

**Evidências empíricas do efeito da comunicação fiscal sobre as incertezas em relação à taxa de juros: uma análise para o Brasil****Empirical evidence of the effect of fiscal communication on interest rate uncertainties: an analysis for Brazil**

DOI:10.34115/basrv4n4-033

Recebimento dos originais:04/07/2020

Aceitação para publicação:06/08/2020

**Paulo Henrique Lourenço Luna**

Doutorando em Economia pela Universidade Federal Fluminense

Instituição: Universidade Federal Fluminense (UFF)

Endereço: R. Alexandre Moura, 8 - São Domingos, Niterói - RJ, 24210-200

E-mail: ph.matematica@yahoo.com.br

**Marcos Anisio Barbosa**

Mestre em Economia e Gestão Empresarial pela Universidade Candido Mendes

Instituição: Gerente de Relacionamento no Banco do Brasil S/A

Endereço: R. Lélío Gama, 105, 29.º Andar – Centro – Rio de Janeiro, 20031-080

E-mail: marcos\_obarbosa@yahoo.com.br

**RESUMO**

Neste artigo, verificamos se o aumento dos comunicados fiscais é capaz de reduzir as incertezas (medidas pelo desacordo de expectativas) em relação ao comportamento futuro da taxa de juros brasileira. O Brasil é um interessante estudo de caso, uma vez que a coordenação entre a política fiscal e monetária é necessária para países com metas de inflação, como é o caso brasileiro. De modo a alcançar o objetivo do estudo, a análise compreende o período de fevereiro de 2003 a junho de 2017, e se baseia em estimativas feitas por mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM) e pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2). Os resultados encontrados indicam que o aumento da comunicação fiscal provoca uma redução nas incertezas em relação ao futuro da taxa de juros brasileira.

**Palavras-chave:** comunicação fiscal, taxa de juros, desacordo de expectativas, incertezas.

**ABSTRACT**

In this article, we verify whether the increase in fiscal communications is capable of reducing the uncertainties (measured by the disagreement of expectations) regarding the future behavior of the Brazilian interest rate. Brazil is an interesting case study, since coordination between fiscal and monetary policy is necessary for countries with inflation targets, as is the case in Brazil. In order to achieve the objective of the study, the analysis covers the period from February 2003 to June 2017, and is based on estimates made by ordinary least squares (OLS), by the generalized method of moments (GMM) and by the generalized method of moments in two stages (GMM-2). The results found indicate that the increase in fiscal communication causes a reduction in uncertainties about the future of the Brazilian interest rate.

**Keywords:** fiscal communication, interest rate, disagreement in expectations, uncertainties.

## 1 INTRODUÇÃO

Muth (1961), Walters (1971) e Lucas (1972), em trabalhos seminais, deram início a uma vasta literatura sobre as expectativas dos agentes. Muitos destes trabalhos têm buscado identificar por que os agentes apresentam divergência em suas expectativas (e.g, Mankiw et al., 2003; Oliveira e Curi 2016; Montes et al., 2016; Ehling et al., 2018; Montes e Luna, 2018; Luna e Montes, 2020; Luna, 2020). Segundo Mankiw et al. (2003), os agentes podem apresentar discordância em suas expectativas e, por conseguinte, diferir acerca do comportamento futuro de diferentes variáveis econômicas. Para Montes e Luna (2018), a literatura que aborda o desacordo de expectativas tem buscado entender quais são suas fontes, suas consequências, como medi-lo e como vinculá-lo com as incertezas apresentadas em relação ao futuro de diversas variáveis macroeconômicas (tais como, inflação, dívida pública e produto).

No tocante a comunicação fiscal, de Mendonça e Nicolay (2017) são especialistas nesta área de estudo.<sup>1</sup> Segundo eles, para reduzir a assimetria de informação em torno do ambiente fiscal e, assim, reduzir as incertezas sobre os resultados fiscais, a transparência fiscal surge como uma ferramenta útil. Para eles, a transparência fiscal é importante no sentido que força os governos a tomarem melhores decisões fiscais, o que por consequência aumentaria a confiança da sociedade na gestão fiscal. De acordo com Missale et al. (2002), a transparência fiscal reduz a assimetria de informação, diminui o risco de refinanciamento da dívida e aumenta a expectativa de sucesso da política fiscal.

Segundo Montes et al. (2019), com o objetivo de aumentar a transparência fiscal, os governos começam a fornecer mais informações à sociedade por meio da comunicação em diferentes tipos de mídia. Para eles, é importante destacar que a clareza dos anúncios sobre política fiscal é um aspecto essencial no processo de comunicação da política fiscal. Montes et al. (2019) afirmam que uma má qualidade das informações leva à interpretação incorreta dos usuários, causando incertezas sobre a futura sustentabilidade financeira do governo e induzindo os especialistas do mercado financeiro a tomarem decisões inadequadas. Portanto, uma maior comunicação fiscal, sendo esta a mais clara possível, reduz as incertezas sobre a sustentabilidade financeira do governo e induz os especialistas do mercado financeiro a tomarem melhores decisões. O que poderia reduzir as incertezas sobre o futuro da taxa de juros.

Este artigo analisa se a comunicação fiscal é capaz de reduzir as incertezas (medidas pelo desacordo de expectativas) em relação ao futuro da taxa de juros brasileira. Logo, este trabalho busca contribuir com a literatura sobre comunicação fiscal, uma vez que é o primeiro a analisar, empiricamente, esta relação. O Brasil é um interessante estudo de caso, visto que a coordenação entre a política fiscal e monetária é necessária para países com metas de inflação, como é o caso brasileiro. Além disso, como

---

<sup>1</sup> de Mendonça e Nicolay (2017) desenvolveram um índice de comunicação fiscal para o caso brasileiro.

o Brasil apresenta sérios problemas de deterioração das contas públicas, é de extrema relevância analisar se os comunicados fiscais afetam as incertezas em relação ao comportamento esperado no futuro para a taxa de juros.

De modo a alcançar o objetivo do estudo, a análise compreende o período de fevereiro de 2003 a junho de 2017, e se baseia em estimativas feitas por mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM) e pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2).<sup>2</sup> Os resultados encontrados indicam que o aumento da comunicação fiscal provoca uma redução nas incertezas em relação ao comportamento futuro da taxa de juros brasileira.

Além desta introdução, o trabalho apresenta as seguintes seções: a segunda seção é dedicada à revisão de literatura; a terceira apresenta o índice de comunicação fiscal; a quarta seção apresenta o desacordo de expectativas; a quinta seção traz os dados e a metodologia; a sexta seção apresenta os resultados; a sétima seção traz a análise de robustez dos resultados; e a oitava seção conclui com as implicações políticas para o Brasil.

## **2 REVISÃO DE LITERATURA**

No que se refere a literatura sobre a comunicação dos formuladores de política, os estudos em sua maioria dizem respeito à autoridade monetária (e.g., Rosa e Verga, 2007; Jansen, 2011a e 2011b; Ehrmann et al., 2012; Allard et al., 2013; Montes et al., 2016; Montes e Nicolay, 2017). Por exemplo, Rosa e Verga (2007) verificam que a comunicação do banco central é muito eficaz (pelo menos tão eficaz quanto os atos de política monetária) na movimentação de mercados financeiros. Para eles, as ambiguidades na interpretação dos comunicados nunca serão totalmente canceladas. A solução sugerida por eles, é transformar expressões verbais em uma variável ordinal, a fim de melhorar a interpretação do impacto causado pelos comunicados do banco central.

