

XII PRÊMIO

SOF



Menção Honrosa

Comunicação fiscal e os seus efeitos sobre a política monetária: uma análise a partir do processo de linguagem natural

Diego Pitta de Jesus
Cássio da Nóbrega Besarria
Welligton Charles Lacerda Nobrega

XII PRÊMIO SECRETARIA DE ORÇAMENTO FEDERAL

TEMA: Avaliação de políticas públicas e orçamento: desafios à integração e estratégias de implementação

TÍTULO DA MONOGRAFIA: Comunicação fiscal e os seus efeitos sobre a política monetária: Uma análise a partir de processamento de linguagem natural

**COMUNICAÇÃO FISCAL E OS SEUS EFEITOS SOBRE A POLÍTICA
MONETÁRIA: UMA ANÁLISE A PARTIR DE PROCESSAMENTO DE
LINGUAGEM NATURAL**

**CABEDELO - PB
2023**

RESUMO

A proposta do presente artigo é investigar como o tom das comunicações da autoridade fiscal podem influenciar as decisões de política monetária. Para isso, desenvolveu-se um índice de sentimento da política fiscal a partir de técnicas de *machine learning*, tendo como fonte de informação os relatórios mensais da dívida pública emitidos pelo Tesouro Nacional. O índice de sentimento foi utilizado como variável explicativa em duas abordagens para atingir o objetivo central do artigo. Na primeira, estimou-se uma versão tradicional da função de reação do banco central através de técnicas clássicas de econometria. Na segunda, ampliou-se a análise em direção a um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (em inglês, DSGE), no intuito de estimar funções de reação do banco central e, com isto, produzir inferências sobre o efeito do sentimento da política fiscal no comportamento da política monetária. Os principais resultados sugerem que o sentimento da política fiscal tem influenciado no processo decisório da política monetária no Brasil, indicando um possível cenário de dominância fiscal. Nesse sentido, o presente artigo contribui com uma abordagem inédita em um importante tema em finanças públicas ao reforçar o papel fundamental da comunicação e da coordenação entre as autoridades monetária e fiscal.

Palavra-chave: Aprendizado de Máquina. Análise textual. Processamento de Linguagem Natural. Dominância Fiscal.

SUMÁRIO

| | |
|---|----|
| 1. INTRODUÇÃO | 6 |
| 2. MARCO DE DESPESA DE MÉDIO PRAZO (MTEF) | 8 |
| 2.1. OBJETIVOS DO MTEF | 8 |
| 2.2. FATOS ESTILIZADOS E ESTUDOS SOBRE O MTEF NO MUNDO | 11 |
| 2.3. CARACTERÍSTICAS ESSENCIAIS DE UM MTEF | 13 |
| 3. OS ESTÁGIOS DO MTEF | 14 |
| 3.1. PRIMEIRO ESTÁGIO: MARCO FISCAL DE MÉDIO PRAZO (MTFF) | 14 |
| 3.2. SEGUNDO ESTÁGIO: MACRO ORÇAMENTÁRIO DE MÉDIO PRAZO (MTBF) | 17 |
| 3.3. TERCEIRO ESTÁGIO: MARCO DE DESEMPENHO DE MÉDIO PRAZO (MTPF) | 21 |
| 4. INSERÇÃO DO MTEF NO PROCESSO ORÇAMENTÁRIO BRASILEIRO | 21 |
| 4.1. IMPLEMENTAÇÃO DO MTFF | 24 |
| 4.1.1. ESTRUTURA GERAL DO MTFF | 25 |
| 4.1.2. CRIAÇÃO DE ÓRGÃO AUTÔNOMO PARA ELABORAÇÃO DO MTFF | 27 |
| 4.1.3. ILUSTRAÇÃO DE MODELAGEM E PROJEÇÃO DE AGREGADOS MACROFISCAIS | 29 |
| 4.2. IMPLEMENTAÇÃO DO MTBF | 31 |
| 4.3. IMPLEMENTAÇÃO DE UM MTPF | 32 |
| 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS | 33 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 35 |

1. INTRODUÇÃO

A análise dos instrumentos de política monetária e fiscal como meios de estímulo ou estabilização econômica é tema de discussão entre acadêmicos, profissionais de mercado e formuladores de política econômica. Essa discussão ganhou notoriedade com o trabalho seminal de Sargent e Wallace (1981), onde foi evidenciado a relevância da coordenação entre as políticas monetária e fiscal para a conquista de uma economia estável. O argumento é que, dada a relação entre os seus instrumentos, a ausência de coordenação pode levar a perda de eficiência da política monetária ou até mesmo resultados contraditórios.

A dominância monetária é caracterizada por um cenário em que a autoridade monetária determina a quantidade de receita que irá suprir as necessidades de autoridade fiscal, resultando em emissão de títulos e moeda estáveis. Sendo assim, obtêm-se maior controle da inflação pelo fato da dívida pública ser financiada primordialmente pelo superávit primário e não através da emissão de moeda ou títulos públicos. Por outro lado, no regime de dominância fiscal, a autoridade fiscal gera um superávit primário independente da necessidade de estabilização da relação dívida/PIB, a autoridade monetária perde o controle do nível de preços por ser impelido a gerar as receitas de senhoriagem necessárias à solvência do governo (Nobrega, Maia e Besarria, 2020).

A preocupação com o desempenho das contas públicas tem sido tema de debate no Brasil, levantando questionamentos acerca da postura adotada pelo governo em relação ao andamento da política fiscal e sustentabilidade das contas públicas. Mais recentemente, em meio a um dos mais longos ciclos de aperto monetário da história do regime de metas no país, observou-se diversos furos ao teto de gastos - tais como as Emendas Constitucionais nº 113/2021, nº 109/2021 e nº 1/2022 - ampliando o volume de gastos públicos e suscitando um esgotamento do chamado "Novo Regime Fiscal", estabelecido em 2016. Nesse sentido, o debate sobre a importância da coordenação de política monetária e fiscal está em evidência, como pode ser visto na 251ª Ata da Reunião do Comitê de Política Monetária (Copom) que menciona:

"O Comitê reiterou os diferentes canais pelos quais a política fiscal pode afetar a inflação não só por meio dos efeitos diretos na demanda agregada, como também via preços de ativos, grau de incerteza na economia, expectativas de inflação e taxa de juros neutra. O Comitê avaliou que mudanças em políticas parafiscais ou a reversão de reformas estruturais que levem a uma alocação menos eficiente de recursos podem reduzir a potência da política monetária." (...) Ata da 251ª reunião, parágrafo 12, dezembro de 2022.

Nos últimos anos, esse tema ganhou notoriedade e uma grande quantidade de estudos buscaram investigar o regime de dominância existente e forma pela qual ocorre a interação entre ambas, com destaque para os trabalhos de: Issler e Lima (2000), Schymura (2015), Tanner e Ramos (2003), Fialho e Portugal (2005), Ázara (2006), Aguiar (2007), Gadelha e Divino (2008), Junior (2010), Ornellas (2011), Araujo e Besarria (2014), Ferreira et al. (2015) e Nobrega, Maia e Besarria (2020), dentre outros. Algo que ainda não foi testado empiricamente e que vem sendo apontado como um dos instrumentos que podem ser adotados para melhorar a coordenação entre as políticas fiscal e monetária é a comunicação. Nas palavras do presidente do Banco Central do Brasil (BCB), Roberto Campos Neto:

"Se a gente comunicar bem, a gente pode fazer menos e ter mais potência, porque a comunicação tem esse canal de eficiência. Cada vez mais vemos que no fiscal isso também é verdade, se você comunicar bem o que está fazendo de tal forma que os agentes entendam como vai se dar o processo de convergência da dívida, você pode gastar mais com menos custo." (CAMPOS NETO, 2022).

A proposta do presente artigo é investigar como o tom das comunicações da autoridade fiscal podem influenciar as decisões de política monetária. Para alcançar este objetivo, são utilizadas duas estratégias principais: A primeira, estima funções de reação do banco central utilizando equações simples, com a inclusão do tom (sentimento) da política fiscal, como um dos argumentos da equação em um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e um modelo de Método Generalizado de Momento (GMM); A segunda, segue uma abordagem mais recente de se utilizar modelos Dinâmicos Estocásticos de Equilíbrio Geral (DSGE) para se estimar funções de reação e com isto produzir inferências sobre o comportamento da política monetária.

A variável que mede o sentimento da política fiscal foi criada a partir do uso de *Machine Learning*, pela técnica de Processamento de Linguagem Natural no intuito de analisar os sentimentos contidos nos relatórios fiscais produzidos pelo Tesouro Nacional. Para a realização do processo de *text mining*, primeiramente usamos um método tradicional de léxico, neste caso, o dicionário de Loughran e McDonald (2011). Além disso, também empregamos o método de dicionário variante no tempo de Lima, Godeiro e Mohsin (2019), que utiliza técnicas de *Machine Learning* para a construção do dicionário. Após a construção dessas novas variáveis, elas foram inseridas na função de reação do Banco Central.

