de regressão espúria. Portanto, o teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF) foi executado. Os resultados revelam que todas as séries são I (0), exceto a série de despesas totais do governo (ver Tabela 1).

¹¹ Todas as variáveis, com exceção do ICM e do Index, foram transformadas em número índice de tal forma que seus valores em janeiro de 2002 são iguais a 100 (2002 = 100). Para acompanhar a mesma base, os ICM e Index forma multiplicados por 100.

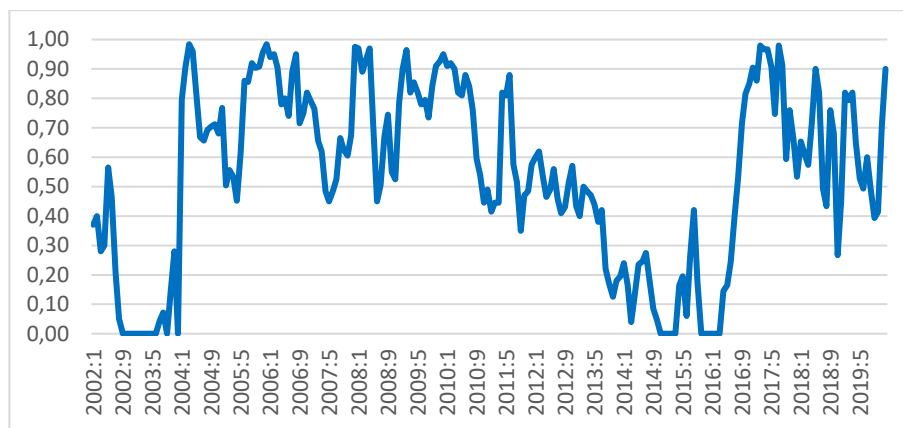


Gráfico 2. Índice de Credibilidade Monetária (2000-2019).

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB (2020).

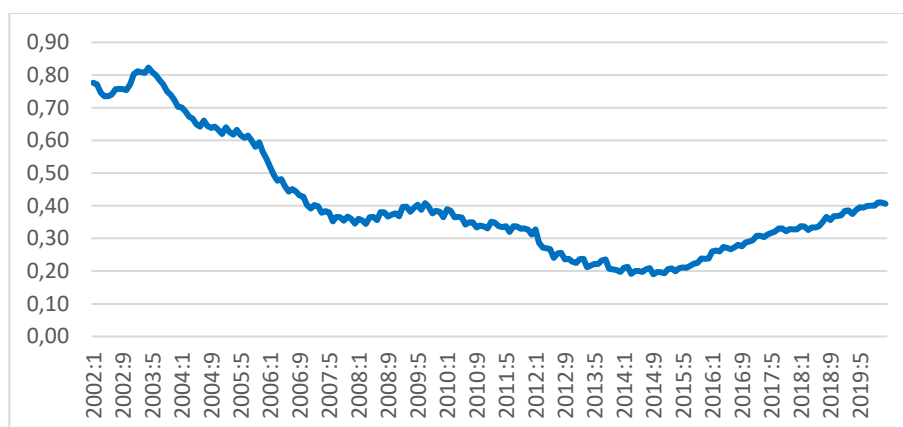


Gráfico 3. Índice do Perfil da Dívida Pública (2000-2019).

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB (2020).

Tabela 1. Teste de Raiz Unitária ADF.

Variável		Lag	Test	1%	5%	10%
i	b	1	-3,79	-4,00	-3,43	-3,14
$d(i)$	c	3	-5,56	-2,58	-1,94	-1,62
π^e	a	1	-3,96	-3,46	-2,88	-2,57
$d(\pi^e)$	c	0	-8,52	-2,58	-1,94	-1,62
Index	c	7	-1,80	-2,58	-1,94	-1,62
$d(index)$	c	6	-3,10	-2,58	-1,94	-1,62
$Y - Y^p$	c	1	-4,54	-2,58	-1,94	-1,62
$d(Y - Y^p)$	c	0	-7,93	-2,58	-1,94	-1,62
r	c	1	-1,75	-2,58	-1,94	-1,62
$d(r)$	c	0	-7,25	-2,58	-1,94	-1,62
θ	a	7	-3,95	-3,46	-2,88	-2,57
$d(\theta)$	c	0	-11,72	-2,58	-1,94	-1,62
G	c	0	3,15	-2,58	-1,94	-1,62
$d(G)$	a	0	-12,12	-3,46	-2,88	-2,57
π	a	13	-3,52	-3,46	-2,88	-2,57
$d(\pi)$	c	12	-5,96	-2,58	-1,94	-1,62
π^L	c	13	-1,74	-2,58	-1,94	-1,62
$d(\pi^L)$	c	12	-4,72	-2,58	-1,94	-1,62
π^M	a	13	-3,33	-3,46	-2,88	-2,57
$d(\pi^M)$	c	14	-4,44	-2,58	-1,94	-1,62
ICM	a	0	-3,15	-3,46	-2,88	-2,57
$d(ICM)$	c	1	-12,41	-2,58	-1,94	-1,62
$Index_t - ICM_t$	c	0	-2,78	-2,58	-1,94	-1,62
$d(Index_t - ICM_t)$	c	1	-12,15	-2,58	-1,94	-1,62