Em seu trabalho, Jansen (2011a) testa se a clareza da comunicação do banco central afeta a volatilidade nos mercados financeiros. Para ele, existem três resultados: primeiro, quando a clareza é importante, ela tem um efeito de reduzir a volatilidade nos mercados financeiros; segundo, a clareza da comunicação é importante principalmente para a volatilidade das taxas de juros de médio prazo; e terceiro, os efeitos da clareza variam com o tempo. Para Jansen (2011a), no geral, sua análise ilustra a importância de uma comunicação transparente sobre política monetária. Além disso, Jansen (2011b) afirma que comunicados difíceis de entender, fazem com que o público em geral precise de mais informações por meio de comunicados diferentes e mais acessíveis.

---

<sup>2</sup> O período de análise foi definido pela disponibilidade dos dados.

Segundo Ehrmann et al. (2012), os bancos centrais tornaram-se notavelmente mais transparentes nas últimas décadas. Em seu artigo, eles estudam os efeitos econômicos dessa evolução na transparência, verificando se a maior transparência do banco central reduz a dispersão entre os analistas profissionais no que se refere as principais variáveis econômicas. Neste estudo, Ehrmann et al. (2012) encontram evidências de um efeito positivo do aumento da transparência do banco central na dispersão entre os analistas profissionais sobre o que esperar das variáveis econômicas no futuro.

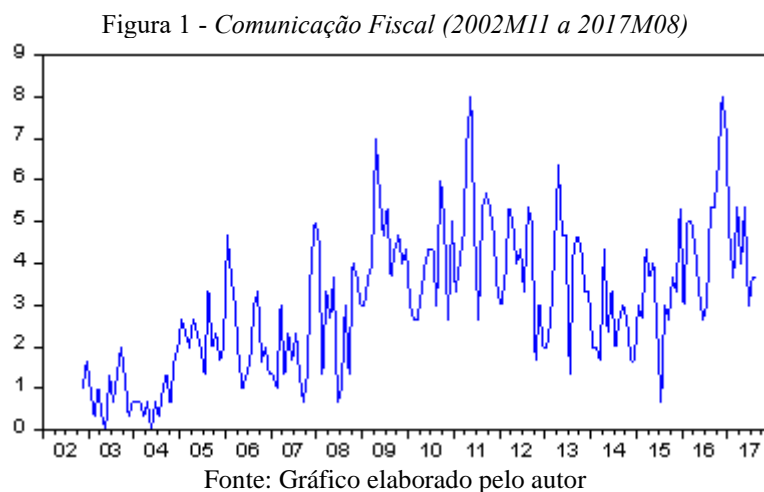
Montes et al. (2016) em um estudo para o Brasil, analisam se a sinalização da política monetária, a clareza da comunicação do banco central e a transparência da autoridade monetária, são capazes de reduzir as incertezas em relação ao futuro da inflação. Os resultados encontrados por eles, sugerem que a transparência da autoridade monetária reduz as incertezas em relação ao futuro da inflação, e tanto a sinalização da política monetária quanto a clareza da comunicação do banco central, têm efeito positivo sobre as incertezas em relação ao futuro da inflação. Para Montes e Nicolay (2017), os bancos centrais vem fazendo grandes esforços para aumentar a transparência e a prestação de contas ao público. Em seu estudo, eles buscam evidências empíricas sobre a relação entre clareza na comunicação do banco central e credibilidade da política monetária. Os resultados encontrados por Montes e Nicolay (2017), indicam que uma comunicação clara pode melhorar a credibilidade da política monetária, mas isso depende do comprometimento do banco central com o objetivo de controle da inflação. Além disso, eles indicam que o benefício trazido pela clareza à credibilidade da política monetária vai depender do comprometimento da autoridade monetária com o objetivo de orientar as expectativas de inflação.

No tocante aos comunicados fiscais, a literatura ainda é incipiente. Em um estudo recente, de Mendonça e Nicolay (2017) desenvolvem uma análise sobre a comunicação da autoridade fiscal. O estudo desenvolvido por eles mostra que uma maior comunicação fiscal e sua clareza (maior transparência fiscal) implicam em melhores decisões fiscais e aumentam a confiança do público na gestão fiscal. Montes et al. (2019) em um estudo que analisa os efeitos da comunicação fiscal e da clareza dos anúncios fiscais sobre a incerteza em relação a dívida pública, verificam que o maior número informações fiscais deve vir acompanhado de um aumento na clareza dos anúncios divulgados. Eles sugerem que à medida que aumenta-se a clareza dos anúncios fiscais, mais eficaz é o efeito da comunicação dos gestores de política econômica na redução da incerteza sobre a dívida pública. No geral, a literatura sobre comunicação fiscal é escassa e ainda está em desenvolvimento. Neste trabalho, buscamos de maneira empírica contribuir com essa literatura ainda em construção.

### **3 COMUNICAÇÃO FISCAL**

O índice de Comunicação Fiscal (*fiscalcom*), utilizado por Montes et al. (2019) e proposto por de Mendonça e Nicolay (2017), é um índice que contabiliza a quantidade de comunicados do Ministério

da Fazenda disponíveis no site <http://www.fazenda.gov.br/>. O índice utiliza uma escala numérica discreta e positiva para que cada comunicado tenha valor igual a +1. De forma a eliminar informações desnecessárias, são consideradas apenas os comunicados referentes às ações da política fiscal. O resultado foi agregado por dia e, com base nisso, nós criamos a série que identifica o número de comunicados com frequência mensal.<sup>3</sup> A figura 1 mostra o comportamento do índice de comunicação da autoridade fiscal. O gráfico revela que a comunicação da autoridade fiscal aumentou durante o período, apesar da queda entre os anos de 2011 e 2014. Assim, a figura 1 sugere que, de maneira geral, o nível de transparência em relação à política fiscal vem aumentando ao longo do tempo.



## 4 DESACORDO DE EXPECTATIVAS

Para a construção das variáveis de desacordo, seguimos a mesma metodologia de Montes et al. (2016), Oliveira e Curi (2016), Montes e Luna (2018), Montes e Ferreira (2018) e Luna e Montes (2020). Como o Banco Central do Brasil (BCB), por meio do chamado “Boletim Focus”,<sup>4</sup> divulga as previsões para o ano atual e para os próximos quatro anos, a série de desacordo de expectativas para a taxa de juros é construída para os horizontes de tempo fixo de 12, 24, 36 e 48 meses. Para melhor compreender sua construção, temos a seguinte notação:  $t$  é o instante de tempo em que a projeção é feita,<sup>5</sup>  $i$  identifica o agente que calcula a previsão ( $i \in I$ , onde  $I$  é o conjunto de agentes pesquisados), a variável  $X$  (a qual será a taxa de juros (*Selic*)) é a variável a ser prevista, e  $E_{i,t} X^{a+j}$  representa a projeção que o  $i$ -ésimo

<sup>3</sup> Para obter uma estimativa do efeito diário da comunicação fiscal sobre as incertezas acerca da taxa de juros, dividimos o índice por 30.

<sup>4</sup> O Boletim Focus apresenta os resultados da pesquisa de expectativas de mercado, um levantamento diário de previsões de cerca de 120 bancos, gestores de ativos e outras instituições para a economia brasileira. O sistema calcula amostras estatísticas a partir dos dados recolhidos em tempo real, permitindo assim a geração de relatórios diários.