Após o artigo seminal de Taylor (1993)¹, diversos autores buscaram estimar, para diferentes economias, funções de reação com o objetivo de capturar e entender o comportamento dos bancos centrais. A maior parte destes autores procedeu com a estimação de equações simples (*single equation estimation*), embora mais recentemente alguns autores partiram para a estimação de funções de reação no contexto de modelos DSGE. Este é o caso de Smets e Wouters (2007), Lubik e Schorfheide (2007), e Finocchiaro e Heideken (2013), dentre outros².

Além disto, a literatura caminhou no sentido de introduzir elementos que pudessem refletir mais fielmente a maneira como os bancos centrais reagem a alterações no cenário econômico. Uma delas tem sido permitir a suavização da taxa de juros, com a introdução do nível passado da taxa de juros na função de reação, outra tem sido considerar expectativas de inflação, ao invés da inflação passada como na regra original. Esta última alteração foi implementada com o objetivo de refletir o comportamento *forward-looking* dos bancos centrais quando da tomada de decisões e, em particular, o reconhecimento de que a política monetária afeta a economia com uma certa defasagem.

¹ Taylor (1993) trouxe ao debate a questão fundamental entre regras de política e o discricionarismo na consecução da política monetária, atentando para os possíveis ganhos de credibilidade obtidos junto aos agentes econômicos em virtude do fato de o governo seguir regras claras no combate à inflação. A regra de Taylor, conforme inicialmente proposta, descreve a reação do Banco Central em relação à inflação através de seus desvios em relação à meta preestabelecida e dos ciclos de negócios. Posteriormente, Clarida, Gali e Gertler (1998) propõem uma versão prospectiva da regra original, na qual a reação ocorria em virtude das expectativas inflacionárias.

² Em relação aos estudos aplicados à economia brasileira ver os trabalhos de Minella et al. (2003), Holland et al. (2005), Aragón e Medeiros (2013), Lopes et al. (2012), dentre outros.

Alguns outros autores propuseram introduzir variáveis adicionais na função de reação. Uma destas variáveis tem sido a inserção de variáveis fiscais na função de reação do Banco Central. Autores como Canzoneri, Cumby e Diba (2001) e Kumhof, Nunes e Yakadina (2010) adicionaram variáveis fiscais, como a dívida pública e o superávit primário, além das medidas tradicionais. A inclusão de variáveis fiscais na função de reação do BCB torna possível a verificação de como a condução da política monetária é afetada pelo desempenho da política fiscal.

Entretanto, até o momento, nenhum trabalho testou a inclusão de variáveis relacionadas ao sentimento da autoridade fiscal na função de reação do Banco Central. A inclusão do sentimento em relação à política fiscal é capaz de ilustrar como a política monetária se comporta ao saber das perspectivas da autoridade fiscal sobre o andamento das contas públicas do país. Nesse sentido, caso o coeficiente da variável de sentimento seja significativo na função de reação do BCB, então, pode-se sugerir que a percepção da autoridade monetária acerca do cenário fiscal captada pelo tom das publicações da autoridade fiscal é uma variável relevante na tomada de decisão sobre a taxa de juros e, possivelmente, que a política fiscal domine as ações da política monetária.

Assim, a principal contribuição do artigo é incluir um índice de polaridade que mensure o sentimento do gestor de política monetária sobre a conjuntura fiscal em uma função de reação do Banco Central, assim, fornecendo uma abordagem alternativa para testar a hipótese de dominância fiscal. A própria criação da variável de sentimento de polaridade da política fiscal também pode ser considerada como uma contribuição, pois até o momento nenhum trabalho para o Brasil elaborou tal variável a partir de *text mining* das publicações do Tesouro Nacional. Portanto, o presente artigo contribui com uma abordagem inédita em um importante tema em finanças públicas ao reforçar o papel fundamental da comunicação e da coordenação entre as autoridades monetária e fiscal.

De forma geral, os resultados mostram que a inclusão do índice de sentimento fiscal proveniente de dicionário fixo não apresentou relevância na função de reação do BCB nos modelos MQO e GMM. Entretanto, o índice criado a partir de um dicionário variante no tempo apresenta um impacto na função de reação da autoridade monetária. Além disso, no modelo DSGE a inclusão do sentimento da política fiscal aumenta de forma significativa a densidade marginal quando comparada com um modelo básico sem o índice. Portanto, os resultados sugerem que existem indícios da ocorrência de uma dominância da política fiscal nas ações de condução da política monetária.

Além desta Introdução, o artigo apresenta quatro (4) outras seções. Na seção 2 é apresentada uma descrição da metodologia utilizada, apresentando a função de reação do Banco Central e o modelo DSGE. A seção 3 discute os principais resultados obtidos. Por fim, a seção 4 relata as principais conclusões e limitações do artigo.

2. METODOLOGIA

2.1. FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL

Taylor (1993) argumentou que o comportamento do Banco Central americano poderia ser descrito por uma regra simples, que associava mudanças na taxa de juros a desvios da inflação e do produto de seu potencial. No presente artigo, em particular, a regra de política monetária é do tipo *forward-looking* e será modificada com a inclusão do sentimento da política fiscal e pode ser descrita como:

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + (1 - \rho_r) \left[r_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1} + r_y \hat{y}_t + r_s \Delta \hat{s}_t \right] + e_t \quad (1)$$

Ou em sua forma estimada:

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + \Gamma_\pi \hat{\pi}_{t+1} + \Gamma_y \hat{y}_t + \Gamma_s \Delta \hat{s}_t + e_t \quad (2)$$

em que as variáveis com circunflexo estão na forma log-desvio do filtro de Hodrick-Prescott (HP); r_t é a taxa de juros nominal; π_{t+1} é a taxa de inflação; y_t é o produto real da economia; Δs_t é a variação do sentimento da política fiscal; e_t é choque que captura os componentes não sistemáticos na regra de política monetária; e $\Gamma_\pi = (1 - \rho_r)r_\pi$, $\Gamma_y = (1 - \rho_r)r_y$, $\Gamma_s = (1 - \rho_r)r_s$

A regra de política monetária apresentada acima foi estimada por MQO e GMM. De acordo com Silva e Besarria (2018) em relação ao método MQO, destaca-se que esse pode gerar estimativas viesadas e inconsistentes na presença de endogeneidade. Neste caso, o GMM passa a ser usado como método alternativo. Destaca-se que a adequação da inferência estatística, gerada a partir desse método, está ligada à exogeneidade e relevância dos instrumentos adotados. Em outras palavras, os instrumentos devem ser ortogonais aos resíduos e fortemente correlacionados com as variáveis endógenas incluídas. Além disso, a eficiência dos estimadores está diretamente ligada a análise de identificação da seleção das variáveis instrumentais. Para selecionar o conjunto de instrumentos foi utilizado os critérios de seleção descritos em Andrews (1999), já a hipótese de sobre-identificação foi tratada a partir do teste J.

Além disso, para a estimação por meio do método GMM usamos como instrumento as variáveis rendimento real, Selic, investimento consumo das famílias, expectativa de inflação. Também foram utilizadas as defasagens das séries de sentimento fiscal e PIB como variáveis instrumentais. Para estimar a regra de política monetária para o Brasil foram utilizadas dados trimestrais no período do primeiro trimestre de 2003 ao segundo trimestre de 2021. Todas as séries foram ajustadas sazonalmente antes da estimativa. É importante ressaltar algumas observações acerca do tratamento dos dados. A série de PIB foi tratada na forma de desvio da tendência estimada pelo filtro HP. Quanto à série de inflação, essa foi analisada na forma de desvio de meta de inflação. A série de meta de inflação foi interpolada linearmente e acumulada trimestralmente.

2.2. PROCEDIMENTO DE ESTIMAÇÃO TEXTUAL

Nesta seção será apresentada a metodologia de construção dos índices de sentimentos (S). O processo foi realizado de forma similar ao trabalho de Jesus e Besarria (2022), entretanto, os autores construíram índices de sentimento utilizando as comunicações do BCB. Nesta pesquisa o índice de sentimento da política fiscal foi obtido a partir dos textos dos Relatórios Mensais da Dívida Pública Federal³. A divulgação dos relatórios foi iniciada em novembro do ano 2000, na língua portuguesa, e em março de 2003 na língua inglesa. No presente trabalho, optou-se por utilizar a versão do relatório divulgada na língua inglesa, devido, principalmente, ao fato de o mais notório e aceito dicionário utilizado em análise de sentimento ser elaborado nesta língua, proposto por Loughran e McDonald (2011).

³ O relatório apresenta informações sobre emissões, resgates, estoque, perfil de vencimentos e custo médio, dentre outras, para a Dívida Pública Federal, nela incluídas as dívidas internas e externa de responsabilidade do Tesouro Nacional.