Nota: Para o teste Dickey-Fuller a escolha dos Lag foi feita com base no critério de Schwartz (SC). a= constant, b= constante e trend, c= none. “d” significa a primeira derivada da série.

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2020). Estimação do autor a partir do software Eviews 9.

Como os métodos MQO e GMM permitirem ver o significado estatístico e o sinal de cada um dos coeficientes em cada variável do modelo empírico, eles são utilizados de modo a obter as estimativas. Embora o estimador MQO seja útil para nossos objetivos é de conhecimento amplo que os coeficientes estimados não são confiáveis na presença de autocorrelação serial e heterocedasticidade (Greene, 1993). Assim, com o uso de GMM obtemos estimadores mais eficiente do que OLS (Wooldridge, 2001). Neste sentido, todas as estimativas GMM levam em consideração os resultados de J-teste como uma maneira de garantir a validade das restrições. Além disso, as variáveis instrumentais consideradas nas regressões são as variáveis independentes defasadas.

As Tabelas 2 e 3 apresentam as estimativas por meio dos métodos MQO e GMM da função de reação do BCB para as seguintes equações: Equação 1: $i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+12}^e + \varepsilon_t^a$; Equação 2: $i_t = \alpha_3 i_{t-1} + \alpha_4 \pi_{t+12}^e + \alpha_5 Dummy + \varepsilon_t^b$; Equação 3: $i_t = \alpha_6 i_{t-1} + \alpha_7 \pi_{t+12}^e + \alpha_8 Index_t + \varepsilon_t^c$; e Equação 4: $i_t = \alpha_9 i_{t-1} + \alpha_{10} \pi_{t+12}^e + \alpha_{11} Index_t + \alpha_{12} Dummy + \varepsilon_t^d$.

Tabela 2. Estimativa da função de reação do Banco Central do Brasil (método de estimação – *Ordinary Least Squares*).

Estimador		OLS			
Variável		1	2	3	4
C	Coef.	-4,176***	-4,514***	-4,410***	-4,781***
	EP	0,553	0,585	0,564	0,597
	Est. t	-7,553	-7,721	-7,816	-8,013
i_{t-1}	Coef.	0,960***	0,962***	0,947***	0,947***
	EP	0,007	0,007	0,010	0,010
	Est. t	143,971	143,632	94,311	94,822
π_t^e	Coef.	0,058***	0,062***	0,060***	0,064***
	EP	0,005	0,006	0,005	0,006
	Est. t	10,811	10,800	11,026	11,033
Index _{t-1}	Coef.			0,018*	0,019*
	EP			0,010	0,010
	Est. t			1,845	1,954
Dummy	Coef.		-0,679*		-0,722*
	EP		0,396		0,394
	Est. t		-1,715		-1,831
R ² Ajustado		0,993	0,993	0,993	0,993
Estatística F		15116,960	10171,200	10193,460	7731,243
Prob. (Est. F)		0,000	0,000	0,000	0,000

Nota: (***) indica significância a 0,01, (**) indica significância a 0,05 e (*) indica significância a 0,10.

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2020). Estimação do autor a partir do software Eviews 9.

Tabela 3. Estimativa da função de reação do Banco Central do Brasil (método de estimação – *Generalized method of moments*).

Estimador		GMM			
Variável		1	2	3	4
C	Coef.	-3,557***	-9,779***	-4,226***	-9,312***
	EP	0,521	1,259	0,596	1,682
	Est. t	-6,833	-7,768	-7,087	-5,538
i_{t-1}	Coef.	0,970***	0,989***	0,956***	0,944***
	EP	0,011	0,013	0,012	0,019
	Est. t	89,522	75,674	77,885	50,327
π_t^e	Coef.	0,048***	0,095***	0,053***	0,087***
	EP	0,007	0,013	0,007	0,017
	Est. t	6,956	7,419	7,700	5,149
Index _{t-1}	Coef.			0,020*	0,061***
	EP			0,011	0,018
	Est. t			1,741	3,440
Dummy	Coef.		-2,349*		-0,523
	EP		1,370		1,543
	Est. t		-1,714		-0,339
R ² Ajustado		0,992	0,990	0,992	0,990
Estatística J		14,734	20,148	15,000	11,839
Prob. (Est. J)		0,142	0,125	0,241	0,541

Nota: (***) indica significância a 0,01, (**) indica significância a 0,05 e (*) indica significância a 0,10.

