



Revista
**Cadernos de
Finanças Públicas**

02 | 2026



TESOURO NACIONAL



Os Gastos Tributários Contribuem para o Aumento da Produtividade Total dos Fatores no Brasil?

Yan Camargos de Rosa¹

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha²

RESUMO

A eficácia dos gastos tributários como política pública é central no Brasil e no mundo, devido à sua expansão e aos elevados custos indiretos ao orçamento público. Apesar da relevância, há necessidade de maior debate no Brasil, onde esses gastos superam, desde 2006, os orçamentos de Saúde e Educação, crescendo mais rapidamente desde 1996, sem evidências claras de retorno. Avaliar os efeitos dinâmicos dos gastos tributários sobre a produtividade total dos fatores no Brasil. Utilizou-se um modelo de Vetores Autoregressivos Bayesianos (BVAR), com variáveis deflacionadas, per capita e em log, adequado para séries macroeconômicas curtas. Mantidas as demais condições, o aumento dos gastos tributários reduz a produtividade total dos fatores em 0,006331. Os achados indicam a necessidade de reavaliações periódicas e robustas dessas políticas, a fim de garantir sua efetividade e promover crescimento econômico sustentável.

Palavras-Chave: Gastos Tributários; Política Fiscal; Produtividade Total dos Fatores (PTF); VAR Bayesiano; Avaliação de Políticas Públicas.

Classificação JEL: H25, O47, E62, C32

1 Graduação em Economia. Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP). E-mail para contato: faculyan@gmail.com

2 Doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília (UCB), Auditor-Federal de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional e Professor do Programa de Doutorado e Mestrado em Economia – Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP). E-mail para contato: sergio.gadelha@idp.edu.br

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	4
2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	5
2.1. Avaliação dos gastos tributários e a necessidade de transparência.....	5
2.2. A trajetória dos gastos tributários no Brasil.....	6
2.3. Subsídios governamentais, produtividade e comportamento rentista.....	7
3. METODOLOGIA	8
3.1. Análise de Estacionariedade.....	8
3.2. Análise Multivariada Bayesiana	13
4. DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS	14
5. ANÁLISE DOS RESULTADOS	16
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICAS.....	23
APÊNDICES.....	26
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	34

1. INTRODUÇÃO

A relação entre política fiscal e desempenho econômico vêm sendo debatida na literatura quando se refere aos instrumentos de intervenção estatal indiretos sobre a produtividade. Dentro deste contexto, os gastos tributários – definidos como renúncias de receita decorrente de tratamentos diferenciados no sistema tributário – assumem um papel relevante, visto que constituem uma forma alternativa de política pública, muitas vezes utilizada com o objetivo final de estimular setores específicos, corrigir falhas de mercado ou promover o desenvolvimento econômico.

Todavia, os efeitos dos gastos tributários sobre a produtividade permanecem pouco consensuais, sobretudo em economias emergentes. No caso brasileiro, destaca-se uma expansão significativa desses instrumentos ao longo das últimas décadas, acompanhada por um cenário de baixo crescimento da produtividade nacional. Essa coexistência acaba por levantar questionamentos acerca da efetividade dessas políticas, bem como sobre possíveis distorções alocativas geradas por incentivos tributários mal direcionados.

A literatura internacional sugere que políticas fiscais baseadas em renúncias tributárias podem gerar tanto efeitos positivos quanto efeitos negativos, ao introduzir ineficiências e favorecer setores que acabam sendo menos produtivos (Heady e Mansour, 2019; Beer *et al.*, 2022). No Brasil, entretanto, a evidência empírica é limitada e, em muitos casos, concentrada em análises setoriais ou estudos de natureza descritiva (Corcelli, 2021; Oliveira *et al.*, 2024; Renzio *et al.*, 2024; Nery, 2025), o que evidencia a necessidade de uma abordagem quantitativa mais abrangente.

Em visto do exposto, um problema importante surge: os GT têm, de fato, contribuído para o aumento da produtividade no Brasil, ou este instrumento estaria distorcendo a eficiência da alocação dos recursos e afetando negativamente a produtividade? Por exemplo, o estudo realizado por Ma *et al.* (2023) mostra que os subsídios governamentais têm um efeito negativo significativo na Produtividade Total dos Fatores das empresas, especialmente naquelas em estágio de crescimento, onde tais incentivos podem levar à acomodação ou a alocação ineficiente dos recursos.

O objetivo geral do presente estudo é analisar o impacto dos gastos tributários sobre a produtividade total dos fatores na economia brasileira no período pós-Plano Real. Em termos de objetivos específicos, estima-se um modelo de Vetores Autorregressivos Bayesiano (BVAR), o qual permite captar as inter-relações dinâmicas entre as variáveis macroeconômicas e avaliar

os efeitos ao longo do tempo, contribuindo para uma análise mais robusta dos mecanismos de transmissão associados a política fiscal indireta. Em outras palavras, essa abordagem permite capturar as interdependências dinâmicas entre as variáveis macroeconômicas, além de lidar com problemas de superparametrização comuns em modelos VAR tradicionais, especialmente em amostras relativamente pequenas.

Desta forma, este estudo pretende analisar se os gastos tributários têm contribuído para o aumento da produtividade no Brasil no período recente. Da mesma forma que identificar os gastos tributários praticados no Brasil entre 1995 e 2024, avaliar empiricamente a relação entre gastos tributários e a PTF, comparar os efeitos dos incentivos fiscais sobre a produtividade ao longo do tempo e discutir as implicações de política pública baseadas nos resultados obtidos.

O Tribunal de Contas da União (TCU), por meio de um relatório analítico sobre os gastos tributários no Brasil publicado em 2025, reforçou a perspectiva de que os gastos tributários federais projetados para o ano de 2025 ultrapassam os R\$ 544,5 bilhões, superando em muito o orçamento de diversas políticas públicas que são consideradas estratégicas. O órgão evidencia a ausência de mecanismos robustos de avaliação e monitoramento, embora a constituição federal e a legislação orçamentária já prevejam a necessidade de análise periódica da efetividade desses benefícios fiscais.

A principal contribuição deste estudo consiste em oferecer evidências empíricas sobre a relação entre os gastos tributários e produtividade total dos fatores no Brasil, ampliando o debate sobre a eficiência desse instrumento de política econômica. Ao fazê-lo, o artigo busca fornecer subsídio para formulação de políticas públicas mais eficazes especialmente no contexto de restrições fiscais e da necessidade de elevação da produtividade como condição para o crescimento econômico sustentável.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 Avaliação dos gastos tributários e a necessidade de transparência

No âmbito do FMI, Beer *et al.* (2022), cita a grande importância das avaliações sistemáticas dos gastos tributários para que haja sempre um aprimoramento na formulação de políticas públicas, trazendo cada vez mais benefícios para a sociedade. Os autores, argumentam que quando os GT se desviam de um sistema tributário de referência, acabam proporcionando suporte financeiro a diversos setores da economia, mas simultaneamente acabam reduzindo as

receitas públicas, representando em média cerca de 4% do Produto Interno Bruto (PIB) dos países que foram analisados nos dados do estudo.

Segundo Beer *et al.* (2022), essas avaliações sistemáticas são fundamentais para poder abrandar a influência das narrativas que são sustentadas por grupos que possuem interesses, ou se beneficiam de algum desses incentivos, tornando as decisões mais alinhadas com o interesse público.

Adicionando a essa perspectiva, Heady e Mansour (2019) propõem um roteiro para países em desenvolvimento sobre como devem ser elaborados os relatórios de gastos tributários e como devem ser utilizados na gestão fiscal. Para os autores, os gastos tributários devem ser considerados com o mesmo nível de importância e relevância das despesas orçamentárias, uma vez que ambos acabam gerando custos para o Estado.

Heady e Mansour (2019) defendem neste estudo que seja uma obrigação legal a produção dos relatórios de GT, que devem ser apresentados ao parlamento para poder auxiliar na tomada de decisão da política fiscal. O método de receita renunciada é a recomendação dos autores para estimar os custos dos gastos tributários, mesmo reconhecendo que a disponibilidade de dados e as especificidades institucionais de cada país possam ser grandes desafios. E assim como Beer *et al.* (2022), enfatizam que a divulgação sistemática desses relatórios é fundamental para a melhoria da governança fiscal e para o aumento da transparência.

2.2 A trajetória dos gastos tributários no Brasil

No contexto brasileiro, Oliveira *et al.* (2024) oferece uma análise abrangente de uma boa parte da trajetória da política dos gastos tributários entre os anos de 1996 e 2023, onde mostra o papel que esta política fiscal teve no crescimento econômico. Pelo estudo apresentado é possível evidenciar que houve um crescimento muito expressivo nos GT, principalmente a partir do ano de 2005, com projeções que indicam gastos superiores a R\$ 400 bilhões em 2022. Ademais, desde 2006 o volume dos gastos tributários superou os orçamentos dos ministérios da Educação e da Saúde combinados.