Após realizada a coleta dos relatórios da dívida no *website* do Tesouro Nacional por *web scraping*, algumas etapas de tratamento do conjunto de documentos foram realizadas com o intuito de extrair o máximo de informações possíveis do *corpus* linguístico, minimizando, assim, a perda de informações decorrentes da manipulação da amostra. Antes de executar a análise lexicográfica nos documentos, realizamos uma série de transformações no texto original. O texto é primeiro dividido em uma sequência de *substrings* (*tokens*) cujos caracteres são todos transformados em letras minúsculas. Além disso, removemos as *stop words* pelo fato de não agregarem informações relevantes à análise.

Cada S_t visa capturar algumas das informações da narrativa no relatório no momento t , para cada documento em nossa amostra. Essa medida transforma milhares de palavras em um único número. Para obter cada série de sentimento da política fiscal S_t usamos duas abordagens: uma que mensura os sentimentos a partir de dicionários com léxicos fixos e outra que usa modelos de *machine learning* para construir um dicionário variante no tempo.

De acordo com Shapiro, Sudhof e Wilson (2020) existem duas metodologias gerais para quantificar o sentimento no texto. A primeira é conhecida como metodologia lexical. Esta abordagem se baseia em listas predefinidas de palavras, chamadas de léxicos ou dicionários, com cada palavra atribuída uma pontuação para a emoção de interesse. Geralmente, essas pontuações são simplesmente 1, 0 e -1 para positivo, neutro e negativo, mas alguns léxicos têm mais de três categorias. As aplicações típicas desta abordagem medem o conteúdo emocional de um determinado *corpus* de texto com base na prevalência de palavras negativas vs. positivas no *corpus*. Esses métodos de correspondência de palavras são chamados de métodos de *bag-of-words* (BOW) devido as características contextuais de cada palavra, como sua ordem no texto, classe gramatical, coocorrência com outras palavras e outras características contextuais específicas ao texto em que a palavra aparece, são ignorados.

Dentre esse tipo de método destaca-se o dicionário criado por Loughran e McDonald (2011) (de agora em diante, LM). Os autores construíram listas de palavras negativas e positivas que são selecionadas para serem apropriadas ao texto financeiro. Eles mostram que seus dicionários são superiores para classificar textos econômicos e financeiros a outros dicionários, por exemplo, o de Apel e Grimaldi (2012) e o *Harvard Psychosociological Dictionary*, que tende a categorizar incorretamente palavras neutras em um contexto financeiro/econômico (por exemplo, impostos, custos, capital, despesa, responsabilidade, risco, excesso e depreciação). Existem 2.355 palavras negativas e 354 palavras positivas nos dicionários LM. Portanto, para a construção dos índices de sentimentos via abordagem de dicionários fixos usamos o dicionário de LM.

Shapiro, Sudhof e Wilson (2020) afirmam que a segunda abordagem, mais incipiente, emprega técnicas de aprendizado de máquina (ML) para construir modelos complexos para prever probabilisticamente o sentimento de um determinado conjunto de texto. Uma das aplicações dos modelos ML é na construção de dicionários variantes no tempo. Lima, Godeiro e Mohsin (2019) usaram essa abordagem para criar um método de dicionário variante.

De acordo com Lima, Godeiro e Mohsin (2019) a suposição de um dicionário invariável no tempo não parece ser realista em documentos que introduzem novas palavras ao longo do tempo ou se o vocabulário usado em períodos de recessão difere do usado em períodos de expansões econômicas. Os autores ressaltam que mesmo se o vocabulário fosse constante ao longo do tempo, o

poder preditivo de algumas palavras pode variar, ou seja, a relevância das palavras se alteram ao longo do tempo, mas a literatura existente não explica esse efeito e, portanto, os preditores resultantes não refletem as informações textuais mais preditivas encontradas nos documentos em um determinado momento. No atual momento de pandemia do Covid-19 o uso de um dicionário variante no tempo é fundamental em que novos termos começam a se tornar relevantes nas comunicações das autoridades monetárias e fiscais. Portanto, para a construção dos índices de sentimentos via dicionários variantes no tempo usamos a abordagem desenvolvida por Lima, Godeiro e Mohsin (2019).

Assim, utilizando a metodologia proposta pelos autores para construir o dicionário variante no tempo, primeiramente criamos um vetor de séries temporais, X_t , em que cada elemento do vetor mostra observações em série temporal da frequência em que cada palavra (ou combinação de palavras) aparece no relatório mensal da dívida até o tempo t . Portanto, esta etapa transforma as palavras em valores numéricos sem usar um dicionário pré-especificado (fixo). Essa representação numérica é de alta dimensão e esparsa; portanto, a redução da dimensionalidade deve ser empregada. Na segunda etapa, usamos o *supervised machine learning* para selecionar as séries temporais mais preditivas (palavras) $X_t \subset X_t$. O modelo de elastic net foi escolhido para realizar essa etapa:

$$y_{t+h} = W_t' \beta_h + X_t' \phi_h + \epsilon_{t+h} \quad (3)$$

Em que $h \geq 0$ é o horizonte de previsão, $\hat{\beta}_h$ e $\hat{\phi}_h$ são estimadas minimizando a seguinte função objetivo:

$$\sum_t \left(y_{t+h} - W_t' \beta_h - X_t' \phi_h \right) + \lambda_1 \|\phi_h\|_{l_1} + \lambda_2 \|\phi_h\|_{l_2} \quad (4)$$

Em que W_t é um vetor $k \times 1$ de preditores pré-determinados, como defasagens de y_t bem como preditores tradicionais de dados estruturados e $\|\cdot\|_{l_1}$ e $\|\cdot\|_{l_2}$ são a norma l_1 e l_2 , respectivamente. Então, a partir da seleção das palavras com maior poder preditivo, temos para cada período t um conjunto de palavras que servem como dicionário para a obtenção da série de sentimentos S . No presente artigo, a nossa variável de resposta para a construção do dicionário variante será a DBGG como proporção do PIB.

Por fim, ambas abordagens de dicionário, calculam o índice de sentimento pela diferença entre palavras positivas e negativas, dividida pela soma de palavras positivas e negativas, como foi proposto por Hubert e Labondance (2018):

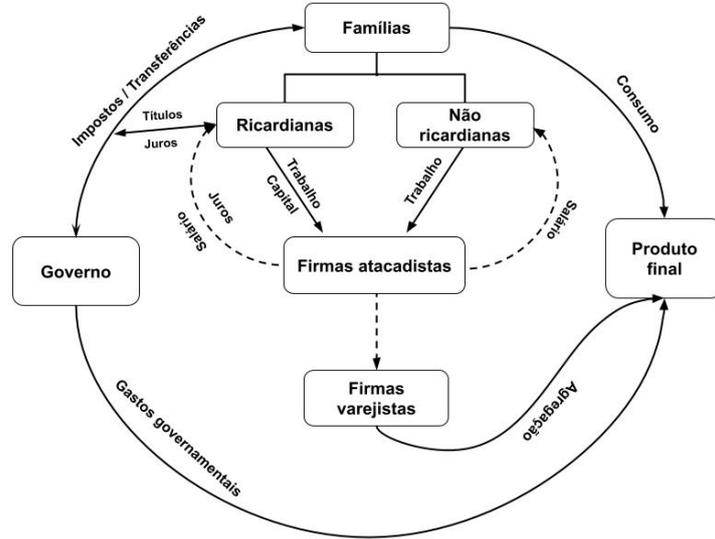
$$S_t = \frac{\text{Palavras Positivas}_t - \text{Palavras Negativas}_t}{\text{Palavras Positivas}_t + \text{Palavras Negativas}_t} \quad (5)$$

Assim, obtemos a medida de sentimentos, S , que varia entre -1 e 1.

2.3. MODELO DSGE

Para a presente seção utilizamos o modelo base do trabalho de Jesus, Besarria e Maia (2020). A alteração que o presente artigo traz nesse modelo é a criação de outra versão para a regra de taxa de juros. Então, serão estimados dois modelos DSGE. O primeiro é o modelo base com a regra de juros tradicional como no trabalho de Jesus, Besarria e Maia (2020) (modelo básico). O

segundo com uma regra de taxa de juros modificada com a criação de uma variável de sentimento fiscal dentro do modelo e inserida na regra de Taylor. A Figura abaixo apresenta o fluxograma simplificado do modelo, descrevendo o fluxo monetário e de bens e serviços da economia.



Fonte: Elaboração própria.

2.3.1. POLÍTICA FISCAL

O papel da autoridade fiscal na economia é arrecadar tributos e emitir títulos para financiar o seu investimento público e o seu gasto. A arrecadação tributária do governo (T_t) é composta dos impostos que incidem sobre o consumo das famílias (τ^c), sobre a renda do trabalho (τ^l) e sobre os rendimentos do capital (τ^k). Assim como em Cavalcanti et al. (2018), a restrição orçamentária do governo é definida da seguinte forma:

$$d_t = R_{t-1}d_{t-1} - SP_t \quad (6)$$

Em que, SP_t representa o superávit primário real do governo; d_t é o valor real da dívida pública ($d_t = \frac{D}{P_t} = R_t b_t$). A variável b_t é a quantidade total de títulos públicos $b_t = b_t^l + b_t^k$.