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2020). Estimação do autor a partir do software Eviews 9.

Nas tabelas 2 e 3 verifica-se o efeito defasado da taxa básica de juros é significativo e positivo em todas as equações estimadas. O que demonstra um conservadorismo do BCB com relação a fixação da meta SELIC. A expectativa de inflação é significativa e tem efeito positivo. Ademais, a inserção da variável Index (equações 3 e 4) mostra ser significativa e com efeito positivo, ou seja, o resultado deixa evidente a relevância da variável para a tomada de decisão do BCB.

As Tabelas 4 e 5 apresentam as estimativas por meio dos métodos GMM e MQO do hiato do produto para as seguintes equações: Equação 1: $(Y_t - Y_t^P)_t = \beta_1(Y_t - Y_t^P)_{t-1} + \beta_2 i_t + \beta_3 d(G_t) + \beta_4 \theta_t + \varepsilon_t^e$; Equação 2: $(Y_t - Y_t^P)_t = \beta_5(Y_t - Y_t^P)_{t-1} + \beta_6 i_t + \beta_7 d(G_t) + \beta_8 \theta_t + Dummy_t + \varepsilon_t^f$.

Tabela 4. Estimativa do hiato do produto (método de estimação – *Ordinary Least Squares*).

Estimador		OLS	
Variável		1	2
C	Coef.	0,063	0,023
	EP	0,135	0,139
	Est. t	0,465	0,167
$(Y_t - Y_t^P)_{t-1}$	Coef.	0,973***	0,972***
	EP	0,018	0,018
	Est. t	54,867	54,874
i_t	Coef.	0,011***	0,011***
	EP	0,003	0,003
	Est. t	4,446	4,205
$d(G_t)$	Coef.	0,206***	0,205***
	EP	0,026	0,026
	Est. t	7,907	7,877
θ_t	Coef.	-0,014***	-0,012***
	EP	0,003	0,003
	Est. t	-4,286	-3,398
Dummy	Coef.		-0,177
	EP		0,139
	Est. t		-1,277
R ² Ajustado		0,935	0,935
Estatística F		768,380	616,873
Prob. (Est. F)		0,000	0,000

Nota: (***) indica significância a 0,01, (**) indica significância a 0,05 e (*) indica significância a 0,10.

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2020). Estimação do autor a partir do software Eviews 9.

Tabela 5. Estimativa do hiato do produto (método de estimação – *Generalized method of moments*).

Estimador		GMM	
Variável		1	2
C	Coef.	-0,033	-0,257
	EP	0,424	0,467
	Est. t	-0,078	-0,550
$(Y_t - Y_t^P)_{t-1}$	Coef.	0,947***	0,947***
	EP	0,025	0,025
	Est. t	37,749	37,366
i_t	Coef.	0,007**	0,008**
	EP	0,003	0,003
	Est. t	2,017	2,371
$d(G_t)$	Coef.	0,330***	0,278***
	EP	0,109	0,106
	Est. t	3,013	2,635
θ_t	Coef.	-0,010	-0,005
	EP	0,008	0,009
	Est. t	-1,318	-0,557
Dummy	Coef.		-0,298
	EP		0,355
	Est. t		-0,839
R ² Ajustado		0,922	0,926
Estatística J		11,870	11,680
Prob. (Est. J)		0,157	0,112

Nota: (***) indica significância a 0,01, (**) indica significância a 0,05 e (*) indica significância a 0,10.

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2020). Estimação do autor a partir do software Eviews 9.

As estimações do hiato do produto (Tabelas 4 e 5) mostram que o efeito defasado do hiato é significativo e positivo em todas as equações estimadas. O efeito da SELIC é significativo e seu efeito positivo mostra uma diminuição do hiato¹². As despesas do governo são significativas e representam um impacto positivo no hiato. O efeito da taxa de câmbio é insignificante nas estimações por GMM.