A análise feita por Oliveira *et al.* (2024), examina o impacto das políticas desses subsídios tributários sobre o PIB e a arrecadação tributária total em uma perspectiva histórica. O estudo também identifica alguns períodos em que os GT têm crescimento moderado, mas que são seguidos por variações aceleradas, que frequentemente são associadas a mudanças nos governos e conseqüentemente nas políticas macroeconômicas do país. Assim, os autores concluem que

existe sim uma necessidade de avaliar os custos dessas políticas, considerando os benefícios diretos a sociedade são limitados e o potencial para acentuar ainda mais as desigualdades econômicas.

Corroborando com essa perspectiva crítica, Corcelli (2021) avalia o impacto dos gastos tributários sobre o crescimento econômico que o Brasil teve entre os anos de 2004 e 2015, utilizando-se de um modelo de painel inspirado em Devarajan *et al.* (1996). Esse estudo mostra que um aumento de 1% na razão entre os GT e o PIB gera uma redução de 0,013% no crescimento anual *per capita*, o que sugere uma relação linear negativa entre as variáveis. Corcelli argumenta ainda que como os gastos tributários demandam poucas contrapartidas de investimento e emprego, isso acaba limitando seu impacto positivo no crescimento econômico de longo prazo.

A análise do autor sobre a expansão dessa política fiscal durante os governos Lula e Dilma, destaca que mesmo com o crescimento significativo nos gastos, não houve uma correlação com o crescimento econômico. Mostrando que este fenômeno é atribuído a falta de exigências em investimento e na geração de empregos ligados aos incentivos concedidos. Por fim, Corcelli (2021) sugere que seja feita uma reavaliação das políticas de gastos tributários, para poder alinhá-las corretamente ao objetivo de crescimento econômico.

Neste mesmo sentido, Nery (2025) observa que o Brasil já possui uma carga tributária quase igual à de países desenvolvidos, e que a tendência para os próximos anos é que ela só aumente e com isso os gastos tributários representam um desafio muito maior. No trabalho, o autor defende a criação de uma Lei Geral dos Gastos Tributários, com cláusulas de vigência, contrapartidas claras e avaliações periódicas, assim como o exemplo do Regime Especial da Indústria Química (Reiq), que vincula incentivos a metas de desempenho.

Renzio *et al.* (2024) também destacam que em 2023 os gastos tributários federais representaram 4,78% do PIB do país, podendo chegar a 7,2% quando incluímos os estados. Apesar da existência do Demonstrativo de Gastos Tributários (DGT) e das iniciativas do Conselho de Monitoramento e Avaliação de Políticas Públicas (CMAP), a efetividade das avaliações dos GT ainda é limitada e assim as recomendações produzidas bem pouco influenciam sobre as políticas adotadas no país.

2.3 Subsídios governamentais, produtividade e comportamento rentista

Ma *et al.* (2023) ampliam o debate sobre os efeitos das políticas fiscais ao investigar a relação que esses subsídios governamentais têm com a produtividade total dos fatores (PTF) das

empresas, considerando as atividades de busca de renda (*rent-seeking*) e o ciclo de vida empresarial. A partir de um painel de dados da indústria de equipamentos chinesa, os autores reportam que os subsídios têm um impacto negativo sobre a PTF, principalmente nas empresas que estão no estágio de vida de crescimento, ao induzirem comportamentos rentistas improdutivos.

O estudo cria hipóteses sobre a correlação entre o custo de *rent-seeking* e os subsídios, sugerindo que este comportamento prejudica a produtividade das empresas. Além disso, analisa como as diferentes fases do ciclo de vida empresarial influenciam essa relação, dando destaque que aquelas que estão em fase de crescimento são muito mais vulneráveis aos efeitos negativos dos subsídios. Os autores então argumentam que esses incentivos podem sufocar a inovação além das atividades produtivas, enfatizando que existe uma grande necessidade de ajustes nas políticas fiscais para que estes promovam a produtividade das empresas.

A revisão da literatura mostra a complexidade dos gastos tributários como instrumentos de política fiscal, trazendo diversas dimensões que precisam ser consideradas quando forem formuladas e avaliadas. Por um lado, Beer *et al.* (2022) e Heady e Mansour (2019) apontam em seus estudos que existe uma grande necessidade de avaliações sistemáticas e transparentes dos GT. Do outro lado, a experiência que experimentamos no Brasil, que foi analisada por Oliveira *et al.* (2024), Corcelli (2021), Nery (2025) e Renzio *et al.* (2024) evidencia vários riscos que estão associados à crescente expansão dos gastos tributários sem contrapartidas claras, para a perda na arrecadação, o aumento nas desigualdades e o estímulo ao crescimento ineficaz.

Complementarmente, Ma *et al.* (2023) sugere que os subsídios e os benefícios fiscais são capazes de gerar efeitos adversos, assim como o comportamento rentista além do desestímulo à produtividade.

3. METODOLOGIA

3.1 Análise de Estacionariedade

Os testes modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron (MZ_{α}^{GLS}), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996), e Ng e Perron (2001), são aplicados com a finalidade de verificar a estacionariedade das séries porque superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988).

As modificações no teste padrão de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said₈

e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente; e, (b) a importância de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

No primeiro caso, (a), Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula $H_0 : \beta_0 = 0$, indicando a presença de raiz unitária, da seguinte regressão estimada por mínimos quadrados ordinários:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (1)$$

contra a hipótese alternativa $H_A : \beta_0 < 0$, de que a série é estacionária. Em (1), \tilde{y}_t é a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ é o operador de primeiras diferenças e e_{tk} é o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Com relação ao segundo aspecto, (b), Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores para a defasagem k , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a sérias distorções. Isso motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) para a seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na equação (1). O MAIC é projetado para selecionar um comprimento de defasagem relativamente longo na presença de uma raiz média-móvel próxima da unidade, a fim de evitar distorções, e um comprimento de defasagem menor na ausência de tal raiz, de modo que o poder do teste não fica comprometido. O teste ADF^{GLS} usa a estatística t OLS correspondente a β_0 na equação (1).

Ng e Perron (2001) propõem que as mesmas modificações sejam aplicadas também ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste $\left(\overline{MZ}_\alpha^{GLS}\right)$. Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP. Os valores críticos das estatísticas ADF^{GLS} e $\left(\overline{MZ}_\alpha^{GLS}\right)$ estão reportados em Ng e Perron (2001), Tabela 1.

Os pesquisadores precisam estar cientes do impacto de quebras estruturais porque elas têm por característica uma mudança permanente no comportamento da série temporal e podem corresponder a uma mudança na inclinação da tendência, no intercepto da tendência ou em ambos. Tendo em vista que os tradicionais testes de raiz unitária possuem baixo poder, na presença de quebras estruturais, esses testes se tornam viesados no sentido da não-rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária mesmo na ausência de raiz unitária. Assim, diante da suspeita de quebra estrutural recomendam-se algumas alterações nos testes de raiz unitária de forma a evitar esse viés.

Perron e Vogelsang (1998) formularam um modelo aditivo (*Outlier* Aditivo - OA) com quebras no intercepto e na tendência. A escolha do momento do choque foi feita pela minimização da estatística t de Student do componente autorregressivo, procedimento similar em estudos anteriores. Esse modelo seria capaz de capturar mudanças bruscas.

Por sua vez, o modelo inovacional (*Outlier* Inovacional – OI) também foi utilizado e, novamente, assume-se o pressuposto de que os choques ocorrem em torno da hipótese alternativa. Esse modelo seria capaz de capturar mudanças graduais.

Os modelos são estimados assumindo que as séries macroeconômicas possuem apenas uma quebra estrutural. A data da quebra pode ser denotada como T_b^c , onde $T_b^c < T$, sendo T o tamanho da amostra.

O modelo aditivo presume que a quebra estrutural ocorre instantaneamente e, portanto, não é afetado pela dinâmica da série. As equações desse modelo são dadas por:

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t^c + \xi_t^1 \quad (2)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t^c + \gamma DT_t^c + \xi_t^2 \quad (3)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^c + \xi_t^3 \quad (4)$$

Em que $DU_t^c = 1$ para $t > T_b^c$, $DT_t^c = t - T_b^c$ para $t > T_b^c$. Os parâmetros θ e γ medem a magnitude da possível quebra estrutural.

O procedimento do teste de raiz unitária do modelo aditivo consiste em dois passos. O primeiro passo envolve a retirada da tendência das séries, por meio da estimação das equações (2), (3) e (4) por mínimos quadrados ordinários. No segundo passo, a hipótese de raiz unitária é testada usando a estatística t de Student e $\alpha = 1$ nas seguintes regressões:

$$\xi_t^j = \sum_{i=1}^k \omega_i D(T_b)_{t-i} + \alpha \xi_{t-1}^j + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \xi_{t-i}^j + u_t \quad (5)$$

$$\xi_t^j = \alpha \xi_{t-1}^j + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \xi_{t-i}^j + u_t \quad (6)$$

Para $t = k + 1, \dots, T$; onde ξ_t^j são resíduos das regressões (2), (3) e (4), e $D(T_b) = 1$ para $t = T_b + 1$. De acordo com Volgesang e Perron (1998), a inclusão de $k + 1$ variáveis dummy $D(T_b)_{t-i}$, $i = 0, \dots, k$ na equação (5) é necessária para garantir que a distribuição da estatística t de α seja invariante a estrutura de correlação dos erros. A estatística t de Student para testar $\alpha = 1$ é denotada por $t_\alpha(j, OA, T_b, k)$.