O superávit primário é dado pela diferença entre a arrecadação total e a despesa total do governo durante o mesmo período:

$$SP_t = T_t - I_t^g - G_t \quad (7)$$

Em que:

$$G_t = C_{G,t} + TR_t + \tau^q q_t \Delta H_t'' \quad (8)$$

$$T_t = \tau^l (w_{p,t}^l L_{p,t}^l + w_{g,t}^l L_{g,t}^l + w_{p,t}^k L_{p,t}^k + w_{g,t}^k L_{g,t}^k) + \tau^k R_t^k K_t^k + \tau^c (C_t^l + C_t^k) \quad (9)$$

Sendo $\tau^l(w'_{p,t}L'_{p,t} + w'_{g,t}L'_{g,t} + w''_{p,t}L''_{p,t} + w''_{g,t}L''_{g,t})$ a receita do governo proveniente da renda das famílias; $\tau^k R^k_t K^k_t$ é a receita do governo advinda da tributação da remuneração do capital físico em posse das famílias; $\tau^c(C^c_t + C^c_t)$ é a receita do governo obtida a partir do consumo total das famílias, conseqüentemente, o consumo governamental também é tributado. O investimento público (I_g) é considerado como um choque exógeno.

A variável que busca representar o sentimento da política fiscal será definida no modelo a partir da situação da conjuntura fiscal⁴. Neste caso, um aumento/redução na dívida do governo provoca uma polaridade negativa/positiva na variável que mede o sentimento da autoridade fiscal. Logo, a variável que irá mensurar a negatividade líquida da autoridade é dada por:

$$S_t = d_t - d_{t-1} + e_{SF,t} \quad (10)$$

Caso a diferença da dívida pública for positiva/negativa teremos uma negatividade líquida maior/menor, resultando em um sentimento da política fiscal mais pessimista/otimista; $e_{SF,t}$ representa um choque proveniente de mudanças abruptas no cenário fiscal.

2.3.2. POLÍTICA MONETÁRIA

A autoridade monetária adota uma meta para a inflação e determina a taxa de juros por meio de uma regra proposta por Taylor (1993). Como indicado, será considerado duas versões da regra de taxa de juros. Uma versão básica, onde o banco central olha apenas para o nível passado da taxa de juros, e para os desvios da evolução futura e do PIB, a qual chamaremos de “regra básica”, enquanto na segunda versão, incluiremos os desvios das expectativas de inflação no horizonte $t+p$ de seu nível de estado estacionário. Chamaremos esta versão da regra de instrumento de versão ampliada. A versão básica pode ser representada pela seguinte expressão:

$$\hat{R}_t = \phi_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \phi_R) \left[\phi_\pi (E_t(\pi_{t+p}) - \bar{\pi}_t) + \phi_Y E_t(\hat{Y}_{t+z}) \right] + e_{R,t} \quad (11)$$

Esta regra especifica que a taxa de juros nominal corrente depende de um componente inercial ou defasado (\hat{R}_{t-1}); desvio da inflação esperada da meta definida pela autoridade monetária; hiato do produto, representado pelo desvio do produto em relação ao seu valor de estado estacionário; e, por fim, de um choque *i.i.d.* de política monetária, $e_{R,t}$. Os subscritos p e z são números inteiros que assumem qualquer valor. A versão expandida pode ser representada por:

$$\hat{R}_t = \phi_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \phi_R) \left[\phi_\pi (E_t(\pi_{t+p}) - \bar{\pi}_t) + \phi_Y E_t(\hat{Y}_{t+z}) + \phi_S E_t(S_{t+z}) \right] + e_{R,t} \quad (12)$$

Em que S_t é a variável que mede o sentimento fiscal.

⁴ Vale ressaltar que escolhemos a dívida pública pois esta é a variável fiscal que já leva em consideração o desempenho das demais.

2.4. ESTIMAÇÃO BAYESIANA

Nesta seção, discutimos nossa metodologia para estimar e avaliar os modelos. A solução do modelo DSGE foi obtida a partir de uma aproximação de Taylor de primeira ordem das condições de equilíbrio em torno do valor de regime permanente não estocástico. Dada a solução do modelo como estado do espaço e vetor de variáveis observáveis, os modelos foram estimados por meio de técnicas bayesianas. Em particular, um algoritmo *Metropolis-Hastings*, que é um método *Monte Carlo Markov Chain* (MCMC), foi empregado para obter a distribuição de probabilidade posterior dos parâmetros. Duas sequências independentes foram geradas, cada uma consistindo em 400.000 retiradas, usando o algoritmo *Metropolis-Hastings*. A aceitação média ao longo das duas cadeias foi em torno de 40%, e a convergência foi avaliada com os métodos propostos por Brooks e Gelman (1998). As primeiras 180.000 retiradas foram descartadas para garantir a independência das condições iniciais. As estatísticas de interesse foram então calculadas com base na distribuição conjunta da probabilidade ergódica posterior dos parâmetros estruturais.

Para a estimação, três variáveis foram utilizadas para cada trimestre: PIB real, taxa de juros nominal e consumo das famílias. Essas variáveis foram escolhidas por serem as variáveis endógenas mais relevantes. As variáveis foram utilizadas em logaritmo natural e ajustadas sazonalmente. O componente cíclico das variáveis foi obtido do filtro Hodrick-Prescott e tem período trimestral iniciando no primeiro trimestre de 2003 e finalizando no segundo trimestre de 2021. O modelo foi estimado usando *Dynare* dentro do software *Matlab*.

2.5. CALIBRAÇÃO E DISTRIBUIÇÕES A PRIORI

Alguns parâmetros foram mantidos fixos durante o processo de estimativa, enquanto outros foram estimados. Para os parâmetros que foram mantidos fixos, optamos por usar valores da literatura relacionada Christiano e Eichenbaum (1992), Lim e McNelis (2008), Silva, Paes e Ospina (2014), Cavalcanti et al. (2018), Wesselbaum (2017). Tabela 5 em Apêndice (A) apresenta uma breve descrição desses parâmetros.

Para os parâmetros estimados, optou-se por utilizar uma distribuição a priori semelhante às utilizadas na literatura relacionada. Para os parâmetros que indicam o grau de substituição entre o consumo privado e o consumo de bens e serviços públicos, μ_p e μ_i usamos uma distribuição beta anterior com uma média de 0,50, que consiste no valor encontrado para o Brasil por Ferreira e Nascimento (2005), Santana, Cavalcanti e Paes (2012) e Bezerra et al. (2014)⁵ com um desvio padrão de 0,02 para ambos. Para os parâmetros da regra de Taylor, usamos uma distribuição a priori e valores para os hiperparâmetros que comumente aparecem na literatura (Smets e Wouters, 2003). O parâmetro que rege a resposta do banco central às mudanças nos preços, ϕ_π , foi definido em 1,5, satisfazendo o princípio de Taylor. Para o coeficiente que mede a resposta do banco central ao hiato do produto, ϕ_y , usamos uma distribuição normal a priori com uma média de 0,125 (Carvalho, Silva e Silva, 2013).

⁵ Este valor encontrado para o Brasil pode ser considerado conservador. Bailey (1971) e Aschauer (1985) encontraram valores entre 0,23 e 0,42 para os Estados Unidos.

Para o parâmetro que indica a participação do capital físico na função de produção, semelhante a Cavalcanti et al. (2018), adotamos uma distribuição normal a priori com média de 0,30 e desvio padrão de 0,05. Por fim, para todos os parâmetros autorregressivos, empregamos uma distribuição beta a priori com média de 0,95 e desvio padrão de 0,02.

3. RESULTADOS

3.1. SENTIMENTO DA POLÍTICA FISCAL

Como mencionado nas seções anteriores, foram construídos dois índices de sentimento da política fiscal, sendo uma a partir do dicionário de léxico fixo (SFF) de Loughran e McDonald (2011) e outro via dicionário com palavras variantes no tempo (SFV) de Lima, Godeiro e Mohsin (2019).

Os coeficientes de correlação entres os índices de sentimento e as variáveis da política fiscal e política monetária podem ser visualizados na Tabela 1. O índice SFF apresentou correlação positiva com a dívida pública e negativa com o superávit primário e a taxa de juros selic. Esse fato não parece ser intuitivo, pois espera-se que o sentimento da política fiscal reflita o cenário fiscal, ou seja, um contexto fiscal mais positivo (menor dívida e maior superávit) deve gerar uma comunicação com um tom mais otimista por parte da autoridade fiscal. Obviamente, nada impede da autoridade fiscal em um momento de piora das contas públicas ter um tom mais otimista com o propósito de mitigar a reação negativa dos agentes. Contudo, essa ideia é pouco plausível dada a natureza do Relatório Mensal da Dívida que é um documento técnico de natureza mais analítica.