As Tabelas 6 e 7 apresentam as estimativas por meio dos métodos GMM e MQO da curva de Phillips para as seguintes equações: Equação 1: $\pi_t^a = \gamma_1 \pi_{t-1}^a + \gamma_2 \pi_{t-1}^a + \gamma_3 \pi_{t+12}^e + \gamma_4 (Y_t - Y_t^P)_t + \gamma_5 \theta_t + \varepsilon_t^g$; Equação 2: $\pi_t^a = \pi_{t-1}^a + \pi_{t-1}^a + \pi_{t+12}^e + (Y_t - Y_t^P)_t + Dummy_t + \theta_t + \varepsilon_t^h$; Equação 3: $\pi_t^l = \pi_{t-1}^l + \pi_{t-1}^l + \pi_{t+12}^e + (Y_t - Y_t^P)_t + \theta_t + \varepsilon_t^l$; Equação 4: $\pi_t^l = \pi_{t-1}^l + \pi_{t-1}^l + \pi_{t+12}^e + (Y_t - Y_t^P)_t + Dummy_t + \theta_t + \varepsilon_t^j$; Equação 5: $\pi_t^m = \pi_{t-1}^m + \pi_{t-1}^m + \pi_{t+12}^e + (Y_t - Y_t^P)_t + \theta_t + \varepsilon_t^k$; Equação 6: $\pi_t^m = \pi_{t-1}^m + \pi_{t-1}^m + \pi_{t+12}^e + (Y_t - Y_t^P)_t + Dummy_t + \theta_t + \varepsilon_t^{l13}$.

Tabela 6. Estimativa da curva de Phillips (método de estimação – *Ordinary Least Squares*).

Estimador		OLS					
Variável		1	2	3	4	5	6
C	Coef.	-7,302***	-6,039***	-3,863***	-2,816**	-11,402***	-9,847***
	EP	1,326	1,362	1,341	1,424	2,497	2,637
	Est. t	-5,505	-4,434	-2,881	-1,978	-4,565	-3,734
π_{t-1}^n	Coef.	1,372***	1,332***	1,482***	1,465***	1,223***	1,204***
	EP	0,054	0,054	0,054	0,055	0,062	0,063
	Est. t	25,468	2,448	27,193	26,786	19,566	19,046
π_{t-2}^n	Coef.	-0,485***	-0,458***	-0,571***	-0,559***	-0,304***	-0,295***
	EP	0,049	0,049	0,500	0,050	0,062	0,062
	Est. t	-9,830	-9,319	-11,418	-11,206	-4,938	-4,794
π_t^e	Coef.	0,135***	0,134***	0,111***	0,108***	0,134***	0,123***
	EP	0,016	0,016	0,017	0,017	0,025	0,026
	Est. t	8,502	8,570	6,495	6,325	5,343	4,815
$(Y_t - Y_t^P)_{t-1}$	Coef.	-0,000	-0,084	-0,117	-0,167	0,667***	0,610***
	EP	0,122	0,123	0,131	0,132	0,229	0,230
	Est. t	-0,008	-0,680	-0,895	-1,266	2,916	2,654
θ_t	Coef.	0,029	0,018	-0,010	-0,021	0,038	0,032
	EP	0,017	0,017	0,017	0,018	0,039	0,039
	Est. t	1,633	1,042	-0,584	-1,176	0,979	0,821
Dummy	Coef.		2,894***		1,968**		3,260*
	EP		0,932		0,955		1,852
	Est. t		3,106		2,062		1,760
R ² Ajustado		0,986	0,986	0,986	0,986	0,963	0,963
Estatística F		2.945,702	2.558,411	2.972,739	2.516,727	1.097,966	924,716
Prob. (Est. F)		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Nota: As equações 1 e 2 foram estimadas com IPCA amplo. As equações 3 e 4 foram estimadas com IPCA com preços livre. As equações 5 e 6 foram estimadas com IPCA com preços monitorados. (***) indica significância a 0,01, (**) indica significância a 0,05 e (*) indica significância a 0,10.

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2020). Estimação do autor a partir do software Eviews 9.

A estimação da curva de Phillips mostra que os coeficientes π_{t-1} é positivo e significativo, e π_{t-2} é negativo e significativo. Como consequência, a persistência do aumento no nível geral de preços (efeito inercial) não é um fator relevantes para a inflação após a adoção de metas de inflação. Por isso, os resultados estão em linha com o argumento de que o comportamento *forward-looking* dos agentes econômicos é crucial para o sucesso de EINF. Além do mais, os resultados não significativos dos coeficientes do hiato do produto, na maioria das equações estimadas, indicam que BCB não está contaminado com um viés inflacionário. O hiato apresenta-se significativo apenas nas equações estimadas com IPCA a preços monitorados. O impacto de fatores externos, medido pela taxa de câmbio é significativo nas estimações por GMM, o que pode demonstrar um efeito *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação¹⁴.