O modelo inovacional é melhor aplicado em casos nos quais é mais razoável ver uma quebra ocorrendo ao longo do tempo. O teste de raiz unitária para esse tipo de modelo segue o procedimento de Dickey e Fuller (1979):

$$y_t = \mu + \beta t + dD(T_b) + \theta DU_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (7)$$

$$y_t = \mu + \beta t + dD(T_b) + \theta DU_t + \gamma DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (8)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (9)$$

A escolha do número ótimo de defasagens k é feita por meio da análise de significância do último coeficiente do parâmetro de defasagem. O procedimento de escolha de T_b se baseia na minimização de $t_\alpha(j, m, T_b, k)$, em que $m = OA$ ou OI . Portanto, a escolha do momento da quebra estrutural corresponde a um determinado instante, que torna mais provável a rejeição da hipótese nula. Matematicamente, $t_\alpha[\lambda_{\text{inf}}] = \text{inf}_\alpha(\lambda)$, onde $\lambda = \frac{T_b}{T}$. Logo, λ pode variar entre $\frac{2}{T}$ e $\frac{(T-1)}{T}$.

Saikkonen e Lütkepohl (2002), assim como Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002, 2003), propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõe uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral $f_t(\theta)'\gamma$, é acrescentada ao termo determinístico μ_t do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela seguinte regressão:

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)'\gamma + v_t \quad (10)$$

em que θ e γ são parâmetros escalares (ou vetores de parâmetros) desconhecidos; t é uma tendência temporal; e v_t são termos de erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária. Além da possibilidade de se modelar quebra estrutural com uma variável *dummy* de impulso, a mudança na função $f_t(\theta)\gamma$ pode ser:

(i) Uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança T_b (*shift dummy*):

$$f_t^{(1)} = d_{1,t} = \begin{cases} 0, & t < T_b \\ 1, & t \geq T_b \end{cases} \quad (11)$$

Essa função não envolve qualquer parâmetro extra θ . No termo de mudança $f_t^{(1)}\gamma$, o parâmetro γ é um escalar, e diferenciando essa função de mudança leva a uma variável *dummy* de impulso.

(ii) Uma segunda função de mudança é baseada na função de distribuição exponencial, que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período T_b (*exponencial shift*):

$$f_t^{(2)}(\theta) = \begin{cases} 0, & t < T_b \\ 1 - \exp\{-\theta(t - T_b + 1)\}, & t \geq T_b \end{cases} \quad (12)$$

(iii) Uma terceira função pode ser vista como sendo uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma variável *dummy* de mudança $d_{1,t}$ (*rational shift*):

$$f_t^{(3)}(\theta) = \left[\frac{d_{1,t}}{1-\theta L} \frac{d_{1,t-1}}{1-\theta L} \right] \quad (13)$$

Aqui, o termo de mudança real será $[\gamma_1(1-\theta L)^{-1} + \gamma_2(1-\theta L)^{-1} L]d_{1,t}$, onde θ é um parâmetro escalar entre 0 e 1, e $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)'$ é um vetor parâmetro de duas dimensões. Uma maneira alternativa de escrever essa função mudança é:

$$f_t^{(3)}(\theta) = \left\{ \begin{array}{l} 0, t < T_b \\ \gamma_1, t = T_b \\ \gamma_1 + \sum_{j=1}^{t-T_b} \theta^{j-1} (\theta\gamma_1 + \gamma_2), t > T_b \end{array} \right\} \quad (14)$$

Ambos $f_t^{(2)}(\theta)\gamma$ e $f_t^{(3)}(\theta)\gamma$ podem gerar mudanças acentuadas de um período no tempo T_b para valores adequados de θ . Portanto, esses dois termos são mais gerais que $f_t^{(1)}$

Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002, 2003) propuseram teste de raiz unitária para a equação (10) baseado na estimação do termo determinístico primeiro por mínimos quadrados generalizados (GLS) sob a hipótese nula de presença de raiz

unitária, e a subtração dessa tendência da série original. Em seguida, um teste ADF é desenvolvido para as séries ajustadas com valores críticos tabulados em Lanne *et al.* (2002), uma vez que no caso do ADF estatístico, a distribuição nula assintótica não é padronizada. Na condução do teste, deve-se decidir a ordem do AR e a mudança de data T_B . Desde que os testes sejam conduzidos com uma data de quebra desconhecida, Lanne *et al.* (2001) recomendaram escolher uma ordem AR razoavelmente grande em uma primeira etapa e, em seguida, escolhe-se a data da quebra que minimiza a função objetivo GLS usada para estimar os parâmetros da parte determinística. Se um modelo com termo linear e de deslocamento for assumido, os parâmetros relevantes $\eta = (\mu_0, \mu_1, \gamma)'$ são estimados ao minimizar a soma generalizada dos erros quadráticos do modelo em primeiras diferenças:

$$\Delta y_t = \mu_1 + \Delta f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (t = 2, \dots, T) \quad (15)$$

Onde $v_t = \alpha^*(L)^{-1} u_t$. Em outras palavras, a estimação é feita sob a hipótese nula de presença de raiz unitária ao minimizar $Q_p(\eta, \theta, \alpha^*) = (Y - Z(\theta)\eta)' \Sigma(\alpha^*)^{-1} (Y - Z(\theta)\eta)$, onde α^* é o vetor de coeficientes em $\alpha^*(L)$. $\Sigma(\alpha^*) = \frac{COV(V)}{\sigma_u^2}$, $V = (v_1, \dots, v_T)'$ é o vetor de erro do modelo, $Y = [y_1, \Delta y_2, \dots, \Delta y_T]'$ e $Z = [Z_1, Z_2, Z_3]$, com $Z_1 = [1, 0, \dots, 0]'$, $Z_2 = [1, 1, \dots, 1]'$, e $Z_3 = [f_1(\theta), \Delta f_2(\theta), \dots, \Delta f_T(\theta)]'$. Embora as séries ajustadas $\hat{\varepsilon}_t$ poderiam ser usadas na abordagem ADF, Lanne *et al.* (2002) também propuseram um procedimento ligeiramente diferente que ajusta a estimativa de erros nos parâmetros, e esse procedimento funcionou muito bem em simulações de amostras pequenas. A estatística do teste de raiz unitária é novamente obtida como a usual estatística-t do estimador baseado na estimação por mínimos quadrados ordinários do modelo. Como no caso da estatística ADF, a hipótese nula assintótica nesse caso não é padronizada, e os valores críticos são tabulados em Lanne *et al.* (2002).

3.2 Análise Multivariada Bayesiana

A especificação do modelo econométrico neste trabalho se baseia em um modelo de Vetores Autorregressivos Bayesianos, com o objetivo de estimar os efeitos dinâmicos dos gastos tributários sobre a produtividade no Brasil. Após análise, foi verificado que o número ótimo de defasagens foi dois, uma vez que os testes *Final Prediction Error* (FPE), *Akaike information criterion* (AIC) e *Hannan-Quinn information criterion* (HQ) indicaram este resultado. Esta escolha garante que haja um equilíbrio adequado entre a complexidade do modelo e a sua capa-

cidade explicativa, o que garante que as séries temporais utilizadas estão capturando de forma apropriada as dinâmicas intertemporais entre as variáveis, conforme apresentado no anexo A.

A estimação foi realizada por meio do software *Eviews*, utilizando a função do modelo BVAR, que permite a incorporação de priors bem estabelecidos na literatura, como o *prior* de Minnesota. Esse *prior* é particularmente eficaz para evitar o problema de superparametrização, impondo restrições informacionais suaves sobre os coeficientes do modelo e contribuindo para maior precisão das estimativas.

A variável ano foi utilizada apenas e unicamente para fins de indexação temporal, não sendo incluída como variável explicativa no modelo, dado que não carrega nenhum conteúdo informacional endógeno relevante no contexto do modelo.

A análise se baseia na estimação de um modelo VAR Bayesiano envolvendo todas as variáveis citadas anteriormente. O modelo BVAR, em forma reduzida, de ordem q será representado pela seguinte equação:

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_q Y_{t-q} + \epsilon_t \quad (10)$$

Onde Y_t é um vetor $p \times 1$ contendo as observações das p séries temporais no tempo t ; c é o vetor de constantes $p \times 1$; A_1, A_2, \dots, A_q são matrizes $p \times p$ de coeficientes associados aos termos defasados das séries temporais; e por fim, ϵ_t é um vetor $p \times 1$ de resíduos aleatórios, assumindo-se tipicamente que os resíduos seguem uma distribuição multivariada normal.

4. DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS

Os dados que foram utilizados nesta pesquisa são anuais e cobrem o período de 1995 a 2024. Todas as variáveis foram escolhidas com objetivo de captar a relação da produtividade no Brasil e os gastos tributários, se utilizando de diferentes fontes confiáveis e que são amplamente utilizadas e reconhecidas na literatura econômica.