Tabela 1. Coeficientes de correlação

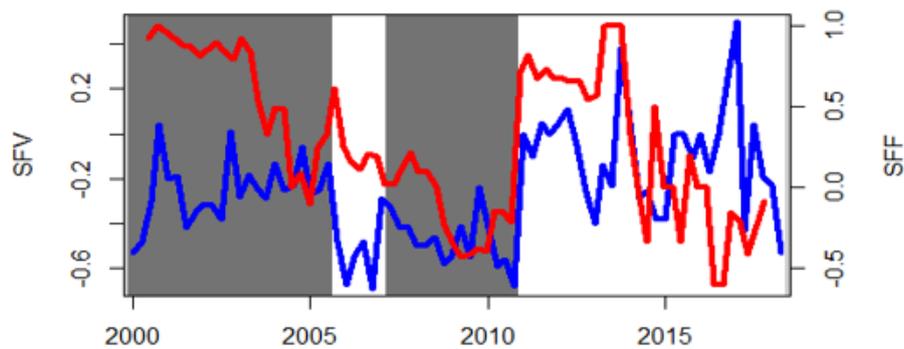
| | DBGG/PIB | SUP/PIB | Selic |
|------------|-----------------|----------------|--------------|
| SFF | 0,19 | -0,46 | -0,18 |
| SFV | -0,17 | 0,27 | 0,62 |

Fonte: Elaboração própria.

Já o SFV obteve correlações mais intuitivas, em que este possui uma correlação negativa com a dívida pública e positiva com o superávit primário. Esse fato ocorreu pois o SFV utiliza um dicionário variante no tempo, que dada a sua natureza, tende a produzir um índice de sentimento mais realista em relação a um dicionário puramente financeiro com rol de palavras fixas e com o mesmo peso das palavras ao longo do tempo. Outro fato que chama a atenção é a forte correlação positiva com a taxa selic com valor de 0,62%. Isso é interessante porque o SFV usa como variável de resposta a dívida pública.

O exercício de correlação pode também ser visualizado por meio das Figura 1 e Figura 2. Nessas figuras a trajetória dos índices de sentimento são plotadas juntamente com o ciclo da dívida pública como proporção do PIB (Figura 1) e com o ciclo do superávit primário como proporção do PIB (Figura 2). Em todas as figuras a área cinza hachurada corresponde ao ciclo de baixa da dívida ou do superávit.

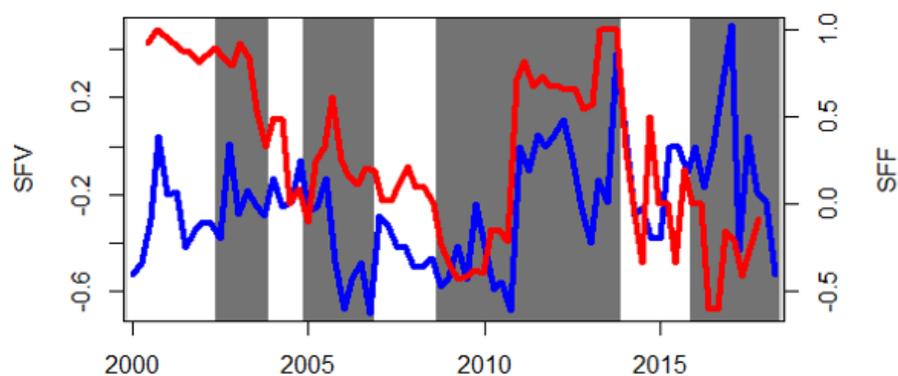
Figura 1. Trajetória trimestral dos índices de sentimento da política fiscal com o ciclo da DBGG como proporção do PIB



Nota: A área cinza hachurada corresponde ao ciclo de baixa da DBGG. A linha azul corresponde ao índice SFF e a linha vermelha ao SFV.

A Figura 1 apresenta a trajetória trimestral dos índice SFF juntamente com a DBGG como proporção do PIB. É possível perceber visualmente que o índice SFF apenas em alguns momentos apresenta movimentos de acordo com a intuição esperada. A intuição é que em momentos de dívida pública maior o sentimento da política fiscal seja mais pessimista e mais otimista quando a dívida pública reduzir. Já o índice SFV apresenta uma trajetória mais intuitiva, principalmente nos últimos anos em que o cenário fiscal do país vem se deteriorando e neste caso o índice atingindo o seu maior nível de pessimismo.

Figura 2. Trajetória trimestral dos índices de sentimento da política fiscal com o ciclo do superávit primário como proporção do PIB



Nota: A área cinza hachurada corresponde ao ciclo de baixa do superávit primário como proporção do PIB. A linha azul corresponde ao índice SFF e a linha vermelha ao SFV.

Para o caso do ciclo do superávit primário apresentado na Figura 2 o mesmo ocorre como nas figuras do ciclo da dívida. Neste caso, o índice SFV visualmente apresenta um ajuste mais intuitivo com o ciclo da variável fiscal do que o índice SFF. Também é possível perceber que graficamente (assim também como em termos de correlação) os índices de sentimento se ajustam mais ao superávit primário do que a dívida pública. Isso pode ser um indicativo de que a autoridade fiscal mostra um maior foco no superávit primário em sua comunicação.

3.2. ESTIMAÇÕES DA FUNÇÃO DE REAÇÃO

A Tabela 2 apresenta as estimações da função de reação do Banco Central por MQO e GMM. As colunas 2, 3 e 4 apresentam as estimativas da função de reação por MQO, enquanto que as colunas 5 e 6 apresentam as estimativas da função de reação obtidas a partir do método GMM, sendo que a primeira inclui os índices de sentimento fiscal na função de reação e a segunda restringe a resposta dos juros as variações nos índices de sentimento.

Assim como no trabalho de Silva e Besarria (2018), de forma geral, os resultados obtidos a partir da estimativa da função de reação, independentemente do método, evidenciam um elevado grau de suavização na dinâmica da taxa de juros, indicando que o Banco Central faz mudanças de forma gradual na taxa de juros. Quanto ao coeficiente relacionado às expectativas de inflação, percebe-se que esse é estatisticamente significativo e maior que a unidade, indicando que o Banco Central satisfaz o princípio de Taylor, aumentando a taxa de juros real em resposta aos desvios da inflação esperada.

Tabela 2. Estimação da função de reação

| | Parâmetros na forma reduzida | | | | | Parâmetros na forma estrutural | | | | |
|--------------------------|------------------------------|----------|----------|------------|----------|--------------------------------|---------|---------|------------|---------|
| | MQO_1 | MQO_2 | MQO_3 | GMM_{IR} | GMM_R | MQO_1 | MQO_2 | MQO_3 | GMM_{IR} | GMM_R |
| Selict-1 | 0,6586 | 0,6966 | 0,6796 | 0,6812 | 0,7828 | 0,6586 | 0,6966 | 0,6796 | 0,6812 | 0,7828 |
| | [0,0532] | [0,0448] | [0,0497] | [0,0848] | [0,0964] | | | | | |
| Hiato da inflação | 0,4057 | 0,4254 | 0,4146 | 0,4290 | 0,5340 | 1,1883 | 1,4021 | 1,2940 | 1,3456 | 2,4585 |
| | [0,0681] | [0,0717] | [0,0699] | [0,1395] | [0,1197] | | | | | |
| Hiato do PIB | 0,0096 | 0,0099 | 0,0099 | 0,0097 | 0,0088 | 0,0281 | 0,0326 | 0,0275 | 0,0304 | 0,0405 |
| | [0,0015] | [0,0018] | [0,0017] | [0,0025] | [0,0071] | | | | | |
| SFF | 0,5939 | 0,6265 | | 0,6002 | | 1,7396 | 2,0649 | | 1,8826 | |
| | [0,7267] | [0,7132] | | [0,8245] | | | | | | |
| SFV | 1,8569 | | 1,9584 | 1,8734 | | 5,4390 | | 6,1124 | 5,8764 | |
| | [0,4872] | | [0,4591] | [0,8122] | | | | | | |

Nota: Os termos entre colchetes representam os desvios padrão dos coeficientes estimados.

Em relação aos índices de sentimento, as estimativas do MQO e GMM indicam que a variável SFF não possui significância estatística. Já a variável SFV apresentou sinal positivo nos modelos, então, quando o tom das comunicações do Tesouro Nacional é otimista o BCB aumenta a taxa de juros e quando o tom é mais pessimista a autoridade monetária reduz a taxa de juros. Vale também ressaltar que o peso atribuído às variações no sentimento da política fiscal foi superior ao peso relacionado às expectativas de inflação.

Esses resultados indicam que o sentimento da política fiscal afeta de forma significativa a condução da política monetária, mais especificamente com o índice SFV. Vale lembrar que esse índice de sentimento usa em sua construção a dívida pública como variável dependente, e o SFF usa um dicionário financeiro fixo. Então, por esses resultados fica evidente que a conjuntura fiscal (representado pelo índice de sentimento) é uma variável relevante na condução da política monetária. Portanto, tais resultados apontam para a ocorrência de uma possível situação de dominância fiscal.