As Tabelas 8 e 9 apresentam as estimativas por meio dos métodos GMM e MQO da expectativa de inflação para as seguintes equações: Equação 1: $\pi_{t+12}^e = \delta_1 \pi_{t-1} + \delta_2 \pi_{t-2} + \delta_3 \theta_t + \varepsilon_t^m$; Equação 2: $\pi_{t+12}^e =$

¹² Como o hiato é calculado como $(Y_t - Y_t^P)_t$, então um impacto positivo significa uma elevação do produto da economia.

¹³ Onde os sobrescritos significam: a (IPCA amplo); l (IPCA livre); e m (IPCA monitorado).

¹⁴ Para maiores explicações sobre o efeito *pass-through* da taxa de câmbio em uma economia que ainda está desenvolvendo credibilidade ver, por exemplo, Mendonça e Tostes (2014).

$\delta_4\pi_{t-1} + \delta_5\pi_{t-2} + \delta_6\theta_t + \delta_7Dummy_t + \varepsilon_t^n$; Equação 3: $\pi_{t+12}^e = \delta_8\pi_{t-1} + \delta_9\pi_{t-2} + \delta_{10}\theta_t + \delta_{11}ICM_t + \varepsilon_t^o$; Equação 4: $\pi_{t+12}^e = \delta_{12}\pi_{t-1} + \delta_{13}\pi_{t-2} + \delta_{14}\theta_t + \delta_{15}ICM_t + \delta_{16}Dummy_t + \varepsilon_t^p$; Equação 5: $\pi_{t+12}^e = \delta_{17}\pi_{t-1} + \delta_{18}\pi_{t-2} + \delta_{19}\theta_t + \delta_{20}Index_t + \delta_{21}(Index_t - ICM_t) + \varepsilon_t^q$; Equação 6: $\pi_{t+12}^e = \delta_{22}\pi_{t-1} + \delta_{23}\pi_{t-2} + \delta_{24}\theta_t + \delta_{25}Index_t + \delta_{26}(Index_t - ICM_t) + \delta_{27}Dummy_t + \varepsilon_t^r$.

Tabela 7. Estimativa da curva de Phillips (método de estimação – *Generalized method of moments*).

Estimador		GMM					
Variável		1	2	3	4	5	6
C	Coef.	-10,110***	-9,855***	-9,682***	-10,308***	-21,017***	-20,512***
	EP	2,560	3,129	2,713	3,287	6,039	6,013
	Est. t	-3,950	-3,149	-3,568	-3,136	-3,480	-3,411
π_{t-1}^n	Coef.	1,523***	1,520***	1,637***	1,675***	1,138***	1,121***
	EP	0,087	0,085	0,105	0,138	0,198	0,192
	Est. t	17,509	17,785	15,560	12,108	5,748	5,830
π_{t-2}^n	Coef.	-0,603***	-0,597***	-0,700***	-0,730***	-0,217	-0,198
	EP	0,082	0,076	0,102	0,128	0,183	0,176
	Est. t	-7,345	-7,819	-6,815	-5,700	-1,184	-1,126
π_t^e	Coef.	0,125***	0,124***	0,119***	0,121***	0,181***	0,177***
	EP	0,024	0,024	0,029	0,029	0,055	0,053
	Est. t	5,190	5,107	4,133	4,103	3,295	3,307
$(Y_t - Y_t^p)_{t-1}$	Coef.	0,129	0,152	0,084	0,129	0,954***	0,985***
	EP	0,119	0,178	0,184	0,223	0,336	0,343
	Est. t	1,089	0,852	0,457	0,580	2,840	2,874
θ_t	Coef.	0,049***	0,043**	0,030	0,035	0,117**	0,116**
	EP	0,016	0,019	0,023	0,032	0,055	0,053
	Est. t	3,002	2,268	1,334	1,092	2,134	2,182
Dummy	Coef.		0,021		-0,568		0,150
	EP		2,392		2,214		6,368
	Est. t		0,009		-0,257		0,024
R ² Ajustado		0,984	0,984	0,983	0,982	0,960	0,960
Estatística J		10,606	10,625	7,882	7,928	7,606	7,640
Prob. (Est. J)		0,225	0,156	0,445	0,339	0,473	0,365

Nota: As equações 1 e 2 foram estimadas com IPCA amplo. As equações 3 e 4 foram estimadas com IPCA com preços livre. As equações 5 e 6 foram estimadas com IPCA com preços monitorados. (***) indica significância a 0,01, (**) indica significância a 0,05 e (*) indica significância a 0,10.

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2020). Estimação do autor a partir do software Eviews 9.