<sup>5</sup> O instante é caracterizado por uma data específica, a saber, um dia “ $d$ ”, um mês “ $m$ ” e um ano “ $a$ ”.

agente calculou no instante  $t$  sobre o valor que a taxa de juros atingirá ao final do ano  $a+j$ .<sup>6</sup> A média da distribuição das expectativas calculada pelos agentes I no tempo  $t$  sobre o valor que a *Selic* terá ao final do ano  $a+j$  é dada por  $E_t X^{a+j} = 1/I \sum E_{i,t} X^{a+j}$ . Por sua vez,  $E_t^{\min} X^{a+j} = \min (E_{i,t} X^{a+j}, i \in I)$  é o valor mínimo da distribuição, enquanto que  $E_t^{\max} X^{a+j} = \max (E_{i,t} X^{a+j}, i \in I)$  representa o valor máximo. O intervalo da distribuição, e que será utilizado ao longo deste trabalho, é definido por:

$$DISAG\_X_t^{a+j} = E_t^{\max} X^{a+j} - E_t^{\min} X^{a+j} \quad (1)$$

Previsões como  $E_{i,t} X^{a+j}$  são conhecidas como eventos fixos porque o horizonte de previsão varia com a passagem do tempo. De fato, o período prospectivo das previsões feitas em  $t$  para o valor que a variável  $X$  tomará no final do ano  $a+j$  decresce à medida que  $t$  progride para  $a$ , ano em que as expectativas são feitas. Esse padrão de horizontes de previsão decrescentes à medida que  $t$  avança ao longo do ano traz um comportamento sazonal em medidas de desacordo baseadas em previsões de eventos fixos, uma vez que a dispersão das expectativas tende a diminuir à medida que o horizonte de previsão se encolhe.<sup>7</sup>

De modo a evitar o comportamento sazonal inerente às medidas de desacordo com base em previsões de eventos fixos, a maioria dos artigos na literatura recorre a previsões de horizonte fixo, em que o horizonte de previsão não varia com o passar do tempo (por exemplo, Mankiw et al., 2003; Patton e Timmermann, 2010; Doern et al., 2012). Conforme proposto em Doern et al. (2012), a conversão de previsões de eventos fixos em horizonte fixo é realizada aplicando a seguinte fórmula dada pela equação (2):

$$E_t X^{12(j+1)} = \frac{12-(m-1)}{12} E_t X^{a+j} + \frac{m-1}{12} E_t X^{a+j+1}, j = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (2)$$

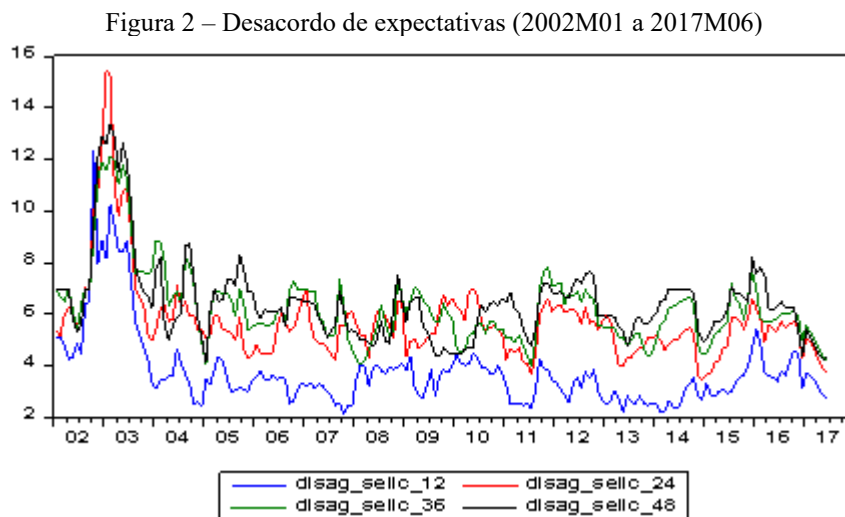
em que,  $m$  representa o mês em que a previsão foi realizada e  $E_t X^{12(j+1)}$  representa a média das expectativas dos agentes sobre o valor que a taxa de juros (*Selic*) terá no final dos próximos meses. A mesma fórmula é usada para interpolar projeções mínimas e máximas, que são inseridas nela para calcular os valores do intervalo. Ao final do processo, derivamos uma estrutura a termo do desacordo das expectativas, composta pelos “vértices”  $D_t X^{12}$ ,  $D_t X^{24}$ , ..., etc. Como o BCB divulga as previsões

<sup>6</sup>  $j = 0$  é o ano corrente;  $j = 1$  é o ano imediatamente após o ano corrente;  $j = 2$  representa dois anos após o ano corrente;  $j = 3$  são três anos após o ano corrente;  $j = 4$  são quatro anos após o ano corrente.

<sup>7</sup> Esta questão pode ser compreendida pelo seguinte exemplo: Suponha que o agente, em março de 2015, compute sua expectativa sobre o valor da taxa de juros ao final de 2015. Neste caso podemos dizer que o horizonte de previsão é de 10 meses, pois os outros 2 meses já se passaram e com isso a taxa de juros é conhecida em ambos os meses. Pela mesma lógica, quando um agente que realiza sua previsão sobre o valor da taxa de juros em setembro de 2015 para o final daquele mesmo ano, o horizonte de previsão cai para 4 meses. Este padrão de redução do horizonte de previsão a medida que  $t$  avança ao longo do ano traz um comportamento sazonal em medidas de desacordo baseadas em eventos fixos, pois a dispersão tende a decrescer a medida que o horizonte de previsão encolhe.

para o ano atual e os próximos quatro, a fórmula acima pode ser aplicada tomando  $j = 0,1,2,3,4$ . Portanto, podemos sempre interpolar as previsões para os horizontes de tempo fixo de 12, 24, 36 e 48 meses. O procedimento descrito acima é realizado diariamente, permitindo-nos derivar estruturas a termo de desacordo para cada dia útil. As séries temporais compreendidas pelas observações diárias são convertidas para a frequência mensal calculando as médias mensais. Assim, as séries obtidas são: desacordo de expectativas em relação à taxa de juros para os próximos 12 meses ( $Disag\_selic_t^{12}$ ), 24 meses ( $Disag\_selic_t^{24}$ ), 36 meses ( $Disag\_selic_t^{36}$ ), e 48 meses ( $Disag\_selic_t^{48}$ ). As quais utilizamos em nossas análises.

A figura 2 apresenta o gráfico das variáveis  $Disag\_selic_t^{12}$ ,  $Disag\_selic_t^{24}$ ,  $Disag\_selic_t^{36}$  e  $Disag\_selic_t^{48}$ . Observa-se que entre julho de 2002 e dezembro de 2002 ocorre um aumento nas incertezas em relação ao futuro da taxa de juros no contexto das eleições presidenciais de 2002. No final de 2002 e início de 2003, o desacordo de expectativas em relação a taxa de juros brasileira diminuiu abruptamente.



Fonte: Gráfico elaborado pelo autor

## 5 DADOS E METODOLOGIA

De modo a verificar o efeito da comunicação fiscal sobre o desacordo de expectativas para a taxa de juros, estimamos os modelos expressos pelas equações (3), (4), (5) e (6). A escolha das variáveis de controle que compõem os modelos segue os trabalhos que buscam estimar os determinantes do desacordo de expectativas de diferentes variáveis (e.g., Mankiw et al., 2003; Oliveira e Curi, 2016; Montes e Luna, 2018; Montes e Ferreira, 2018). Assim, as variáveis de controle utilizadas são: taxa de juros (*Selic*); volatilidade da taxa de juros (*Vol\_exch*); hiato do PIB (*Gap*), e; uma variável dummy referente à crise subprime (*Subprime*). A descrição das variáveis de controle, encontram-se na tabela A.1 do apêndice.