A despeito desses resultados, a estimação de equações simples apresentam alguns problemas. Como destacado por Lubik e Schorfheide (2007), Finocchiaro e Heideken (2013) e Silva e Besarria (2018), estas estimações sofrem com a presença de endogeneidade quando estimadas por MQO e podem apresentar viés quando estimadas por GMM, em função do tamanho da amostra, viés relacionado ao uso de estágios nas estimações por GMM em dois estágios e GMM iterativo, que é proporcional ao número de condições de momentos em modelos de variáveis instrumentais. Além disso, na prática, encontrar bons instrumentos para implementar o método GMM é não trivial. Instrumentos inválidos ou fracos representam um sério desafio para a boa inferência e podem comprometer as estimativas.

3.3. ESTIMAÇÕES DOS MODELOS DSGE

Esta subseção apresenta os resultados da estimação dos modelos DSGE. A Tabela 5 (Apêndice) apresenta os valores médios, os desvios padrão e os valores correspondentes aos limites inferiores (MDP inf) e superiores (MDP Sup) do intervalo de credibilidade de 95% de Máxima Densidade a Posteriori (MDP) dos parâmetros estimados utilizando a técnica de inferência Bayesiana para os dois tipos de modelos estimados.

Assim como encontrado no trabalho de Silva e Besarria (2018), observa-se que os parâmetros estimados sofrem pouca alteração entre os dois modelos com médias posteriores muito próximas entre os dois modelos. Os resultados das estimações revelam que os dados brasileiros são pouco informativos quanto à quantidade de trabalho das famílias pacientes na produção do bem intermediário. Resultado semelhante foi identificado por Finocchiaro e Heideken (2013) nas estimações deste parâmetro para o Reino Unido e Japão, onde o valor da média a posteriori foi exatamente igual ao valor da priori. Para os parâmetros que definem o máximo de empréstimo que famílias impacientes e empreendedores podem tomar, os valores foram mais baixos do que a média a priori. Estas estimativas talvez reflitam o fato de que famílias e empresas no país sejam mais restritas no acesso ao crédito do que no caso dos países desenvolvidos. Os parâmetros dos choques de preferência e tecnologia foram mais altos do que a média a priori, revelando que estes choques são mais persistentes do que a hipótese inicial como definida pelos hiperparâmetros da distribuição a priori. Finocchiaro e Heideken (2013) obtêm resultados semelhantes nas estimações dos processos dos choques para os Estados Unidos, Reino Unido e Japão.

Em relação aos parâmetros da função de reação do banco central, o parâmetro que mede a resposta do banco central a mudanças na expectativa de inflação foi positivo e maior que a unidade, satisfazendo o princípio de Taylor. De mesmo modo, o parâmetro que mede a resposta a desvios do produto foi positivo. Ambos os parâmetros sugerem o comportamento de um banco central operando em um regime de metas de inflação flexível, atribuindo peso tanto à inflação quanto ao lado real da economia. Em relação ao sentimento da política fiscal, a média do parâmetro que reflete a resposta do banco central, S , foi positiva e significativa. Portanto, assim como no caso dos modelo de equação simples, há indicações de que o BCB considerou explicitamente o sentimento da política fiscal, ou seja, a conjuntura fiscal em sua função de reação no período de análise.

De acordo com Silva e Besarria (2018) uma ferramenta conveniente na análise Bayesiana é o uso das estimativas na comparação entre modelos alternativos. Uma destas formas é utilizar a densidade marginal dos dados associada com cada modelo e compará-las entre si e, por conseguinte, escolher o modelo que é melhor suportado pelos dados. Uma das formas de se obter a densidade marginal dos dados, a partir da distribuição conjunta posterior, é utilizar o estimador de Geweke (1999), o estimador de média harmônica modificado. A Tabela 3 apresenta os valores para a densidade marginal dos dados (em log) computada utilizando este estimador.

Tabela 3. Comparação entre os Modelos

| Especificação | Densidade Marginal dos Dados | Log Fator Bayers |
|-----------------------------------|-------------------------------------|-------------------------|
| Sem sentimento da política fiscal | 147.6836 | 0 |
| Com sentimento da política fiscal | 220.4311 | 72.7475 |

Nota: Elaboração própria.

A partir dos critérios de avaliação dos modelos criado por Kass e Raftery (1995) encontramos alguma evidência favorável ao modelo com o sentimento da política fiscal. Portanto, com base nas estimações, pode-se dizer de que há evidência, embora limitada, de que o BCB considerou explicitamente na sua decisão de taxa de juros o comportamento da política fiscal.

Uma análise das funções de resposta (Apêndice B) à impulso indica que a inclusão do sentimento da política fiscal na função de reação alteram a transmissão da política monetária sobre o PIB, o consumo das famílias e a oferta de trabalho, a exceção foi a taxa de juros. Também é possível perceber que o aumento na taxa de juros trouxe efeitos recessivos típicos na economia, mostrando que o choque positivo de juros promoveu uma redução no consumo, oferta de trabalho e demanda agregada, sendo esses efeitos observados, independentemente, de o Banco Central incluir ou não o sentimento da política fiscal na função de reação.

Os resultados obtidos a partir das estimações dos modelos DSGE, embora limitados, vão em linha com o encontrado nas estimações dos modelos MQO e GMM. Ou seja, os resultados indicam que o sentimento da política fiscal é uma variável relevante na tomada de decisão da autoridade monetária sobre a taxa de juros. Então, essa nova abordagem de investigação indica que existe uma grande possibilidade da ocorrência do fenômeno da dominância fiscal no período analisado. Esses resultados convergem aos encontrados nos trabalhos de Ázara (2006), Junior, Garcia-Cintado e Junior (2021), Ornellas e Portugal (2011) e Nobrega, Maia e Besarria (2020).

4. CONCLUSÃO

A conjuntura da situação fiscal recente no Brasil levanta a questão se, e em que medida, o Banco Central do Brasil tem reagido a este cenário durante o período de 2003 a 2021. Este artigo investiga esta problemática através de duas estratégias principais. A primeira consiste na estimação de funções de reação do banco central utilizando equações simples, com a inclusão do sentimento da política fiscal como um dos argumentos da equação. A segunda desenvolve um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE) e usa o modelo para produzir inferências sobre o comportamento da política monetária diante do sentimento da autoridade fiscal.

Os resultados sugerem que o banco central incorporou, nas suas decisões de política monetária, o comportamento do sentimento da autoridade fiscal. Ao reagir com um sinal positivo ao tom da comunicação da autoridade fiscal, o banco central brasileiro pode ter assumido uma postura de aumentar/reduzir a taxa de juros quando o cenário fiscal foi mais otimista/negativo, dando indícios de uma possível dominância fiscal.

Apesar dos resultados serem promissores, futuras versões precisam incorporar algumas questões a fim de tornar os resultados obtidos mais robustos. Uma primeira é construir uma variável de sentimento fiscal por meio de dicionários em português para testar se existe grandes alterações nos resultados. Então, para futuros trabalhos no tema, seria interessante o uso do dicionário de Machado et al. (2019). Outro ponto é que além do dicionário de Lima, Godeiro e Mohsin (2019), existem outros dicionários que usam machine learning, então, é importante também testar essas outras alternativas para fornecer mais robustez aos resultados.

Também é recomendado que as próximas pesquisas além de testar a inclusão do sentimento da autoridade fiscal também verifiquem a incerteza da política fiscal. No presente trabalho discutimos se o sentimento ou tom da política fiscal afeta as decisões de taxa de juros da autoridade monetária, mas talvez, a incerteza da política também possua relevância ou até mais do que o sentimento. Portanto, recomendamos a inclusão de algum índice de incerteza da política fiscal, principalmente o Índice de Incerteza Macroeconômica (IIM) criado por Besarria et al. (2021), que é um índice de incerteza construído a partir de Linguagem Natural de Processamento dos Relatórios Mensais da Dívida Pública Federal.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUIAR, M. T. de. Dominância Fiscal e a Regra de Reação Fiscal: Uma Análise Empírica para o Brasil. 73 p. Dissertação (Mestrado) — Universidade de São Paulo - USP, 2007. Disponível em: <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12140/tde-19102007-124240/pt-br-php>.
- ANDREWS, D. W. Consistent moment selection procedures for generalized method of moments estimation. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 67, n. 3, p. 543–563, 1999.
- APEL, M.; GRIMALDI, M. The information content of central bank minutes. *Riksbank Research Paper Series*, n. 92, 2012.
- ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 251ª Reunião, dez. 2022. ATA DO COPOM.
- ARAGÓN, E. K. d. S. B.; MEDEIROS, G. B. de. Testing asymmetries in central bank preferences in a small open economy: A study for Brazil. *Economía*, Elsevier, v. 14, n. 2, p. 61–76, 2013.
- ARAUJO, J. M.; BESARRIA, C. da N. Relações de dominância entre as políticas fiscal e monetária: uma análise para economia brasileira no período de 2003 a 2009. *Revista de Economia*, v. 40, n. 1, 2014.
- ASCHAUER, D. Fiscal Policy and Aggregate Demand. *American Economic Review*, v. 75, n. 1, p. 117–127, 1985. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable-/1812707>.
- ÁZARA, A. d. Dominância fiscal e suas implicações sobre a política monetária no Brasil: uma análise do período 1999-2005. Tese (Doutorado), 2006.
- ÁZARA, A. de. Dominância Fiscal e Suas Implicações Sobre a Política Monetária no Brasil: Uma Análise do Período 1999-2005. Dissertação (Mestrado) — Fundação Getúlio Vargas - FGV, 2006. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/2022>.
- BAILEY, M. National Income and the Price Level: Aggregate Supply and Aggregate Demand Model. New York: McGraw-Hill, 1971.
- BESARRIA, C. C. da N. et al. Incerteza macroeconômica e seus efeitos fiscais: Uma análise a partir de processamento natural e modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (dsge). *CADERNOS DE FINANÇAS PÚBLICAS*, v. 21, n. 1, 2021.
- BEZERRA, A. et al. Efeitos de Crescimento e Bem-Estar da Recomposição dos Investimentos Públicos no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, IPEA, v. 44, n. 3, p. 579–607, 2014. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/3651>.
- BROOKS, S.; GELMAN, A. General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, v. 7, n. 4, p. 434–455, 1998.
- CAMPOS NETO, R. Coordenação de política monetária e fiscal foi principal ponto na conversa com Haddad. [Entrevista concedida ao Valor Econômico] Estevão Taiar, Larissa Garcia e Alex Ribeiro. *Valor Econômico*, 2022. Disponível em: <https://valor.globo.com/financas/noticia/2022/12/15/campos-ponto-principal-na-conversa-com-haddad-foi-coordenacao-de-politica-monetaria-e-fiscal.html>