A estimação da EINF na Tabela 5, reforça que o efeito da inflação passada não é persistente. O impacto de fatores externos, medido pela taxa de câmbio não é significativo nas estimações por GMM, o que pode demonstrar que não há um efeito por meio das expectativas de inflação. A credibilidade monetária demonstra-se significativa e importante para a estabilidade da EINF. O efeito Index é significativo e negativo, ou seja, uma elevação do Index demonstra uma melhora na expectativa de inflação. Por fim, o efeito da credibilidade monetária sobre o Index é significativo e positivo. Nesse caso, uma elevação da credibilidade faz com a variável $(Index_t - ICM_t)$ diminua, anulando o efeito Index.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo fez uma análise do impacto da gestão da DPMFi sobre a eficiência da política monetária. O primeiro questionamento feito foi se o BCB e o público levam em consideração a proporção da LFT na oferta total da DPMFi. As Tabelas 2 e 3, mostra que a variável Index é significativa (nas estimações por GMM e por MQO) com coeficiente positivo, ou seja, além do BCB levar em consideração a proporção de LFT na fixação da meta SELIC, isso gera um acréscimo na elevação da taxa de básica de juros. Nas tabelas 4 e 5, o impacto da taxa de juros mais elevada é significativo e positivo, o que determina uma redução do hiato do produto. Na Curva de Phillips (equações 6 e 7), o hiato do produto é significativo apenas nas equações com inclusão da Dummy. Nesse caso, verifica-se um impacto positivo sobre a inflação. Ou seja, de acordo com os resultados, há evidências de que ocorre um funcionamento incorreto do canal de transmissão indireto da política monetária.

Tabela 8. Estimativa da expectativa de inflação (método de estimação – *Ordinary Least Squares*).

Estimador		OLS					
Variável		1	2	3	4	5	6
C	Coef.	60,918***	61,547***	87,000***	87,207***	78,109***	76,928***
	EP	3,827	4,096	5,872	5,860	6,567	6,536
	Est. t	15,917	15,025	14,816	14,881	11,895	11,769
π_{t-1}	Coef.	1,876***	1,852***	1,487	1,528***	1,557***	1,632***
	EP	0,192	0,200	0,193	0,195	0,191	0,193
	Est. t	9,755	9,257	7,715	7,855	8,146	8,463
π_{t-2}	Coef.	-1,395***	-1,378***	-1,148***	-1,181***	-1,169***	-1,222***
	EP	0,191	0,195	0,184	0,185	0,181	0,181
	Est. t	-7,298	-7,050	-6,243	-6,384	-6,455	-6,740
θ_t	Coef.	0,199***	0,191**	0,222***	0,250***	0,618***	0,726***
	EP	0,072	0,075	0,068	0,071	0,154	0,161
	Est. t	2,750	2,547	3,278	3,545	4,005	4,503
ICM _t	Coef.			-0,288***	-0,312***		
	EP			0,051	0,054		
	Est. t			-5,601	-5,766		
Index _t	Coef.					-0,616***	-0,707***
	EP					0,126	0,132
	Est. t					-4,896	-5,359
Index _t - ICM _t	Coef.					0,174***	0,192***
	EP					0,065	0,065
	Est. t					2,701	2,973
Dummy	Coef.		1,760		-5,527		-8,411***
	EP		4,034		3,962		3,972
	Est. t		0,436		-1,395		-2,117
R ² Ajustado		0,598	0,597	0,649	0,650	0,660	0,666
Estatística F		106,693	79,759	99,437	80,299	83,863	71,804
Prob. (Est. F)		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Nota: (***) indica significância a 0,01, (**) indica significância a 0,05 e (*) indica significância a 0,1.

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2020). Estimação do autor a partir do software Eviews 9.

Tabela 9. Estimativa da expectativa de inflação (método de estimação – *Generalized method of moments*).

Estimador		GMM					
Variável		1	2	3	4	5	6
C	Coef.	82,461***	90,811***	106,850***	108,485***	99,517***	95,656***
	EP	7,205	9,327	10,440	9,801	9,781	9,133
	Est. t	11,444	9,737	10,234	11,068	10,175	10,474
π_{t-1}	Coef.	2,104***	2,082***	2,108***	2,054***	2,600***	2,679***
	EP	0,424	0,488	0,390	0,426	0,251	0,254
	Est. t	4,958	4,269	5,403	4,819	10,356	10,569
π_{t-2}	Coef.	-1,617***	-1,644***	-1,778***	-1,736***	-2,252***	-2,288***
	EP	0,404	0,469	0,381	0,418	0,229	0,229
	Est. t	-4,001	-3,501	-4,664	-4,152	-9,852	-10,007
θ_t	Coef.	-0,189	-0,330**	-0,0396	-0,049	0,030	0,314
	EP	0,117	0,155	0,120	0,157	0,237	0,272
	Est. t	-1,615	-2,132	-0,329	-0,314	0,125	1,156
ICM _t	Coef.			-0,368***	-0,374***		
	EP			0,080	0,113		
	Est. t			-4,573	-3,301		
Index _t	Coef.					-0,316*	-0,554***
	EP					0,172	0,185
	Est. t					-1,837	-2,986
Index _t - ICM _t	Coef.					0,309***	0,318***
	EP					0,099	0,090
	Est. t					3,120	3,548
Dummy	Coef.		14,562		0,521		-1,477
	EP		11,007		13,640		11,015
	Est. t		1,323		0,038		-1,341
R ² Ajustado		0,525	0,467	0,600	0,595	0,579	0,599
Estatística J		10,490	7,807	5,754	6,060	10,485	10,533
Prob. (Est. J)		0,312	0,453	0,675	0,533	0,840	0,785