A variável dependente será a Produtividade Total dos Fatores (PTF), que mede a eficiência com que o capital e o trabalho são combinados na produção. Um aumento na PTF indica que o país produzindo em maior quantidade utilizando a mesma quantidade de insumos, o que se alinha perfeitamente com a pergunta do problema deste trabalho. Os dados foram obtidos a partir da base de dados disponível no Observatório da Produtividade da FGV. Os cálculos levaram em conta a variável da PTF que possui ajuste do capital humano com base no ano de

1995. A escolha desta variável em detrimento da PTF sem ajuste por capital humano, se dá pelo motivo de que como um dos objetivos dos gastos tributários é estimular investimento, inovação e modernização produtiva, assim seus efeitos são mais bem capturados pela PTF ajustada pelo capital humano.

A variável de Gastos Tributários será a variável independente chave deste estudo. Seus dados foram extraídos dos Demonstrativos de Gastos Tributários (DGT), que são disponibilizados anualmente pela Receita Federal do Brasil (RFB).

A produtividade do país pode ser influenciada pelo desempenho geral da economia, onde em períodos de forte crescimento econômico as empresas tendem a investir mais e utilizar a capacidade produtiva de forma mais eficiente, o que pode aumentar a produtividade. Por outro lado, em momentos de recessão a produtividade pode cair - a adição desta variável pode gerar endogeneidade, um ponto que mostra outro motivo do porquê da escolha de um modelo BVAR -. Por este motivo o valor nominal do PIB será uma variável independente de controle adicionada a equação para que se possa isolar o efeito dos Gastos tributários, garantindo que o impacto observado não seja apenas um reflexo do momento econômico vivenciado pelo país. Os dados são anuais e foram retirados da base de dados disponível no site IPEADATA.

A Dívida Bruta do Governo Geral também estará presente na equação como uma variável independente de controle. A inclusão desta variável poderá ajudar a responder se o impacto da sustentabilidade fiscal do país, além dos gastos tributários, tem efeito na produtividade. Um aumento nos gastos tributários pode ter um efeito positivo na produtividade, mas se esse aumento causar um crescimento insustentável da dívida, o efeito final acaba sendo negativo. Os dados desta variável foram retirados do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil (BCB).

A última variável independente de controle será o Juros real. Com esta variável podemos controlar o efeito da inflação, que em momentos de alta pode gerar incertezas e consequentemente desestimular o investimento. Além disso podemos controlar o efeito da taxa de juros, onde em períodos de juros mais altos o crédito fica mais caro o que também pode dificultar os investimentos das empresas. Os dados desta variável foram retirados da base de dados disponível no site IPEADATA.

Adicionalmente, todos os valores monetários das séries temporais de gastos tributários foram colocados a preços constantes com o objetivo de eliminar os efeitos da inflação acumulado ao longo dos anos estudados. O deflacionamento foi realizado com base no IPCA, de forma a trazer os valores históricos para preços constantes do ano-base de 2024. Após isso os valores

foram em formato per capita, com essas alterações a análise evita a tendência espúria e aproximação das series a estacionariedade. Desta forma, com essas mudanças, as variáveis se tornam comparáveis ao longo dos períodos.

Em resumo, todas as variáveis incluídas no modelo são representadas pela PTF, que como já citado anteriormente é a produtividade total dos fatores ajustada com capital humano (1995 como base, = 1); O PIB, que é o produto interno bruto anual do Brasil; Os GT, que mostram o valor total de gastos tributários; A DBGG, que é referente a Dívida Bruta do Governo Geral; e por fim temos o JR que é a taxa de juros real;

5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

A primeira etapa crucial para a aplicação do modelo de séries temporais, como o BVAR, é garantir a estacionariedade das variáveis. Para isso, foram realizados quatro testes de raiz unitária distintos. Como pode ser observado na tabela 1, considerando o último teste Saikkonen e Lütkepohl, os resultados demonstram que quase todas as séries temporais utilizadas no modelo são estacionárias em nível considerando um nível de significância de 1%, com a outra parcela sendo significativa ao nível de 10%. Este resultado é fundamental, pois como já citado anteriormente, a estacionariedade é uma premissa básica que as séries devem seguir para que possam evitar problemas de regressão espúria, garantindo a validade estatística das estimações.

Os dois testes de raiz unitária, que incluem quebras estruturais, identificaram datas importantes no histórico econômico brasileiro, que foram marcados por grandes impactos que podem ter alterado o comportamento das séries temporais utilizadas. Para poder capturar esses choques e evitar que as estimações fiquem enviesadas, foram incorporadas ao modelo BVAR quatro quebras estruturais, onde a primeira foi referente ao ano de 1999. Este ano marcou a transição do regime e câmbio fixo para o câmbio flutuante, um evento que redefiniu a política monetária do país além da dinâmica da macroeconomia brasileira. A segunda relacionada ao ano de 2003, marcante pelo fato do início do primeiro governo do Presidente Lula, que trouxe mudanças radicais nas políticas econômicas do país. A terceira fica atrelada ao ano de 2008, ano da crise financeira global do subprime, o choque externo que foi iniciado nos Estados Unidos da América e que acabou afetando o mundo todo e teve repercussões significativas na economia brasileira. E por fim a última - e mais recente - é referente ao ano de 2020, o choque exógeno causado pela crise da pandemia do COVID-19, que impôs restrições sem precedentes à atividade econômica global. A inclusão dessas quebras estruturais aumenta a robustez do modelo, permitindo que ele se ajuste melhor às

grandes mudanças que ocorreram na trajetória das variáveis.

Tabela 1 - Resultado dos testes de raízes unitárias

Variável	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural					
		ADF ^{GLS}	MZ _T ^{GLS}	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de quebra	Data de Quebra	Estatística do teste	Tipo de quebra	Data de Quebra	Estatística do teste
<i>PTF</i>	C	0,50	0,96	-	Innovational Outlier	2020	-5,78 ^(a)	Rational Shift	2021	-2,86 (3 lags) ^(c)
<i>PTF</i>	C, T	-1,37	-1,30	-	Innovational Outlier	2009	-4,49	Rational Shift	2021	-4,61 (3 lags) ^(c)
Δ <i>PTF</i>	C	-2,01 ^(b)	-1,50	2	Innovational Outlier	2003	-5,75 ^(b)	Rational Shift	2021	-3,78 (4 lags) ^(c)
Δ <i>PTF</i>	C, T	-2,14	-1,56	2	Innovational Outlier	2003	-5,63 ^(b)	Rational Shift	2021	-3,27 (5 lags) ^(c)
<i>GT</i>	C	0,68	0,73	1	Innovational Outlier	2022	-5,39 ^(a)	Exponential Shift	2008	-1,67 (2 lags)
<i>GT</i>	C, T	-2,11	-1,78	-	Innovational Outlier	2007	-5,82 ^(a)	Rational Shift	2008	-3,98 (2 lags) ^(c)
Δ <i>GT</i>	C	-0,94	-0,51	2	Innovational Outlier	2005	-13,52 ^(a)	Rational Shift	2017	-3,69(0 lags) ^(c)
Δ <i>GT</i>	C, T	-5,22 ^(a)	-2,29	-	Innovational Outlier	2005	-13,01 ^(a)	Rational Shift	2017	-2,82(0 lags) ^(c)
<i>PIB</i>	C	-0,23	-0,02	1	Innovational Outlier	2023	-3,69	Rational Shift	2021	-3,61 (7 lags) ^(c)
<i>PIB</i>	C, T	-1,10	-1,07	-	Innovational Outlier	2009	-4,61	Rational Shift	2021	-3,86 (6 lags) ^(c)
Δ <i>PIB</i>	C	-2,42 ^(b)	-2,08 ^(b)	1	Innovational Outlier	2014	-5,08 ^(b)	Rational Shift	2015	-3,57 (6 lags) ^(c)
Δ <i>PIB</i>	C, T	-2,48	-2,13	1	Innovational Outlier	2012	-4,96 ^(b)	Rational Shift	2015	-4,28 (6 lags) ^(c)
<i>DBGG</i>	C	-0,48	0,73	-	Innovational Outlier	2016	-4,51	Rational Shift	2006	-3,05 (0 lags) ^(c)
<i>DBGG</i>	C, T	-2,11	-1,12	-	Innovational Outlier	2020	-3,88	Rational Shift	2006	-4,09 (5 lags) ^(c)
Δ <i>DBGG</i>	C	-2,24 ^(b)	-1,17	2	Innovational Outlier	2002	-6,06 ^(a)	Rational Shift	2003	-4,35 (2 lags) ^(c)
Δ <i>DBGG</i>	C, T	-2,43	-1,41	2	Innovational Outlier	2006	-7,75 ^(a)	Rational Shift	2003	-4,09 (2 lags) ^(c)
<i>JR</i>	C	-2,15 ^(b)	-1,82 ^(b)	-	Innovational Outlier	2022	-5,89 ^(a)	Rational Shift	2001	-5,50 (3 lags) ^(c)
<i>JR</i>	C, T	-3,19 ^(b)	-2,35	-	Innovational Outlier	2022	-5,71 ^(b)	Exponential Shift	2001	-3,47 (2 lags) ^(c)
Δ <i>JR</i>	C	-3,22 ^(a)	-2,07 ^(b)	2	Innovational Outlier	1999	-9,03 ^(a)	Rational Shift	2020	-5,06 (2 lags) ^(c)
Δ <i>JR</i>	C, T	-5,47 ^(a)	-2,64	-	Innovational Outlier	2000	-10,27 ^(a)	Rational Shift	2020	-4,40 (2 lags) ^(c)

Fonte: Elaboração própria. Uso dos softwares econométricos Eviews e JMULTI.