CANZONERI, M. B.; CUMBY, R. E.; DIBA, B. T. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? *American Economic Review*, v. 91, n. 5, p. 1221–1238, 2001.

CARVALHO, D.; SILVA, M.; SILVA, I. Efeitos dos choques fiscais sobre o mercado de trabalho brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, v. 67, n. 2, p. 177–200, 2013.

CAVALCANTI, A. et al. The Macroeconomic Effects of Monetary Policy Shocks under Fiscal Rules Constrained by Public Debt Sustainability. *Economic Modelling*, v. 71, n. 1, p. 184–201, 2018. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999317302468>.

CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M. Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations. *American Economic Review*, v. 82, n. 3, p. 430–450, 1992. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2117314>.

CHRISTIANO, L.; FITZGERALD, T. J. Understanding the fiscal theory of the price level. [S.l.]: National bureau of economic research Cambridge, Mass., USA, 2000.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: Some international evidence. *European Economic Review*, Elsevier, v. 42, n. 6, p. 1033–1067, 1998.

COCHRANE, J. H. Stepping on a rake: The fiscal theory of monetary policy. *European Economic Review*, Elsevier, v. 101, p. 354–375, 2018.

FERREIRA, L. A. M. et al. Dominância fiscal ou dominância monetária no brasil: uma análise do regime de metas de inflação. Universidade Federal de Uberlândia, 2015.

FERREIRA, P.; NASCIMENTO, L. Welfare and Growth Effects of Alternative Fiscal Rules for Infrastructure Investment in Brazil. *Ensaios Econômicos*, n. 604, p. 1–65, 2005. Disponível em: <https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/422/1996.pdf>.

FIALHO, M. L.; PORTUGAL, M. S. Monetary and fiscal policy interactions in brazil: an application of the fiscal theory of the price level. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 35, n. 4, p. 657–685, 2005.

FINOCCHIARO, D.; HEIDEKEN, V. V. Do central banks react to house prices? *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 45, n. 8, p. 1659–1693, 2013. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/jmcb.12065>.

GADELHA, S. R. d. B.; DIVINO, J. A. Dominância fiscal ou dominância monetária no brasil? uma análise de causalidade. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 12, p. 659–675, 2008.

GEWEKE, J. Using simulation methods for bayesian econometric models: inference, development, and communication. *Econometric reviews*, Taylor & Francis, v. 18, n. 1, p. 1–73, 1999.

HOLLAND, M. et al. Monetary and exchange rate policy in brazil after inflation targeting. *Encontro Nacional de Economia*, v. 33, 2005.

JESUS, D. P. de; BESARRIA, C. da N.; MAIA, S. F. The macroeconomic effects of monetary policy shocks under fiscal constrained: An analysis using a dsge model. *Journal of Economic Studies*, Emerald Publishing Limited, 2020.

HUBERT, P.; LABONDANCE, F. Central bank sentiment. URL: <https://www.nbp.pl/badania/seminaria/14xi2018.pdf>. Working paper, 2018.

ISSLER, J. V.; LIMA, L. R. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in brazil: time-series evidence from 1947–1992. *Journal of development Economics*, Elsevier, v. 62, n. 1, p. 131–147, 2000.

JESUS, D. P. de; BESARRIA, C. da N. Narrativas do banco central e previsões macroeconômicas: Usando análise textual de machine learning. 50º Encontro Nacional de Economia - ANPEC, Fortaleza - CE, 2022.

JESUS, D. P. de; BESARRIA, C. da N.; MAIA, S. F. The macroeconomic effects of monetary policy shocks under fiscal constrained: An analysis using a dsge model. *Journal of Economic Studies*, Emerald Publishing Limited, 2020.

JUNIOR, C. J. C.; GARCIA-CINTADO, A. C.; JUNIOR, K. M. A modern approach to monetary and fiscal policy. *International Review of Economics Education*, Elsevier, p. 100232, 2021.

JUNIOR, K. M. Há dominância fiscal na economia brasileira? uma análise empírica para o período do governo lula. *Indicadores Econômicos FEE*, v. 38, n. 1, 2010.

KASS, R.; RAFTERY, A. Bayes factors *journal of the american statistical association*. 90, 773-795, 1995.

KUMHOF, M.; NUNES, R.; YAKADINA, I. Simple monetary rules under fiscal dominance. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 42, n. 1, p. 63–92, 2010.

LEEPER, E. M. Equilibria under 'active'and 'passive'monetary and fiscal policies. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 27, n. 1, p. 129–147, 1991.

LEEPER, E. M.; LEITH, C. Understanding inflation as a joint monetary–fiscal phenomenon. In: *Handbook of Macroeconomics*. [S.l.]: Elsevier, 2016. v. 2, p. 2305–2415.

LIM, G.; MCNELIS, P. *Econometric Methods*. [S.l.]: Cambridge: The MIT Press, 2008.

LIMA, L. R.; GODEIRO, L.; MOHSIN, M. Time-varying dictionary and the predictive power of fed minutes. Available at SSRN 3312483, 2019.

LOPES, K. C. et al. Preferências assimétricas variantes no tempo na função perda do banco central do brasil. Universidade Federal da Paraíba, 2012.

LOUGHRAN, T.; MCDONALD, B. When is a liability not a liability? textual analysis, dictionaries, and 10-ks. *The Journal of Finance*, Wiley Online Library, v. 66, n. 1, p. 35–65, 2011.

LUBIK, T. A.; SCHORFHEIDE, F. Do central banks respond to exchange rate movements? a structural investigation. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 54, n. 4, p. 1069–1087, 2007.

- MACHADO, M. A. V. et al. Índice de sentimento textual: uma análise empírica do impacto das notícias sobre risco sistemático. *Revista Contemporânea de Contabilidade*, v. 16, n. 40, p. 24–42, 2019.
- MINELLA, A. et al. Inflation targeting in brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of international Money and Finance*, Elsevier, v. 22, n. 7, p. 1015–1040, 2003.
- NOBREGA, W. C. L.; MAIA, S. F.; BESARRIA, C. da N. Interação entre as políticas fiscal e monetária: uma análise sobre o regime de dominância vigente na economia brasileira. *Análise Econômica*, v. 38, n. 75, 2020.
- ORNELLAS, R.; PORTUGAL, M. S. Fiscal and Monetary Policy Interaction in Brazil. XXXIII Encontro Brasileiro de Econometria, 2011, Foz do Iguaçu. *Anais do XXXIII Encontro Brasileiro de Econometria*. Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria (SBE), 2011.
- ORNELLAS, R. da S. Fiscal and monetary interaction in brazil. In: 33^o Meeting of the Brazilian Econometric Society. [S.l.: s.n.], 2011.
- SANTANA, P.; CAVALCANTI, T.; PAES, N. Impactos de Longo Prazo de Reformas Fiscais Sobre a Economia Brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 66, n. 2, p. 247–269, 2012. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbe/v66n2/a06v66n2.pdf>.
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N. et al. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal reserve bank of minneapolis quarterly review*, Minneapolis, v. 5, n. 3, p. 1–17, 1981.
- SCHYMURA, L. G. A sombra da dominância fiscal e a reação do sistema político. *Revista Conjuntura Econômica*, v. 69, n. 11, p. 8–10, 2015.
- SHAPIRO, A. H.; SUDHOF, M.; WILSON, D. J. Measuring news sentiment. *Journal of Econometrics*, Elsevier, 2020.
- SILVA, M. E. A. d.; BESARRIA, C. d. N. Política monetária e preços dos imóveis no brasil: Uma análise a partir de um modelo dsge. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 72, n. 1, p. 117–143, 2018.
- SILVA, W.; PAES, N.; OSPINA, R. A Substituição da Contribuição Patronal para o Faturamento: Efeitos Macroeconômicos, sobre a Progressividade e Distribuição de Renda no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 68, n. 4, p. 517–545, 2014. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/14269>.
- SIMS, C. A. A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic theory*, Springer, v. 4, n. 3, p. 381–399, 1994.
- SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, v. 5, n. 1, p. 1123–1175, 2003.
- SMETS, F.; WOUTERS, R. Shocks and Frictions in US Business Cycles: a Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, v. 97, n. 3, p. 586–606, 2007. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.97.3.586>.