Uma primeira condição a ser analisada antes de aplicar a análise econométrica é verificar se as séries são estacionárias. Portanto, foram aplicados os testes ADF, PP e KPSS (Ver tabela A.2 do apêndice). Com base nos testes, é possível perceber que, exceto a variável *Selic* que é I(1), todas as demais variáveis são I(0). Assim, a variável *Selic* é utilizada em primeira diferença (*D\_selic*) no modelo. Como sugerido por Hendry (2001), as defasagens das variáveis de controle foram determinadas empiricamente, seguindo o método geral-específico, observando-se a significância estatística dos coeficientes e o princípio da parcimônia. Assim, as especificações das equações (3), (4), (5) e (6) são:

$$Disag\_selic\_12_t = \alpha_0 + \alpha_1 D\_selic_{t-3} + \alpha_2 Vol\_selic_{t-3} + \alpha_3 Gap_{t-3} + \alpha_4 Subprime_t + \alpha_5 Fiscalcom_{t-3} + \sigma_t \quad (3)$$

$$Disag\_selic\_24_t = \beta_0 + \beta_1 D\_selic_{t-3} + \beta_2 Vol\_selic_{t-3} + \beta_3 Gap_{t-3} + \beta_4 Subprime_t + \beta_5 Fiscalcom_{t-3} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$Disag\_selic\_36_t = \rho_0 + \rho_1 D\_selic_{t-3} + \rho_2 Vol\_selic_{t-3} + \rho_3 Gap_{t-3} + \rho_4 Subprime_t + \rho_5 Fiscalcom_{t-3} + \mu_t \quad (5)$$

$$Disag\_selic\_48_t = \varphi_0 + \varphi_1 D\_selic_{t-3} + \varphi_2 Vol\_selic_{t-3} + \varphi_3 Gap_{t-3} + \varphi_4 Subprime_t + \varphi_5 Fiscalcom_{t-3} + \zeta_t \quad (6)$$

em que,  $\sigma_t$ ,  $\varepsilon_t$ ,  $\mu_t$ ,  $\zeta_t$  são os erros aleatórios.

A ideia, ao estimar os quatro modelos, é verificar o efeito da comunicação fiscal sobre cada uma das projeções para a taxa de juros, verificando assim o impacto em períodos diferentes de tempo. Como evidências preliminares, as correlações entre as variáveis do estudo são calculadas (tabela 1). Podemos observar, por meio das correlações, que um aumento da comunicação fiscal tende a reduzir as incertezas em relação ao futuro da taxa de juros no Brasil.

Tabela 1 – Correlações

	<i>Disag_selic_12</i>	<i>Disag_selic_24</i>	<i>Disag_selic_36</i>	<i>Disag_selic_48</i>
<i>Selic</i>	0.68	0.56	0.67	0.67
<i>Vol_selic</i>	0.38	0.37	0.43	0.34
<i>Gap</i>	-0.24	-0.07	-0.06	-0.11
<i>Subprime</i>	0.05	-0.02	-0.02	-0.05
<i>Fiscalcom</i>	-0.27	-0.32	-0.40	-0.34

Fonte: tabela elaborada pelo autor

Seguindo Montes et al. (2019) e Luna (2020), as estimativas para as equações (3), (4), (5) e (6) são feitas por mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM) e pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2). As estimativas por OLS e GMM utilizam a matriz (HAC) de Newey e West (1987) para dar conta dos problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação identificados (ver tabela A.3 do apêndice), e as estimativas por GMM-2 utilizam a matriz de Windmeijer (2005) para pequenas amostras. A justificativa para a utilização do GMM se deve a existência de endogeneidade e para captar não-linearidades (Wooldridge, 2001; Hall, 2015). Além disso, o GMM apresenta estimadores robustos mesmo na presença de autocorrelação serial e



heteroscedasticidade de forma desconhecida, ou não-linearidade, o que é típico em modelos de séries temporais macroeconômicas (Hansen, 1982). Seguimos a metodologia de Johnston (1984) para selecionar os instrumentos nas estimativas por GMM, ou seja, os instrumentos foram datados do período  $t - 1$  ou anteriores para assegurar a exogeneidade. Cragg (1983) aponta que a sobreidentificação tem um papel importante na seleção de variáveis instrumentais. Assim, o teste J padrão foi feito com o objetivo de verificar essa propriedade para a validade das restrições de sobreidentificação (a estatística J indica se é satisfeita a condição de ortogonalidade). A fim de eliminar qualquer possibilidade de distorção nos resultados, a relação entre o número de instrumentos e o número de observações é relatada. Além disso, realizamos o teste de Durbin-Wu-Hausman (D-W-H) para analisar a endogeneidade dos regressores das equações estimadas por GMM (Durbin, 1954; Wu, 1973; Hausman, 1978).

## **6 RESULTADOS**

A tabela 2 apresenta as estimativas para as equações (3), (4), (5) e (6) pelos métodos de mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM) e pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2). Os resultados obtidos apontam coeficientes positivos e estatisticamente significantes para o efeito da taxa de juros e da sua volatilidade sobre o desacordo de expectativas formadas para a taxa de juros. Portanto, um aumento na taxa de juros e na sua volatilidade provoca maior desacordo quanto o comportamento futuro da taxa de juros brasileira. Por sua vez, os resultados obtidos apontam coeficientes negativos e estatisticamente significantes para a variável Gap, indicando que um aumento na atividade econômica reduz o desacordo de expectativas em relação à taxa de juros. Em relação aos coeficientes estimados para a variável dummy Subprime, podemos observar que, de maneira geral, todos são negativos e estatisticamente significativos, apontando que a crise reduziu os desacordos em relação ao comportamento futuro da taxa de juros brasileira.

No que se refere a comunicação fiscal, os resultados obtidos pelos três métodos apontam coeficientes negativos e estatisticamente significantes. Assim, os achados da tabela 2 sugerem que, para cada horizonte de tempo analisado, o aumento da comunicação fiscal reduz as incertezas em relação ao futuro da taxa de juros no Brasil.