Nota:

OBS: 1 – “Lags” significa defasagens. Δ representa variável em primeiras diferenças. Tipos de modelo: “C” significa constante; “T” significa tendência determinística. Contagem inicial máxima de 7 defasagens. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível

de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Observações anuais incluídas: 30 (amostra: 1995 a 2024).

2 – Os valores críticos do teste $[(ADF)]^{\alpha}$ GLS são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,65 (1%), -1,95 (5%) e -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,77 (1%), -3,19 (5%) e -2,89 (10%). Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

3 – Os valores críticos assintóticos do teste $_{MZ}_{\alpha}$ GLS são (Ng e Perron, 2001): (i) modelo com constante: -2,58 (1%), -1,98 (5%) e -1,62 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%), -2,91 (5%) e -2,62 (10%); Método de estimação espectral: AR GLS-detrended. Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

4 – Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: (i) modelo com constante/quebra de intercepto: -5,35 (1%), -4,86 (5%), e -4,61 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto e de tendência: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%). Tipo de quebra: innovational outlier. Seleção da quebra estrutural: estatística t de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Akaike.

5 – Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são (Lanne *et al.*, 2002): (i) modelo com constante: -3,48 (1%), -2,88 (5%), e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%), -3,03 (5%), e -2,76 (10%). Tipos de quebra estrutural: Rational Shift.

Como pode ser observado pela Tabela 2, os resultados da estimação do BVAR demonstram um excelente ajuste aos dados, uma vez que todas as variáveis são estatisticamente significativas a um nível de pelo menos 5%, o que indica que há uma relação robusta entre os gastos tributários e a produtividade, bem como entre as demais variáveis que foram incluídas no modelo. O mesmo apresenta um R^2 (coeficiente de determinação) de 0,9482 e um R^2 ajustado de 0,8924. Estes valores, que são notavelmente elevados, apontam que este modelo econométrico é bem ajustado aos dados, explicando, respectivamente, cerca de 94,82% e 89,24% da variação total da variável dependente (PTF).

Analisando os resultados obtidos, o vetor de coeficientes fornece a resposta direta da pesquisa, onde o valor do coeficiente estimado para os gastos tributários sobre a produtividade evidencia que os gastos tributários impactam negativamente na produtividade do país. Em termos prático, *ceteris paribus*, quando houver um aumento nos gastos tributários a produtividade iria sofrer uma redução. Com este achado, podemos inferir que os benefícios fiscais ou as renúncias de receita podem estar sendo mal focalizados, distorcendo a alocação de recursos em vez de estimular ganhos de inovação ou de eficiência que poderiam aumentar a produtividade agregada.

Tabela 2 - Resultados econométricos

Variável dependente: Produtividade Total dos Fatores (PTF)		
Metodologia: BVAR		
Variável	Coefficiente	Valor-p
Gastos Tributários (GTs)	-0,006331 ^(b)	0,01156
Produto Interno Bruto (PIB)	0,000353 ^(b)	0,04124
Dívida Bruta (DBGG)	-0,003873 ^(b)	0,02013
Juros Real (JR)	-7,02E-06 ^(a)	0,00030

Constante (C)	0,164605	0,57766
D 1999	-0,001071 ^(b)	0,02661
D 2003	-0,019371 ^(b)	0,02587
D 2008	0,009990 ^(b)	0,02501
D 2020	0,043163 ^(b)	0,02537
R2	0,948200	-
R2 ajustado	0,892415	-
Erro-padrão da regressão	0,022145	-
Média da Variável Dependente	4,499059	-
Desvio Padrão da Variável Dependente	0,067516	-
Soma dos Quadrados do Resíduos	0,006375	-

Fonte: Elaboração própria. Uso do software econométrico Eviews.

Nota:

1. Observações incluídas: 28 após ajustes.
2. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Para poder validar a confiabilidade dos resultados, foram realizados juntamente com a estimação, os testes de diagnóstico. O primeiro foi o Teste de condição de estabilidade, em que o modelo satisfaz a condição de estabilidade. Em um modelo BVAR, isso mostra que todas as raízes inversas do polinômio característico se encontram dentro do círculo unitário, garantindo que as Funções de Impulso-Resposta (FIR) e a decomposição da variância sejam válidas, além de que o modelo é capaz de retornar ao equilíbrio após um choque, conforme disponível no Apêndice B. Em seguida foi realizado o teste de normalidade dos resíduos - Cholesky (Lütkepohl) - no qual os resíduos mostram ter uma distribuição normal, de acordo com o resultado apresentado no Apêndice C. Esta propriedade é desejável nas inferências estatísticas e indica que os choques não são excessivamente assimétricos. Na sequência foi identificado que os resíduos são homocedásticos por meio do teste de heterocedasticidade de White, que está apresentado no Apêndice D. O que significa que a variância dos erros é constante ao longo do tempo, cumprindo um ponto essencial para a eficiência dos estimadores. Por fim, foi verificada a autocorrelação dos resíduos e o resultado mostra que eles são autocorrelacionados, sendo o único problema de especificação detectado, como mostrado no Apêndice E. Esta autocorrelação, embora não invalide a consistência dos estimadores BVAR, mostra que os erros-padrão dos coeficientes podem ser viesados, e consequentemente, os testes de significância e as funções impulso-resposta podem não ser os mais eficientes. Entretanto, considerando o contexto bayesiano deste estudo, o impacto acaba sendo mitigado pelo uso das distribuições *priori*.

Para poder completar a análise do impacto dinâmico, foi feita a verificação da decomposição da variância dos erros de previsão conforme resultados reportados na Tabela 3 e, e analisando

os impactos sobre a produtividade total dos fatores, os choques da própria variável dominam a explicação da variância. A contribuição dos choques nos gastos tributários passa a ser relevante a partir do quinto período em que alcança uma participação maior do 1%, valor que cresce até chegar em aproximadamente 3,9% no décimo período. Essa participação, mesmo sendo pequena, ecoa a preocupação expressada por Ma *et al.* (2023) de que os subsídios governamentais impactam negativamente na PTF.

Tabela 3 - Decomposição da Variância dos Erros de Previsão

Decomposição da Variância da PTF		
Período	Produtividade Total dos Fatores	Gastos Tributários
1	100,00	0,00
2	99,92	0,06
5	98,67	1,01
7	97,18	2,06
10	94,39	3,89

Fonte: Elaboração própria. Uso do software econométrico Eviews

Juntamente com a decomposição da variância, foi feita a decomposição histórica clássica, que desagrega a trajetória que é observada por cada uma das variáveis em sua linha de base e a contribuição específica dos choques dos gastos tributários (Ver Apêndice G).

As Funções de Impulso Resposta Generalizadas (GIRF), que foram propostas por Koop, Pesaran e Potter (1996) e Pesaran e Shin (1998), são ferramentas essenciais na análise de modelos VAR e BVAR, justamente por descrever a evolução temporal da variável de um sistema após um choque exógeno de uma unidade de desvio-padrão em uma das variáveis, sendo invariante a ordem das variáveis. No presente estudo, o foco recai sobre o impacto de uma inovação no Gastos tributários, sobre outras variáveis macroeconômicas.

Na abordagem bayesiana, há pelo menos dois tipos de modelos VAR. Por um lado, há o modelo VAR Bayesiano padrão, o qual assume-se que os coeficientes são fixos, ou seja, constantes, ao longo de toda a série temporal. Embora se trate de modelos menos flexíveis, esses tipos de modelos podem apresentar bom desempenho em previsões de curto prazo, mas pode ser menos preciso em ambientes voláteis se a dinâmica subjacente mudar. Em suma, são modelos menos complexos de se estimar e interpretar os resultados.

Por sua vez, os modelos VAR Bayesiano com Coeficientes Variantes no Tempo (BVAR-TV) permitem que os coeficientes (e frequentemente as variâncias/covariâncias dos erros) mudem ao longo do tempo, modelando-os como processos estocásticos (especificamente, como passeios

aleatórios). Trata-se de modelos mais flexíveis, pois se adaptam às mudanças nas relações e a possíveis quebras estruturais ou mudanças de regime nos dados. Frequentemente, esses modelos produzem, previsões de longo prazo mais precisas quanto maior for a quantidade de dados disponíveis, capturando a evolução das relações, especialmente em períodos de mudança estrutural. Em suma, são modelos mais complexos, envolvendo uma quantidade maior de dados e técnicas avançadas como a inferência Bayesiana com métodos de Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) para lidar com o número crescente de parâmetros e incertezas.