TANNER, E.; RAMOS, A. M. Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: Evidence from brazil, 1991–2000. *Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 35, n. 7, p. 859–873, 2003.

TAYLOR, J. Discretion Versus Policy Rules in Practice . *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, p. 195–214, 1993. Disponível em: <http://www.nvieg.net/teaching/taylor2.pdf>.

WESSELBAUM, D. Expectation shocks and fiscal rules. *International Economics and Economic Policy*, v. 14, p. 1–21, 2017. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/s10368-017-0389-z>.

WOODFORD, M. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. *Economic theory*, Springer, v. 4, n. 3, p. 345–380, 1994.

WOODFORD, M. Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. In: ELSEVIER. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. [S.l.], 1995. v. 43, p. 1–46.

Apêndice A – Calibração dos Parâmetros

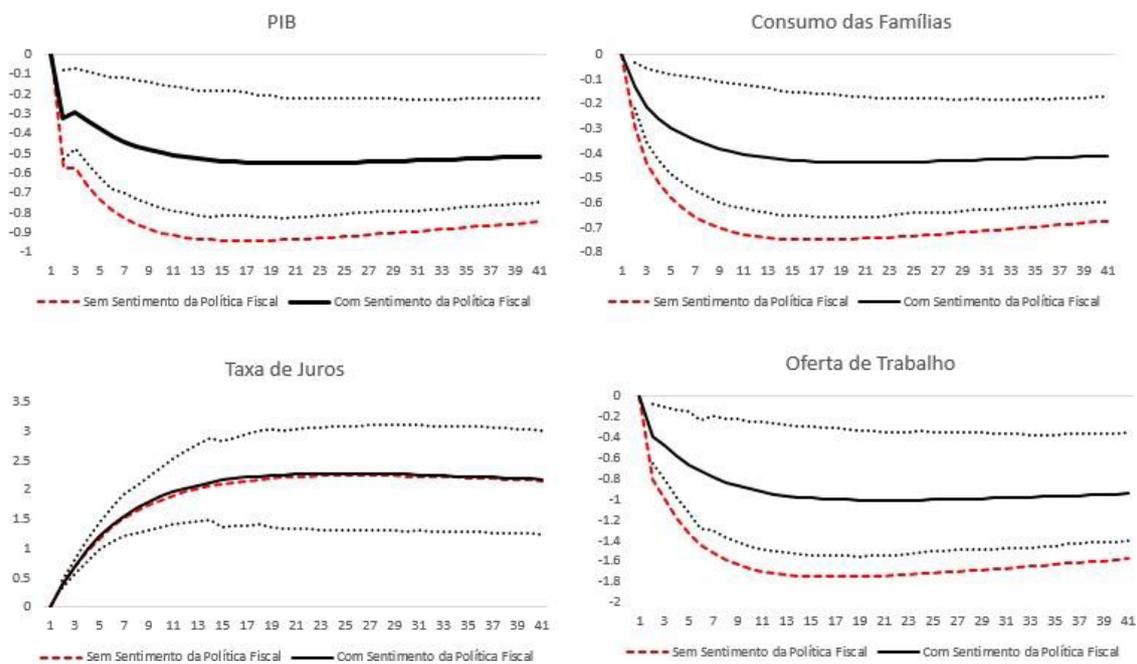
Tabela 4. Calibração dos Parâmetros

| Parâmetros | Descrição | Valor |
|-------------|--|--------|
| ϑ | Fator de rigidez dos preços | 0,85 |
| δ_k | Taxa de depreciação do capital físico | 0,02 |
| γ_k | Ajuste de capital físico | 2,00 |
| γ | Elasticidade de substituição entre bens intermediários | 6,00 |
| m_w | Proporção do salário usada como garantia | 0,90 |
| m_q | Proporção do valor do imóvel usado como garantia | 0,85 |
| τ^c | Taxa de imposto sobre o consumo doméstico | 0,2313 |
| τ^l | Taxa de imposto sobre a renda do trabalho | 0,1713 |
| τ^k | Taxa de imposto sobre a renda de capital | 0,1441 |
| β' | Fator de desconto das famílias dos pacientes | 0,99 |
| β'' | Fator de desconto de famílias impacientes | 0,94 |

Fonte: Elaboração própria.

Appendix B – Funções Impulsos-Resposta.

Figura 3. Funções de Resposta à Impulso a um choque de um desvio padrão na Taxa Nominal de Juros



Nota: As linhas pontilhadas representam um intervalo de credibilidade de 68% para o caso com sentimento da política fiscal.

Appendix C – Estimação Bayesiana

Tabela 5. Resultados da Estimação Bayesiana

| Priori | | | | Modelo sem Sentimento da Política Fiscal | | | Modelo com Sentimento da Política Fiscal | | |
|---------------|----------------|----------------|--------------|--|----------|----------|--|----------|----------|
| Parâmetro | Dist. a Priori | Média a Priori | Desv. Padrão | Média a Posteriori | MDP Inf. | MDP Sup. | Média a Posteriori | MDP Inf. | MDP Sup. |
| ρ_A | Beta | 0,95 | 0,02 | 0,9918 | 0,9874 | 0,9964 | 0,9913 | 0,9866 | 0,9958 |
| ρ_r | Beta | 0,95 | 0,02 | 0,9528 | 0,9229 | 0,9799 | 0,9942 | 0,9907 | 0,9979 |
| ρ_{tr} | Beta | 0,95 | 0,02 | 0,9494 | 0,9212 | 0,9822 | 0,9364 | 0,9027 | 0,9643 |
| ρ_I | Beta | 0,95 | 0,02 | 0,9985 | 0,9978 | 0,9994 | 0,9985 | 0,9977 | 0,9995 |
| ρ_L | Beta | 0,95 | 0,02 | 0,9470 | 0,9147 | 0,9732 | 0,9475 | 0,9139 | 0,9836 |
| ρ_w | Beta | 0,95 | 0,02 | 0,9578 | 0,9362 | 0,9850 | 0,9598 | 0,9432 | 0,9769 |
| σ_A | Gama Reversa | 0,01 | 2 | 0,0118 | 0,0079 | 0,0153 | 0,0233 | 0,0185 | 0,0279 |
| σ_r | Gama Reversa | 0,01 | 2 | 0,0091 | 0,0023 | 0,0169 | 0,0384 | 0,0316 | 0,0449 |
| σ_{tr} | Gama Reversa | 0,01 | 2 | 0,0221 | 0,0173 | 0,0266 | 0,0097 | 0,0022 | 0,0188 |
| σ_I | Gama Reversa | 0,01 | 2 | 0,0089 | 0,0022 | 0,0168 | 0,0120 | 0,0081 | 0,0159 |
| σ_L | Gama Reversa | 0,01 | 2 | 0,0084 | 0,0023 | 0,0157 | 0,0085 | 0,0023 | 0,0157 |
| σ_w | Gama Reversa | 0,01 | 2 | 0,0093 | 0,0023 | 0,0173 | 0,0108 | 0,0022 | 0,0210 |
| σ_{sf} | Gama Reversa | 0,01 | 2 | | | | 0,0089 | 0,0023 | 0,0166 |
| μ_p | Beta | 0,50 | 0,02 | 0,3058 | 0,2768 | 0,3360 | 0,3245 | 0,2946 | 0,3490 |
| μ_i | Beta | 0,50 | 0,02 | 0,3021 | 0,2697 | 0,3401 | 0,3027 | 0,2788 | 0,3266 |
| ϕ_R | Beta | 0,80 | 0,10 | 0,8436 | 0,7591 | 0,9459 | 0,8281 | 0,7183 | 0,9335 |
| ϕ_π | Normal | 1,50 | 0,50 | 1,4539 | 1,0432 | 1,9279 | 0,7083 | 0,1919 | 1,2302 |
| ϕ_Y | Normal | 0,125 | 0,05 | 0,0729 | 0,0293 | 0,1153 | 0,0719 | 0,0160 | 0,1268 |
| ϕ_S | Normal | 0,300 | 0,05 | | | | 0,3118 | 0,2569 | 0,3759 |
| α | Normal | 0,300 | 0,05 | 0,1526 | 0,0947 | 0,2040 | 0,1846 | 0,1299 | 0,2388 |

Nota: Elaboração própria.