Tabela 2 – Estimativas por OLS, GMM e GMM-2 (Variável dependente: Disag\_selic12, Disag\_selic24, Disag\_selic36 e Disag\_selic48)

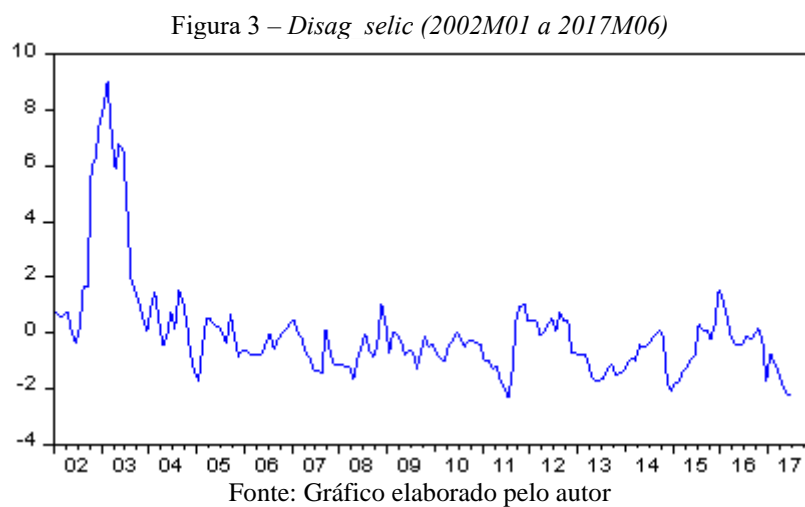
Método	OLS				GMM				GMM-2			
	Disag_selic_12	Disag_selic_24	Disag_selic_36	Disag_selic_48	Disag_selic_12	Disag_selic_24	Disag_selic_36	Disag_selic_48	Disag_selic_12	Disag_selic_24	Disag_selic_36	Disag_selic_48
<b>Constat</b>	<b>3.764340***</b> (0.341259) [11.03073]	<b>5.919110***</b> (0.313274) [18.89433]	<b>6.591398***</b> (0.309380) [21.30516]	<b>6.852908***</b> (0.320164) [21.40436]	<b>4.296215***</b> (0.220558) [19.47885]	<b>6.218683***</b> (0.164377) [37.83177]	<b>7.157650***</b> (0.222672) [32.14437]	<b>7.625405***</b> (0.202671) [37.62462]	<b>4.122747***</b> (0.278154) [14.82184]	<b>6.136883***</b> (0.291200) [21.07447]	<b>7.201997***</b> (0.429748) [16.75867]	<b>7.657045***</b> (0.282026) [27.15010]
<b>d_selic (-3)</b>	<b>1.133387**</b> (0.437754) [2.589094]	<b>1.144912**</b> (0.474795) [2.411382]	<b>0.692120*</b> (0.408047) [1.696178]	<b>1.358708***</b> (0.391359) [3.471768]	<b>1.031161***</b> (0.190751) [5.405805]	<b>1.030319***</b> (0.103284) [9.975574]	<b>0.620961***</b> (0.146101) [4.250211]	<b>1.268689***</b> (0.155873) [8.139252]	<b>0.885785***</b> (0.308315) [2.872988]	<b>0.939915***</b> (0.198262) [4.740769]	<b>0.552257*</b> (0.319242) [1.729899]	<b>1.016973***</b> (0.322446) [3.153929]
<b>Vol_selic(-3)</b>	<b>0.455030*</b> (0.247162) [1.841017]	<b>0.517693**</b> (0.258177) [2.005186]	<b>0.692106***</b> (0.225981) [3.062667]	<b>0.575914***</b> (0.201835) [2.853392]	<b>0.349675***</b> (0.109517) [3.192881]	<b>0.449649***</b> (0.065350) [6.880625]	<b>0.594303***</b> (0.088833) [6.690128]	<b>0.471821***</b> (0.063844) [7.390205]	<b>0.310745*</b> (0.169316) [1.835295]	<b>0.427478***</b> (0.121129) [3.529114]	<b>0.564560***</b> (0.194026) [2.909713]	<b>0.409598***</b> (0.120522) [3.398542]
<b>Gap(-3)</b>	<b>-3.02E-07***</b> (1.04E-07) [-2.897009]	<b>-1.22E-07</b> (1.18E-07) [-1.037994]	<b>-1.96E-07*</b> (1.07E-07) [-1.838206]	<b>-1.72E-07</b> (1.43E-07) [-1.204528]	<b>-4.32E-07***</b> (9.61E-08) [-4.502583]	<b>-1.89E-07***</b> (6.11E-08) [-3.088695]	<b>-2.98E-07***</b> (7.16E-08) [-4.165622]	<b>-3.23E-07***</b> (1.05E-07) [-3.065318]	<b>-3.75E-07**</b> (1.47E-07) [-2.544946]	<b>-1.86E-07*</b> (1.05E-07) [-1.778497]	<b>-2.89E-07**</b> (1.19E-07) [-2.431559]	<b>-3.65E-07**</b> (1.66E-07) [-2.196597]
<b>Subprime</b>	<b>-0.274081</b> (0.330635) [-0.828954]	<b>-0.558460*</b> (0.319321) [-1.748897]	<b>-0.455517</b> (0.405238) [-1.124071]	<b>-0.962059**</b> (0.442951) [-2.171932]	<b>-1.416213*</b> (0.802545) [-1.764653]	<b>-0.863493***</b> (0.271050) [-3.185737]	<b>-1.712011***</b> (0.488468) [-3.504859]	<b>-2.760765***</b> (0.942670) [-2.928666]	<b>-1.482411*</b> (0.854076) [-1.735689]	<b>-0.826128*</b> (0.444531) [-1.858428]	<b>-1.834056*</b> (0.961131) [-1.908226]	<b>-1.990605**</b> (0.995309) [-1.999988]
<b>Fiscalcom(-3)</b>	<b>-1.229741</b> (0.877511) [-1.401397]	<b>-1.682230**</b> (0.841610) [-1.998823]	<b>-2.332737***</b> (0.820075) [-2.844540]	<b>-2.269378**</b> (0.912008) [-2.488332]	<b>-2.674183***</b> (0.687324) [-3.890717]	<b>-2.695052***</b> (0.488322) [-5.519010]	<b>-4.145626***</b> (0.647036) [-6.407101]	<b>-4.371014***</b> (0.590132) [-7.406843]	<b>-2.210596**</b> (0.959049) [-2.304987]	<b>-2.496001***</b> (0.908361) [-2.747808]	<b>-4.359245***</b> (1.232677) [-3.536407]	<b>-4.460386***</b> (0.936986) [-4.760356]
Adj. R2	0.37	0.32	0.41	0.40	0.31	0.30	0.34	0.30	0.31	0.30	0.32	0.31
F-statistic	22.00	16.91	24.79	23.53								
Prob (F-statistic)	0.00	0.00	0.00	0.00								
J-statistic					18.33	27.18	25.46	23.16	20.18	27.07	25.29	21.97
Prob (J-statistic)					0.89	0.88	0.82	0.45	0.97	0.88	0.82	0.73
D-W-H test					2.42	1.53	2.24	2.34	4.55	1.35	2.15	1.10
Prob (D-W-H)					0.49	0.68	0.53	0.51	0.21	0.72	0.54	0.78
N° Instr./N° Obs.					0.19	0.24	0.27	0.17	0.23	0.24	0.22	0.19

Fonte: tabela elaborada pelo autor. Nota: Níveis de Significância Marginal: \*\*\* denota 0,01, \*\* denota 0,05 e \* denota 10%. Os erros padrão estão entre parênteses e o t estatístico entre colchetes. Prob (F-statistic) relata o respectivo p-valor do teste-F. Prob (J-statistic) relata o respectivo p-valor do teste-J. O teste D-W-H é o teste de Durbin-Wu-Hausman (diferença nas estatísticas J) e a hipótese nula é a de que os regressores são exógenos. Prob (D-W-H) relata o respectivo p-valor do teste D-W-H.

## 7 ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Como em Montes et al. (2016), Oliveira e Curi (2016), Montes e Luna (2018), Montes e Ferreira (2018) e Luna e Montes (2020), realizamos uma análise de componentes principais e extraímos a primeira componente principal das quatro séries temporais utilizadas na tabela 2. Esta componente é uma *proxy* para a tendência comum das quatro séries. Assim, obtemos a série do *nível geral de desacordo de expectativas para a taxa de juros (Disag\_selic)*, a qual utilizamos em nossa análise de robustez.