A ausência de intervalos de confiança (IC) em funções de impulso-resposta (IRF) geradas por modelos VAR Bayesianos geralmente está relacionada à forma como a incerteza é tratada no contexto bayesiano. Em modelos bayesianos, não trabalhamos com estimadores pontuais e IC no sentido clássico (frequentista). Em vez disso, temos distribuições *a posteriori* para os parâmetros e para as IRF. A incerteza é representada por toda a distribuição, não por um intervalo fixo com nível de confiança. Em vez de IC, é comum apresentar **bandas de credibilidade**, que são intervalos derivados da distribuição *a posteriori*. Essas bandas indicam regiões onde a função de impulso-resposta provavelmente se encontra, dado o

Diferente da abordagem frequentista, os modelos BVAR-TVC não utilizam os intervalos de confiança, mas sim intervalos de credibilidade. Essa distinção ocorre pelo motivo de que, na estatística bayesiana, os parâmetros do modelo não são tratados como valores fixos, mas como variáveis aleatórias com suas próprias distribuições de probabilidade. Enquanto o intervalo de confiança descreve a incerteza do processo de amostragem, o intervalo de credibilidade quantifica a incerteza sobre o parâmetro em si.

No presente trabalho, a geração dos intervalos de credibilidade para as funções de impulso-resposta não foi realizada pelo fato de que as mesmas são características dos modelos BVAR com coeficientes variantes ao longo do tempo (TVP – BVAR), nos quais a dinâmica dos parâmetros permite capturar mudanças estruturais e incertezas adicionais ao longo do período analisado.

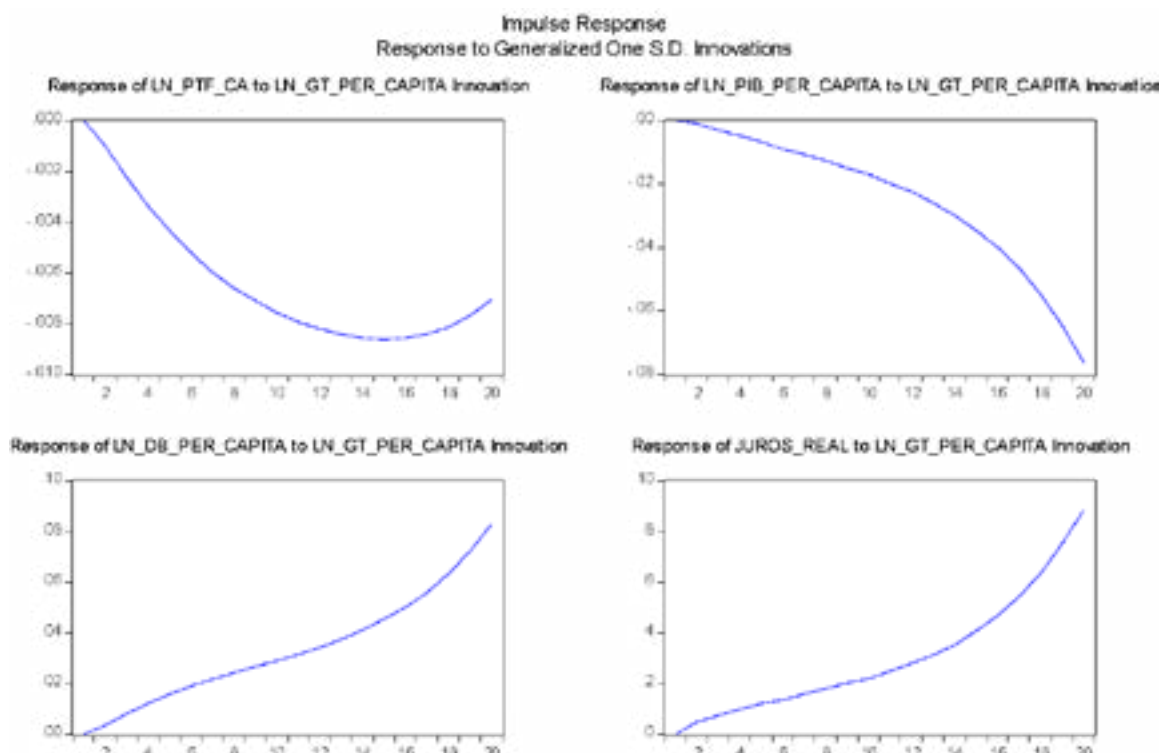
Como a abordagem adotada nesta pesquisa baseia-se em um modelo BVAR padrão com coeficientes fixos, além do tamanho da amostra ser menor, as funções de impulso-resposta (FIR) são geradas apenas como médias *a posteriori*. Para se obter bandas de credibilidade nesse tipo de modelo, seria necessário, por exemplo, simular FIR para cada extração da distribuição *a posteriori* e calcular quantis (geralmente para construção das bandas pode-se considerar 16% e 84% para 68%, ou 5% e 95% para 90%). Ainda assim, tal limitação não compromete a relevância dos resultados obtidos, uma vez que as estimações e testes realizados fornecem evidências preliminares sobre a dinâmica das relações entre os gastos tributários e a produtividade total dos fatores,²¹

contribuindo de forma consistente para a compreensão do problema investigado e para o debate empírico presente na literatura.

Conforme reportado no Gráfico 2, ao considerarmos choques não acumulados (reposta de curto prazo), o choque em GT gera uma resposta negativa e persistente na PTF. Mesmo que o efeito seja pequeno – apenas 0,01 aproximadamente –, podemos ver que o resultado vai em contra-mão com que a teoria econômica fala, onde os gastos tributários visam aumentar a produtividade ao direcionar recursos para atividades mais produtivas, inovação ou investimento. Este resultado negativo pode ocorrer pela ineficiência alocativa – GT sendo alocados em áreas menos produtivas ou gerando rentismo, como Ma *et al.* (2023) conclui e seu trabalho –, ou em decorrência de uma má implementação que pode deprimir a produtividade antes de gerar benefícios.

Ao analisar como a variável do PIB reage ao choque nos GT, observa-se uma resposta negativa e com uma magnitude 0,08. Este resultado é contraintuitivo sob a ótica da política fiscal, uma vez que os gastos tributários são um estímulo a econômica. Isso confirma mais uma vez o achado por Corcelli (2021). O choque no GT leva também a uma resposta positiva e crescente da Dívida Bruta. Como os gastos tributários são uma renúncia de receita, seu aumento leva diretamente à acumulação de dívida pública. O efeito de crescimento contínuo, atingindo cerca de 0,08 ao final do período apenas confirma a pressão que os GT geram.

Gráfico 2 – Função Impulso-Resposta Generalizada (choques não acumulados)

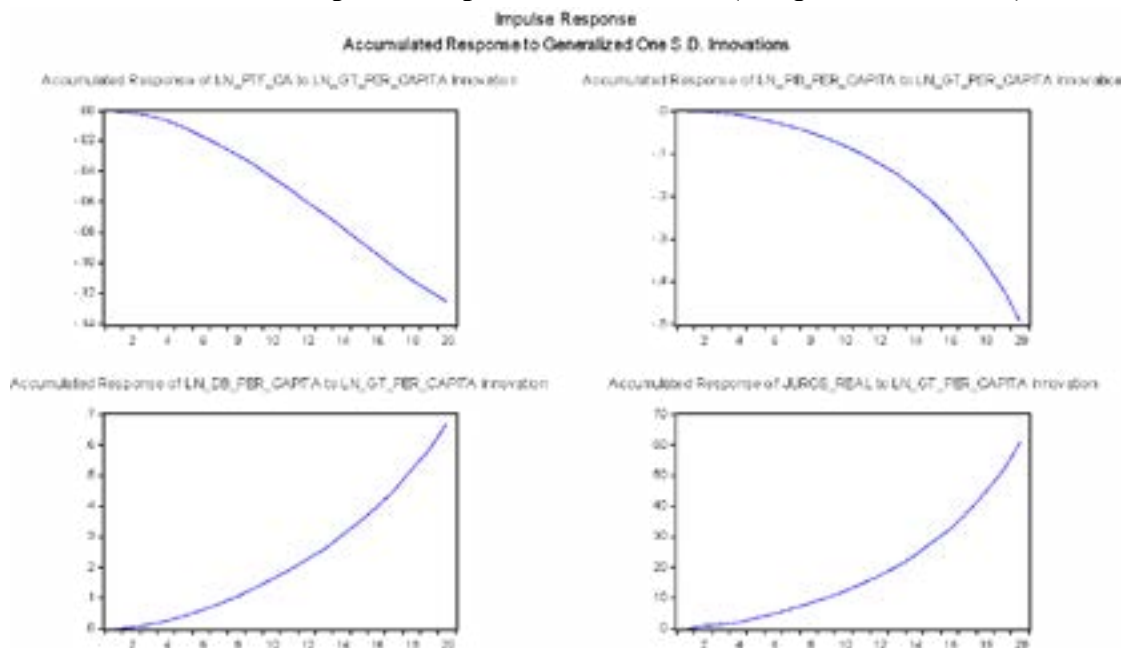


Fonte: Elaboração própria. Uso do software econométrico Eviews

Na análise dos choques acumulados, conforme descrito no Gráfico 3, (reposta de longo prazo), a produtividade tem um efeito acumulado que atinge um pico negativo de 0,14. Reforçando que, no longo prazo, o aumento nos GT não apenas falha em impulsionar a produtividade, mas também causa uma perda líquida e significativa na PTF. A trajetória do PIB e da Dívida Bruta do Governo Geral seguem a mesma, mostrando que o estímulo econômico dos GT é ineficaz e geram um grande aumento na dívida do governo no longo prazo.