Nota: (***) indica significância a 0,01, (**) indica significância a 0,05 e (*) indica significância a 0,1.

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2020). Estimação do autor a partir do software Eviews 9.

Quanto ao público, verifica-se nas equações 8 e 9, a significância da variável Index. Ou seja, o público leva em consideração a proporção de LFT no total da dívida pública. Esse impacto é negativo, ou seja, uma elevação do Index diminui a EINF. Nesse caso, os agentes econômicos entendem que haverá uma sobre elevação da taxa de juros, gerando um efeito maior sobre a confiança no controle do aumento no nível geral de preços. Isso é corroborado pelo resultado da variável ICM nas mesmas estimações. As Tabelas 8 e 9 mostram que a variável ICM é significativa (nas estimações por GMM e por MQO) e com sinal negativo do coeficiente.

Ou seja, se por um lado a maior participação da LFT na dívida pública gera o efeito riqueza, retirando eficiência da política monetária pelo canal indireto, por outro lado, a sobre elevação da taxa de juros traz um ganho de credibilidade e uma possibilidade maior de ancorar a inflação a expectativa de inflação, pelo canal direto.

Esse trabalho possui limitações na revisão da literatura e também na análise empírica. Com relação a revisão da literatura, destacamos a dificuldade em encontrar análises relacionadas a relação entre a gestão da dívida pública e a eficiência da política monetária em ambiente de metas de inflação. Com relação a análise empírica destacamos a necessidade de aplicação de estimações mais robustas que possam corroborar os resultados aqui encontrados.

REFERÊNCIAS

- AGÉNOR, P., TAYLOR, M.P. Analysing credibility in high-inflation countries: a new approach. **Economic Journal**, 103(417), 329–36. 1993.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação** (Junho de 1999).
- BARRO, R. J. Optimal management of indexed and nominal debt. *Annals of Economics and Finance*, n. 4, p. 1–15. 2003
- BERK, J. M. Monetary transmission: what do we know and how can we use it? **BNL Quarterly Review**, n. 205. 1998.
- CÉSPEDES, L.F., SOTO, C. **Credibility and Inflation Targeting in an Emerging Market: the case of Chile**. Central Bank of Chile working paper, 312. 2005.
- CUKIERMAN, A., MELTZER, A.H. A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information. **Econometrica**, 54(5), 1099-128. 1986.
- CUNHA, D. C.; LEITE, L. G.; e LEISTER, M. D. **A gestão da dívida pública, o efeito riqueza e a transmissão da política monetária**. Tesouro Nacional, textos para discussão, n. 23. 2016.
- GIAVAZZI, F.; MISSALE, A. Public debt management in Brazil. NBER Working Paper n. 10394, March. 2004.
- GREENE, W.H. (1993). **Econometric Analysis**, 5.ed. New Jersey: Prentice Hall. 1993.
- HODRICK, R., PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 29, n. 1, p. 1–16. 1997.
- JÚNIORA, J. L. R.; ROSSIB, M. D. C. e CUNHAC, D. C. Transmission of monetary policy through the wealth channel in Brazil: Does the type of asset matter? *Research in International Business and Finance*, 50, 2019.
- LANZAFAME, M., NOGUEIRA Jr R.P. **Credibility in Emerging Economies: does inflation targeting matter?** The Manchester School, 79(6), 1080–98. 2011.
- LEISTER, M. D. **O Banco Central deveria emitir títulos públicos?** Informações FIPE, n. 436. 2017.
- LYZIAK, T., MACKIEWICZ, J., STANISLAWSKA, E. Central bank transparency and credibility: The case of Poland, 1998–2004. **European Journal of Political Economy**, 23 (1), 67–87. 2007.
- MENDONÇA, H. F. e GUIMARÃES E SOUZA, G. J. Credibilidade do regime de metas para inflação no brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 37(2), 247-82. 2007.
- MENDONÇA, H. F. e VIVIAN, V. S. Gestão da dívida pública: a experiência do Brasil. **Revista da CEPAL**, Special Issue in Portuguese, p. 245-64. 2010.