A ideia é verificar se os resultados se mantêm ao utilizarmos como variável dependente a série de tendência comum das quatro variáveis utilizadas anteriormente. A figura 3 apresenta o comportamento da série *Disag\_selic*.



Adicionalmente, de modo a dar robustez aos resultados, acrescentamos o indicador de credibilidade da política monetária (*Cred\_monet*). Oliveira e Curi (2016) utilizam este indicador como um dos determinantes das incertezas em relação a taxa de juros (*Disag\_selic*). Além disso, seguindo Montes e Ferreira (2018), adicionamos a variável de incerteza em relação à taxa de câmbio (*Disag\_exch*). A construção da variável *Disag\_exch* segue a mesma metodologia utilizada para a obtenção da variável *Disag\_selic*.

No que se refere a construção da variável *Cred\_monet*, utilizamos o índice de credibilidade monetária desenvolvido por de Mendonça (2007). Este indicador considera a inflação e os intervalos de tolerância definidos pela autoridade monetária. O índice de credibilidade assume valor 1 quando a inflação anual esperada  $E(\pi)$  iguala à meta para inflação ( $\pi_t$ ). À medida em que a inflação esperada se distancia da meta de inflação anunciada, o índice reduz de forma linear. O índice de credibilidade mostra um valor entre 0 e 1 apenas se as expectativas de inflação se situarem entre os limites máximos e mínimos

do intervalo de tolerância ( $\pi^*$ ) estabelecido para cada ano, e assume o valor 0 quando a inflação esperada exceder um desses limites. Assim:

$$Cred\_monet = \begin{cases} 1 & \text{se } E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & \text{se } \pi_{t\ Min}^* < E(\pi) < \pi_{t\ Máx}^* \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq \pi_{t\ Máx}^* \text{ ou } E(\pi) \leq \pi_{t\ Min}^* \end{cases} \quad (7)$$

Tabela 3 – Correlações

	<i>Disag_selic</i>
<i>Selic</i>	0.69
<i>Vol_selic</i>	0.39
<i>Gap</i>	-0.13
<i>Subprime</i>	-0.01
<i>Fiscalcom</i>	-0.35
<i>Cred_monet</i>	-0.34
<i>Disag_exch</i>	0.41

Fonte: tabela elaborada pelo autor

Seguindo Montes, et al (2016) e Oliveira e Curi (2016), adotamos a estratégia de estimar as regressões com um número crescente de variáveis explicativas, ou seja, primeiro estimamos a equação (8), depois a equação (9) e finalmente a (10). Seguimos esse procedimento para verificar a robustez de nossos resultados, ou seja, se o sinal, a magnitude e a significância estatística do coeficiente atribuído a uma determinada variável explicativa não muda muito à medida que passamos de (8) para as equações (9) e (10). Assim, as especificações das equações (8), (9) e (10) são:

$$Disag\_selic_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 Fiscalcom_{t-3} + \sigma_t \quad (8)$$

$$Disag\_selic_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 Fiscalcom_{t-3} + \beta_3 Cred\_monet_{t-2} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$Disag\_selic_t = \Omega_0 + \Omega_1 X_t + \Omega_2 Fiscalcom_{t-3} + \Omega_3 Cred\_monet_{t-2} + \Omega_4 Disag\_exch_{t-1} + \mu_t \quad (10)$$

Em que  $X$  é o vetor de variáveis de controle ( $D\_selic_{t-3}, Vol\_selic_{t-3}, Gap_{t-3}, Subprime_t$ ) e,  $\sigma_t, \varepsilon_t, \mu_t$  são os erros aleatórios.

A tabela 4 apresenta as estimativas para a tendência comum (*Disag\_selic*) pelos métodos de mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM) e pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2). Os resultados obtidos apontam coeficientes positivos e estatisticamente significantes para o efeito da taxa de juros e da sua volatilidade sobre as incertezas em relação à taxa de juros. Portanto, um aumento na taxa de juros e na sua volatilidade provoca maior incerteza quanto ao comportamento futuro da taxa de juros brasileira. Por sua vez, os

resultados obtidos, de maneira geral, apontam coeficientes negativos e estatisticamente significantes para a variável *Gap*, indicando que um aumento na atividade econômica reduz as incertezas em relação à taxa de juros. No tocante aos coeficientes estimados para a variável dummy *Subprime*, de maneira geral, podemos observar que são negativos e estatisticamente significativos, apontando que a crise reduziu as incertezas em relação ao comportamento futuro da taxa de juros brasileira.

No que se refere a comunicação fiscal, os resultados obtidos pelos três métodos apontam coeficientes negativos e estatisticamente significantes. Assim, os achados da tabela 4 sugerem que o aumento da comunicação fiscal, exerce papel fundamental na redução das incertezas em relação ao futuro da taxa de juros no Brasil. Portanto, os resultados apresentados pela tabela 4 confirmam os resultados apresentados anteriormente pela tabela 2.

Em relação as variáveis *Cred\_monet* e *Disag\_exch*, os resultados seguem a literatura (e.g., Oliveira e Curi, 2016; Montes e Ferreira, 2018). Ou seja, de maneira geral, a credibilidade monetária reduz as incertezas em relação a taxa de juros, e as incertezas em relação à taxa de câmbio aumentam as incertezas em relação ao comportamento futuro da taxa de juros brasileira.

Tabela 4 – Estimativas por OLS, GMM e GMM-2 (Variável dependente: Disag\_selic)