Em resumo, a teoria econômica e a literatura sobre a eficiência fiscal são majoritariamente desfavoráveis à expansão dos gastos tributários. O principal motivo desta pesquisa é identificar o impacto dos GT na PTF, e pelas funções de impulso resposta podemos inferir que no curto e longo prazo o choque não cumpre o seu objetivo de aumentar a produtividade e o PIB além de gerar um custo monetário e fiscal alto que pode sufocar o crescimento.

Gráfico 3 - Função Impulso-Resposta Generalizada (choques acumulados)



Fonte: Elaboração própria. Uso do software econométrico Eviews

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICAS

O presente trabalho demonstrou que os Gastos Tributários, uma ferramenta essencial dentro da política fiscal brasileira, podem estar gerando um impacto negativo na Produtividade Total dos Fatores do país. Utilizando do modelo de Vetores Autorregressivos Bayesianos, esta pesquisa vai de acordo com a literatura sobre a eficácia dos GT, corroborando com a ideia de que as renúncias fiscais, em seu formato atual, não estão alinhadas com seu principal objetivo, que é o de promo-

ver incentivos para um crescimento econômico sustentável. Sua contribuição principal reside na utilização de uma metodologia avançada a fim de captar os efeitos dinâmicos e intertemporais, preenchendo uma lacuna na literatura na análise da relação dos GT com a PTF no Brasil.

O fato mais relevante descoberto pelo modelo BVAR é o coeficiente dos gastos tributários sobre a PTF ser negativo e estatisticamente significativo. Esta descoberta sugere que esses benefícios fiscais estão sendo mal focalizados, podendo estar distorcendo a alocação de recursos ao invés de estar estimulando os ganhos na eficiência e inovação. Este resultado se alinha a visão de Corcelli (2021) sobre a ineficiência dos GT no crescimento de longo prazo, e com a literatura internacional que indica a grande necessidade da avaliação destes subsídios.

A análise dinâmica, por meio da decomposição da variância e das funções impulso-resposta, nos indica que a influência dos GT na produtividade se manifesta de médio ao longo prazo, com os choques nos gastos tributários chegando a explicar 3,9% da variância da PTF no décimo período. Contudo, o resultado de um impacto negativo e acumulado no longo prazo pode indicar que esses incentivos podem estar sufocando a inovação e induzindo a um comportamento rentista por parte das empresas, assim como é aprofundado por Ma *et al.* (2023).

As implicações deste estudo deixam de ser apenas no campo da política fiscal e atingem diretamente a sustentabilidade das finanças públicas e o combate à desigualdade. Com os GT projetados para ultrapassar os R\$ 544,5 bilhões em 2025, representando quase 5% do PIB federal no ano de 2023, a ineficácia desses gastos agrava a já elevada carga tributária brasileira e desvia recursos que poderiam ser alocados em áreas sociais estratégicas que trariam benefício melhores, como saúde, educação e segurança pública. Os resultados sublinham a necessidade de considerar os GT com o mesmo nível de importância e rigor das despesas orçamentárias. Ao invés de criar impostos para arrecadar mais – tirando o poder de compra das pessoas – assim como o atual governo vem fazendo, ou efetivar a implementação de impostos para pessoas consideradas super ricas, o que já se provou ineficiente em vários casos, como o da França e da Suécia que sofreram por muitos anos com o problema de evasão fiscal e queda nas receitas, o governo poderia se utilizar dos valores mal utilizados e ineficientes dos gastos tributários para aumentar suas receitas.

A fim de dar uma direção a pesquisas futuras, sugere-se a realização de uma análise desagregada dos gastos tributários. Uma análise mais precisa a fim de saber qual o impacto de cada um dos gastos tributários na produtividade seria ideal para verificar quais dos gastos podem estar gerando uma queda na produtividade por estarem mal focalizados e aqueles gastos que trazem retorno efetivo e atingem o objetivo desta política fiscal.

Diante do exposto, o presente estudo recomenda aos formuladores de políticas públicas que

seja criada uma Lei Geral dos Gastos Tributários, estabelecendo cláusulas claras e, sobretudo, avaliações de efetividade periódicas e transparentes, garantindo que a renúncia fiscal do estado seja, de fato, um investimento e não apenas mais um custo que cabe a população pagar a conta.

Apêndice A - Escolha do número ótimo de defasagens

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: PTF PIB GT DBGG JR

Exogenous variables: C D1999 D2003 D2008 D2020

Date: 10/21/25 Time: 21:31

Sample: 1995 2024

Included observations: 28

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	19.13466	NA	1.07e-06	0.418953	1.608422	0.782586
1	172.0890	196.6556*	1.32e-10	-8.720646	-6.341709*	-7.993381
2	210.9265	36.06340	7.80e-11*	-9.709039*	-6.140634	-8.618142*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Apêndice B - Condição de Estabilidade do Modelo VAR

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: PTF

PIB

GT

DBGG

JR

Exogenous variables: C D1999 D2003

D2008 D2020

Lag specification: 1 2

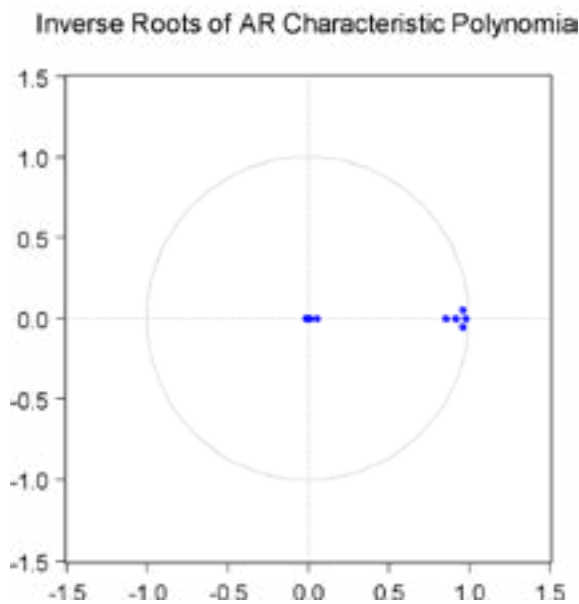
Date: 10/21/25 Time: 21:34

Root	Modulus
0.974162	0.974162

0.960668 - 0.048213i	0.961877
0.960668 + 0.048213i	0.961877
0.916462	0.916462
0.852250	0.852250
0.055066	0.055066
0.016735	0.016735
-0.010325	0.010325
-0.005911	0.005911
0.005315	0.005315

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.



Apêndice C – Normalidade dos Resíduos

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Date: 10/21/25 Time: 22:05

Sample: 1995 2024

Included observations: 28

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.199944	0.186561	1	0.6658
2	0.847431	3.351320	1	0.0672
3	-1.389527	9.010326	1	0.0027
4	-0.570651	1.519667	1	0.2177

5	0.561309	1.470315	1	0.2253
Joint		15.53819	5	0.0083

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.539823	0.339977	1	0.5598
2	5.946841	10.13118	1	0.0015
3	5.826770	9.322400	1	0.0023
4	5.478117	7.164576	1	0.0074
5	2.432263	0.376047	1	0.5397
Joint		27.33418	5	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.526539	2	0.7685
2	13.48250	2	0.0012
3	18.33273	2	0.0001
4	8.684243	2	0.0130
5	1.846362	2	0.3973
Joint	42.87237	10	0.0000

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Apêndice D - Heterocedasticidade dos Resíduos

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 10/21/25 Time: 22:08

Sample: 1995 2024

Included observations: 28

Joint test:		
Chiq-sq	df	Prob.
381.5767	360	0.2080

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(24,3)	Prob.	Chi-sq(24)	Prob.
res1*res1	0.835420	0.634511	0.7789	23.39177	0.4968
res2*res2	0.825994	0.593364	0.8033	23.12782	0.5123
res3*res3	0.910325	1.268924	0.4876	25.48910	0.3796
res4*res4	0.947077	2.236902	0.2784	26.51814	0.3274
res5*res5	0.998008	62.62418	0.0028	27.94422	0.2624
res2*res1	0.892415	1.036874	0.5744	24.98762	0.4064
res3*res1	0.988061	10.34523	0.0389	27.66572	0.2744
res3*res2	0.901951	1.149872	0.5296	25.25463	0.3920
res4*res1	0.898640	1.108230	0.5455	25.16192	0.3970
res4*res2	0.875166	0.876332	0.6475	24.50466	0.4331
res4*res3	0.935021	1.798687	0.3508	26.18058	0.3441

res5*res1	0.958298	2.872445	0.2092	26.83234	0.3123
res5*res2	0.950667	2.408807	0.2563	26.61868	0.3225
res5*res3	0.989394	11.66044	0.0328	27.70302	0.2728
res5*res4	0.959713	2.977775	0.2004	26.87198	0.3105