- MENDONÇA, H. F. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, n. 16, p. 65-81. 2001.
- MENDONÇA, H. F. Mensurando a Credibilidade do Regime de Metas Inflacionárias no Brasil. **Revista de Economia Política**, 24 (3), 344-50. 2004.
- MENDONÇA, H. F. Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. **Applied Economics**, v. 39, n. 19-21, p. 2599-615. 2007.
- MENDONÇA, H. F., DE GUIMARÃES E SOUZA, G.J. Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate. **Economic Modelling**, v. 26, n. 6, p. 1228-38. 2009.
- MENDONÇA, H. F.; AUDEL, G. E. The effect of monetary and fiscal credibility on public debt: empirical evidence from the Brazilian economy. **Applied Economics Letters**, 23(11), 816-21. 2016.
- MENDONÇA, H. F.; da SILVA, R. T. Administração da dívida pública sob um regime de metas para inflação: evidências para o caso brasileiro. **Economia aplicada**, São Paulo, 12(4), p. 635-57. 2008.
- MENDONÇA, H.F., GALVEAS, K.A. Transparency and inflation: What is the effect on the Brazilian economy? **Economic Systems**, 37(1), 69-80. 2013.
- MENDONÇA, H.F., MACHADO, M. R. Public debt management and credibility: Evidence from an emerging economy. **Economic Modelling** v. 30, n. 1, p. 10-21. 2013.
- MINELLA, A., DE FREITAS, P.S., GOLDFAJN, I., MUINHOS, M.K. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n. 7, p. 1015-40. 2003.
- MINELLA, A., SOUZA-SOBRINHO, N. F. **Monetary Channels in Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model**. Working Paper Series BCB, n. 181. 2009.
- MINELLA, A., SOUZA-SOBRINHO, N. F. Monetary policy channels in Brazil through the lens of a semi-structural model. **Economic Modelling**, v. 30, n. 1, p. 405-19. 2013.
- MISHKIN, F. S., SAVASTANO, M. A. Monetary policy strategies for Latin America. **Journal of Development Economics**, 66 (), 415-44. 2001.
- MISHKIN, Frederic S. Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. **Journal of Economic Perspectives**, 9(4): 3-10. 1995.
- MOHANTY, M. S., TURNER, P. Monetary policy transmissions in emerging market economies: what is new? **BIS Papers**, n. 35, p. 1-59. 2008.
- NAKANO, Y. O regime monetário, a dívida pública e a alta taxa de juros. **Conjuntura Econômica**, 59(11). 2005.
- NOGUEIRA JR., R., LÉON-LEDESMA, M.A. Fear of Floating in Brazil: Did Inflation Targeting matter? **North American Journal of Economics and Finance**, v. 20, n. 3, p. 255-66. 2009.
- OREIRO, J. L.; do AMARAL, R. Q. A Relação entre o Mercado de Dívida Pública e a Política Monetária no Brasil. **Economia Contemporânea**, 12(3), p. 491-517. 2008.
- PAIM, B. Política Monetária e Dívida Pública Federal no Brasil, de 2004 a 2015. **Ind. Econ. FEE**, Porto Alegre, v. 43, n. 4, p. 23-40. 2016.
- PEDRAS, G.B.V. História da dívida pública no Brasil: de 1964 até os dias atuais; A.C. Silva, L.O. Carvalho, O.L. Medeiros (Eds.), **Dívida pública: a experiência brasileira**, Secretaria do Tesouro Nacional: Banco Mundial, Brasília (2009), pp. 57-80. 2009.
- PIRES, M. C. C. **Dívida Pública e a Eficácia da Política Monetária no Brasil** Finanças Públicas – XIII Prêmio Tesouro Nacional. 2008.
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, p. 1-17, Fall. 1981.
- SARGENT, T.J. Rational expectations and the reconstruction of macroeconomics. In: Miller, P. J. **The rational expectations revolution: readings from the front line**. MIT Press. 1994.
- SILVA, A.C., CARVALHO, L.O., MEDEIROS, O.L. **Public debt: the Brazilian experience**. Brasilia: National Treasury: World Bank. 2010.

SVENSSON, L.E.O. **How should monetary policy be conducted in an era of price stability?** NBER Working Paper, 7516. 2000.

SVENSSON, L.E.O. **The Simplest Test of Inflation Target Credibility.** NBER 20 Working Paper, 4604. 1993.

TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4. 1995.

WOOLDRIDGE, J. M. (2010) **Introdução à Econometria: uma abordagem moderna.** 4ª ed. São Paulo: Cengage Learning. 2010.