Método	OLS			GMM			GMM-2		
	Equação(8)	Equação(9)	Equação(10)	Equação(8)	Equação(9)	Equação(10)	Equação(8)	Equação(9)	Equação(10)
<b>Constat</b>	<b>0.274485</b> (0.374156) [0.733611]	<b>0.537310</b> (0.491410) [1.093403]	<b>0.365579</b> (0.463487) [0.788757]	<b>0.936406***</b> (0.231691) [4.041618]	<b>1.431459***</b> (0.265621) [5.389108]	<b>0.908688***</b> (0.194650) [4.668323]	<b>0.824319**</b> (0.356586) [2.311696]	<b>1.407614***</b> (0.459017) [3.066586]	<b>1.231909***</b> (0.312713) [3.939424]
<b>d_selic (-3)</b>	<b>1.362377**</b> (0.531144) [2.564986]	<b>1.197648**</b> (0.518284) [2.310793]	<b>1.176063**</b> (0.465230) [2.527917]	<b>1.320658***</b> (0.147242) [8.969297]	<b>0.954079***</b> (0.174593) [5.464575]	<b>0.669431***</b> (0.144552) [4.631077]	<b>1.193965***</b> (0.301046) [3.966054]	<b>0.833603**</b> (0.342669) [2.432678]	<b>0.735761***</b> (0.198454) [3.707466]
<b>Vol_selic(-3)</b>	<b>0.712606**</b> (0.292612) [2.435331]	<b>0.703430**</b> (0.290340) [2.422777]	<b>0.639136**</b> (0.261785) [2.441458]	<b>0.605925***</b> (0.073568) [8.236308]	<b>0.538006***</b> (0.111326) [4.832707]	<b>0.438373***</b> (0.116064) [3.777006]	<b>0.579916***</b> (0.143082) [4.053041]	<b>0.453601**</b> (0.214414) [2.115535]	<b>0.390769**</b> (0.153329) [2.548561]
<b>Gap(-3)</b>	<b>-2.53E-07**</b> (1.27E-07) [-1.983545]	<b>-2.53E-07**</b> (1.28E-07) [-1.976668]	<b>-3.15E-08</b> (2.25E-07) [-0.139988]	<b>-4.34E-07***</b> (1.02E-07) [-4.248737]	<b>-3.87E-07***</b> (1.18E-07) [-3.262445]	<b>-1.84E-07*</b> (1.04E-07) [-1.772569]	<b>-3.91E-07***</b> (1.49E-07) [-2.628452]	<b>-3.80E-07*</b> (2.08E-07) [-1.829582]	<b>-1.25E-07</b> (2.13E-07) [-0.584947]
<b>Subprime</b>	<b>-0.705617*</b> (0.416825) [-1.692837]	<b>-0.575586</b> (0.390418) [-1.474281]	<b>-0.162711</b> (0.427013) [-0.381046]	<b>-3.434593**</b> (1.428934) [-2.403606]	<b>-2.632661**</b> (1.140004) [-2.309344]	<b>-0.141520</b> (0.267081) [-0.529877]	<b>-3.102054**</b> (1.536336) [-2.019124]	<b>-2.328487*</b> (1.385164) [-1.681018]	<b>-2.040538**</b> (0.871155) [-2.342336]
<b>Fiscalcom(-3)</b>	<b>-2.385078**</b> (0.991050) [-2.406617]	<b>-2.143889**</b> (0.896694) [-2.390883]	<b>-1.946763**</b> (0.812391) [-2.396336]	<b>-4.187535***</b> (0.683654) [-6.125228]	<b>-3.764224***</b> (0.709810) [-5.303146]	<b>-3.417459***</b> (0.447671) [-7.633860]	<b>-3.916910***</b> (1.000167) [-3.916256]	<b>-3.964500***</b> (1.181052) [-3.356753]	<b>-3.677334***</b> (0.660945) [-5.563755]
<b>Cred_monet(-2)</b>		<b>-0.657813</b> (0.481535) [-1.366076]	<b>-0.329292</b> (0.547192) [-0.601785]		<b>-1.134010***</b> (0.324469) [-3.494969]	<b>-0.531171*</b> (0.274079) [-1.938023]		<b>-0.984892**</b> (0.445937) [-2.208590]	<b>-0.769288*</b> (0.464861) [-1.654877]
<b>Disag_exch(-1)</b>			<b>0.170954</b> (0.139445) [1.225963]			<b>0.104666*</b> (0.061592) [1.699338]			<b>0.215873*</b> (0.117387) [1.838984]
Adj. R2	0.43	0.44	0.46	0.30	0.34	0.36	0.33	0.35	0.34
F-statistic	27.38	23.93	22.02						
Prob (F-statistic)	0.00	0.00	0.00						
J-statistic				23.39	21.57	25.96	24.41	22.15	22.95
Prob (J-statistic)				0.80	0.84	0.97	0.93	0.92	0.98
D-W-H test				1.88	2.83	1.88	1.53	2.80	3.60
Prob (D-W-H)				0.60	0.59	0.87	0.68	0.60	0.61
N° Instr./N° Obs.				0.21	0.21	0.28	0.24	0.23	0.28

Fonte: tabela elaborada pelo autor. Nota: Níveis de Significância Marginal: \*\*\* denota 0,01, \*\* denota 0,05 e \* denota 10%. Os erros padrão estão entre parênteses e o t estatístico entre colchetes. Prob (F-statistic) relata o respectivo p-valor do teste-F. Prob (J-statistic) relata o respectivo p-valor do teste-J. O teste D-W-H é o teste de Durbin-Wu-Hausman (diferença nas estatísticas J) e a hipótese nula é a de que os regressores são exógenos. Prob (D-W-H) relata o respectivo p-valor do teste D-W-H.

**8 CONCLUSÕES**

Este artigo buscou contribuir com a literatura sobre comunicação fiscal ao analisar empiricamente uma relação ainda não explorada, cujas evidências trazem importantes implicações práticas em termos de orientações de política fiscal para uma economia em desenvolvimento e com metas de inflação. De modo a alcançar o objetivo do estudo, a análise compreendeu o período de fevereiro de 2003 a junho de 2017, e se baseou em estimativas feitas por mínimos quadrados ordinários (OLS), pelo método generalizado de momentos (GMM) e pelo método generalizado de momentos em dois estágios (GMM-2). Os resultados encontrados indicam que o aumento da comunicação fiscal provoca uma redução nas incertezas em relação ao futuro da taxa de juros brasileira. Além disso, os resultados apontam para a seguinte recomendação de política: o aumento dos comunicados fiscais deve ser buscada pelo governo, uma vez que traz benefícios para o processo de formação de expectativas relacionadas ao comportamento futuro da taxa de juros no Brasil.

**REFERÊNCIAS**

- Allard, J., Catenaro, M., Vidal, J.P., Wolswijk, G. (2013). Central bank communication on fiscal policy. *European Journal of Political Economy*, 30(C), 1-14.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Cragg, J.G. (1983). More efficient estimation in the presence of heteroscedasticity of unknown form. *Econometrica*, 51 (3), 751-763.
- de Mendonça, H.F. (2007). Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. *Applied Economics*, 39, 2599-2615.
- de Mendonça, H.F., Nicolay, R.T.F. (2017). Is communication clarity from fiscal authority useful? Evidence from an emerging economy. *Journal of Policy Modeling*, 39(1), 35-51.
- Dovern, J., Fritsche, U., Slacalek, J. (2012). Disagreement among forecasters in G7 Countries. *The Review of Economics and Statistics*, 94(4), 1081-1096.
- Durbin, J. (1954). Errors in variables. *Int. Stat. Inst.*, 22, 23-32.
- Ehling, P., Gallmeyer, M., Heyerdahl-Larsen, C., Illeditsch, P. (2018). Disagreement about inflation and the yield curve. *Journal of Financial Economics*, 128 (3), 459-484.
- Ehrmann, M., Eijffinger, S., Fratzscher, M. (2012). The role of central bank transparency for guiding private sector forecasts. *The Scandinavian Journal of Economics*, 114(3), 1018-1052.
- Engle, R. F. (1982). Autorregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Hall, A. R. (2015). Econometricians have their moments: GMM at 32. *Economic Record*, 91 (S1), 1-24.

- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50, 1029–1054.
- Hausman, J.A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46, 1251–1271.
- Hendry, D.F. (2001). Achievements and challenges in econometric methodology. *Journal of Econometrics*, 100 (1), 7-10.
- Jansen, D. (2011a). Does the clarity of central bank communication affect volatility in financial markets? Evidence from Humphrey-Hawkins testimonies. *Contemporary Economic Policy*, 29, 494-509.
- Jansen, D. (2011b). Mumbling with great incoherence: Was it really so difficult to understand Allan Greenspan? *Economic Letters*, 113, 70-72.
- Johnston, J. (1984). *Econometric Methods*. 3rd ed., Singapore: McGraw-Hill Book Co.
- Lucas, R.E. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, 4(2), 103-124.
- Luna, P.H.L. (2020). O impacto do gasto discricionário do governo sobre o desacordo de expectativas para a taxa de câmbio: evidências empíricas para uma economia em desenvolvimento. *Brazilian Journal of Development*, 6 (4), 22531-22548.
- Luna, P. H. L., Montes, G. C. (2020). Effects of Fiscal Credibility and Disagreements about Fiscal Variables Expectations on Disagreement about Exchange Rate Expectations. *The empirical economics letters*, 19 (3), 227-236.
- Mankiw, N. G., Reis, R., Wolfers, J. (2003). Disagreement about inflation expectations. *NBER macroeconomics annual*, 18, 209-248.
- Missale, A., Giavazzi, F., Benigno, P. (2002). How is debt managed? Learning from fiscal stabilization. *Scandinavian Journal of Economics*, 104(3), 443–469.
- Montes, G. C., Ferreira, C. F. (2018). Does monetary policy credibility mitigate the effects of uncertainty about exchange rate on uncertainties about both inflation and interest rate? *International Economics and Economic Policy*. <https://doi.org/10.1007/s10368-018-0419-5>
- Montes, G. C., Luna, P. H. (2018). Discretionary fiscal policy and disagreement in expectations about fiscal variables: empirical evidence from Brazil. *Economic Modelling*, 73, 100-116.
- Montes, G. C., Nicolay, R. T. F., Acar, T. (2019). Do fiscal communication and clarity of fiscal announcements affect public debt uncertainty? Evidence from Brazil. *Journal of Economics and Business*, 103, 38-60.
- Montes, G. C., Oliveira, L. V., Curi, A., Nicolay, R. T. F. (2016). Effects of transparency, monetary policy signalling and clarity of central bank communication on disagreement about inflation expectations. *Applied Economics*, 48 (7), 590-607.
- Montes, G.C., Nicolay, R.T.F. (2017). Does clarity of central bank communication affect credibility? Evidences considering governor specific effects. *Applied Economics*, 49(32), 3163-3180.
- Muth, J.F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price. *Econometrica*, 29 (3), 315-335.
- Newey, W. K., West, K. (1987). A Simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55 (3), 703–708.
- Oliveira, L. V., Curi, A. (2016). Disagreement in expectations and the credibility of monetary authorities in the Brazilian inflation-targeting regime. *Economia*, 17 (1), 56-76.



Patton, A.J., Timmermann, A. (2010). Why do forecasters disagree? Lessons from the term structure of cross-sectional dispersion. *Journal of Monetary Economics*, 57(7), 803-820.

Rosa, C., G. Verga. (2007). On the consistency and effectiveness of central bank communication: Evidence from the ECB. *European Journal of Political Economy*, 23, 146–175.

Walters, A. A. (1971). Consistent Expectations, Distributed Lags and the Quantity Theory, *The Economic Journal*, vol. 81(322), 273-281.

Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of econometrics*, 126 (1), 25-51.

Wooldridge, J. M. (2001). Applications of generalized method of moments estimation. *The Journal of Economic Perspectives*, 15 (4), 87-100.

Wu, D.M. (1973). Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbances. *Econometrica*, 41 (4), 733–750.

## Apêndice

Variáveis	Descrição das variáveis
<i>Selic</i>	Série de taxa de juros - número 4189. Fonte: Banco Central do Brasil ( <a href="https://www.bcb.gov.br">https://www.bcb.gov.br</a> ).
<i>Vol_selic</i>	Série que mede a volatilidade da taxa de juros. A série <i>vol_selic</i> foi construída utilizando a série <i>selic</i> em um modelo GARCH (1, 1), uma variação do modelo ARCH. O modelo ARCH é um modelo de volatilidade proposto por Engle (1982). Os modelos desta classe servem de grande ferramenta para captar as oscilações da volatilidade em séries temporais. Bollerslev (1986) desenvolveu uma generalização do modelo ARCH, denominada GARCH, na qual a variância condicional não é função apenas das inovações quadráticas passadas, mas também dos seus próprios valores passados.
<i>Gap</i>	O hiato do PIB foi obtido pela diferença entre a série do PIB real dessazonalizado e a sua tendência de longo prazo (construída por meio da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott à série do PIB real dessazonalizado). Para o PIB foi utilizada a série número 4382 obtida no BCB.
<i>Subprime</i>	De modo a controlar os efeitos da crise financeira subprime nas estimativas, a dummy <i>SUBPRIME</i> assume valor igual à 1 entre novembro de 2008 e setembro de 2009, e zero caso contrário.

Tabela A.1 – Descrição das variáveis

Fonte: tabela elaborada pelo autor

Tabela A.2 – Testes de raiz unitária (ADF, PP e KPSS)

Variáveis	Teste	ADF				PP				KPSS			
		eq.	Lag	t-stat	prob.	eq.	Band	t-stat	prob.	eq.	Band	t-stat	5%
<i>Selic</i>	Nível	I	1	-2.537	0.109	I	9	-1.700	0.430	I	11	0.991	0.463
	1ª diferença	I	3	-5.547	0.000	I	3	-4.492	0.000	I	9	0.046	0.463
<i>Vol_selic</i>	Nível	I	6	-2.842	0.054	I	7	-4.232	0.001	I	8	0.554	0.463
	1ª diferença									I	16	0.043	0.463
<i>Gap</i>	Nível	I	1	-4.516	0.000	I	5	-3.097	0.028	I	10	0.035	0.463
	1ª diferença												
<i>Fiscalcom</i>	Nível	I	0	-5.682	0.000	I/T	0	-7.062	0.000	I	9	1.075	0.463
	1ª diferença									I	49	0.160	0.463
<i>Disag_selic_12</i>	Nível	I	0	-3.493	0.009	I	8	-3.426	0.011	I	10	0.557	0.463
	1ª diferença									I	6	0.029	0.463
<i>Disag_selic_24</i>	Nível	I	0	-2.973	0.039	I	4	-3.302	0.016	I	10	0.546	0.463
	1ª diferença									I	1	0.031	0.463
<i>Disag_selic_36</i>	Nível	I	1	-3.692	0.005	I	1	-3.277	0.017	I	10	0.679	0.463
	1ª diferença												
<i>Disag_selic_48</i>	Nível	I	1	-3.839	0.003	I	3	-3.402	0.012	I	10	0.459	0.463
	1ª diferença												
<i>Disag_selic</i>	Nível	I	2	-2.994	0.037	I	6	-2.954	0.041	I	10	0.604	0.463
	1ª diferença									I	5	0.029	0.463
<i>Disag_exch</i>	Nível	I	7	-4.318	0.001	N	8	-1.891	0.056	I	10	0.315	0.463
	1ª diferença												

Fonte: tabela elaborada pelo autor. Nota: ADF - A escolha final das defasagens foi feita com base no critério de Schwarz. Testes PP e KPSS – A defasagem é escolhida pelo truncamento de defasagem por Bartlett kernel. “I” denota intercepto; “I/T” denota intercepto e tendência, e; “N” denota nada.

**Tabela A.3 - Teste LM para detectar correlação serial e Teste ARCH para detectar heteroscedasticidade**

	<i>Disag_selic_12</i>	<i>Disag_selic_24</i>	<i>Disag_selic_36</i>	<i>Disag_selic_48</i>	<i>Disag_selic - Eq(8)</i>	<i>Disag_selic - Eq(9)</i>	<i>Disag_selic - Eq(10)</i>
<i>LM-test</i>	92.00	73.69	86.22	86.86	82.69	86.33	89.77
<i>Prob (LM-test)</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<i>ARCH-test</i>	51.76	15.24	29.73	40.57	42.43	41.95	45.52
<i>Prob (ARCH-teste)</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Fonte: tabela elaborada pelo autor