Apêndice E – Autocorrelação

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 10/21/25 Time: 22:10

Sample: 1995 2024

Included observations: 28

Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	79.70325	25	0.0000	10.78148	(25, 16.4)	0.0000
2	68.21822	25	0.0000	6.918158	(25, 16.4)	0.0001
3	55.89732	25	0.0004	4.211755	(25, 16.4)	0.0020

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	79.70325	25	0.0000	10.78148	(25, 16.4)	0.0000
2	NA	50	NA	NA	(50, NA)	NA
3	NA	75	NA	NA	(75, NA)	NA

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Apêndice F - Decomposição da Variância

Variance Decomposition of PTF:

Period	S.E.	PTF	PIB	GT	DBGG	JR
1	0.015089	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.021191	99.92323	0.006710	0.061616	0.008343	0.000105
3	0.025726	99.66488	0.059798	0.265639	0.009233	0.000449
4	0.029424	99.23470	0.162149	0.591356	0.010750	0.001044
5	0.032566	98.66152	0.307815	1.013123	0.015617	0.001921
6	0.035299	97.97064	0.491025	1.508497	0.026686	0.003155
7	0.037708	97.18250	0.707004	2.058485	0.047151	0.004857
8	0.039853	96.31374	0.951886	2.647100	0.080098	0.007171
9	0.041775	95.37818	1.222510	3.260894	0.128142	0.010272
10	0.043504	94.38763	1.516229	3.888550	0.193228	0.014359

Variance Decomposition of PIB

Period	S.E.	PTF	PIB	GT	DBGG	JR
1	0.029105	12.65162	87.34838	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.040606	13.24517	86.68809	0.000568	0.046972	0.019200
3	0.048691	13.71216	85.98563	0.014811	0.219328	0.068071
4	0.054991	14.09187	85.22844	0.046960	0.490843	0.141877
5	0.060148	14.39483	84.44664	0.095334	0.827007	0.236186
6	0.064495	14.62910	83.66589	0.157363	1.200320	0.347328
7	0.068227	14.80199	82.90490	0.230401	1.590386	0.472329
8	0.071475	14.92029	82.17633	0.311933	1.982643	0.608799
9	0.074327	14.99031	81.48812	0.399648	2.367091	0.754827
10	0.076848	15.01789	80.84457	0.491466	2.737192	0.908880

Variance Decomposition of GT:

Period	S.E.	PTF	PIB	GT	DBGG	JR
1	0.096019	0.242480	17.48654	82.27098	0.000000	0.000000
2	0.130320	0.174189	18.03210	81.54001	0.251929	0.001772
3	0.153678	0.488258	18.22098	80.29792	0.985709	0.007130
4	0.171555	1.164717	18.26106	78.50320	2.052113	0.018917
5	0.186132	2.170071	18.21167	76.28220	3.296174	0.039884
6	0.198511	3.461152	18.10131	73.77238	4.592927	0.072223
7	0.209322	4.990193	17.94754	71.09439	5.850547	0.117329
8	0.218953	6.708729	17.76230	68.34604	7.007195	0.175732
9	0.227658	8.570201	17.55403	65.60284	8.025779	0.247149
10	0.235613	10.53152	17.32876	62.92078	8.888336	0.330604

Variance Decomposition of DBGG:

Period	S.E.	PTF	PIB	GT	DBGG	JR
1	0.056405	1.559539	11.12960	0.048617	87.26225	0.000000
2	0.074930	1.798322	11.17081	0.071169	86.87558	0.084121
3	0.085419	2.059249	11.01371	0.058284	86.57721	0.291549
4	0.091965	2.312719	10.79839	0.052565	86.21372	0.622600
5	0.096266	2.544180	10.56287	0.064274	85.75746	1.071221
6	0.099203	2.744269	10.32496	0.096303	85.20827	1.626200
7	0.101286	2.907328	10.09569	0.148417	84.57612	2.272447
8	0.102823	3.031073	9.882388	0.218534	83.87550	2.992507
9	0.104010	3.116252	9.689695	0.303426	83.12254	3.768086
10	0.104971	3.166137	9.520056	0.399239	82.33323	4.581340

Variance Decomposition of JR:

Period	S.E.	PTF	PIB	GT	DBGG	JR
1	4.538049	0.436152	0.331607	41.73969	10.83917	46.65338
2	6.227364	0.739248	0.498117	38.82513	12.70080	47.23670
3	7.435183	1.081786	0.633373	36.30700	14.74358	47.23426
4	8.381731	1.452903	0.754010	34.06074	16.69113	47.04122
5	9.154693	1.840896	0.862318	32.06100	18.46911	46.76667
6	9.800048	2.236111	0.959235	30.28824	20.05471	46.46171
7	10.34590	2.630783	1.045700	28.72270	21.44619	46.15463
8	10.81127	3.018694	1.122764	27.34460	22.65207	45.86187
9	11.21000	3.394877	1.191529	26.13486	23.68595	45.59278
10	11.55271	3.755384	1.253074	25.07560	24.56373	45.35221

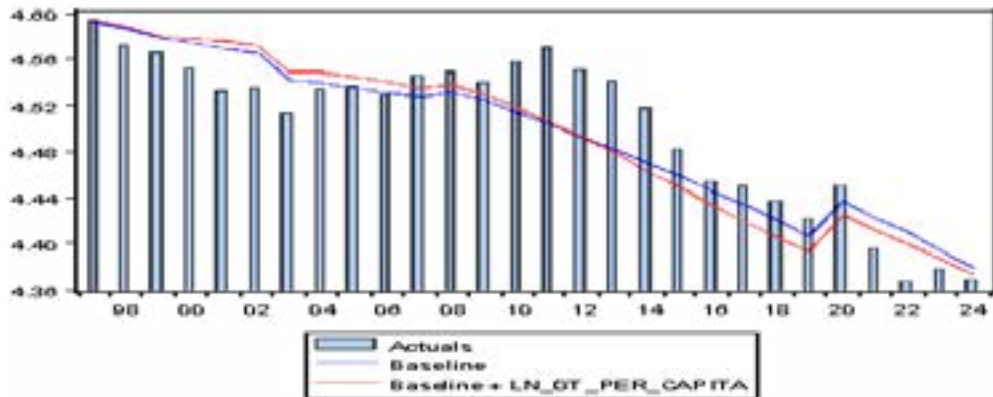
Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations
 Cholesky ordering: PTF PIB GT
 DBGG JR

Apêndice G – Decomposição História Clássica

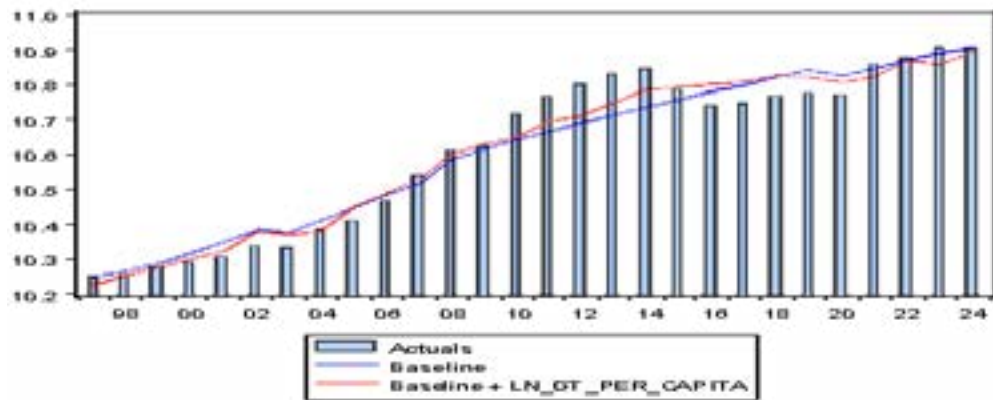
A análise do impacto dos choques dos GT sobre a PTF indica que, em vários momentos da série histórica, a contribuição desses choques se posicionou abaixo da linha de base, o que sugere um efeito depressivo na trajetória da produtividade. Este resultado se alinha com a conclusão de Corcelli (2021), que constatou uma relação linear negativa entre a razão GT/PIB e o crescimento anual *per capita*. Em adição a isso, o choque dos gastos tributários contribui para o aumento gradual na trajetória da dívida bruta do governo geral. Esse aumento na dívida apenas reforça o argumento de Renzio *et al.* (2024) e Nery (2025) sobre o desafio fiscal que os GT representam, e como eles exigem uma reavaliação das políticas para assegurar que elas promovam o crescimento econômico de forma sustentável e não apenas causem um aumento cada vez maior na dívida do estado.

Historical Decomposition using Generalized Weights

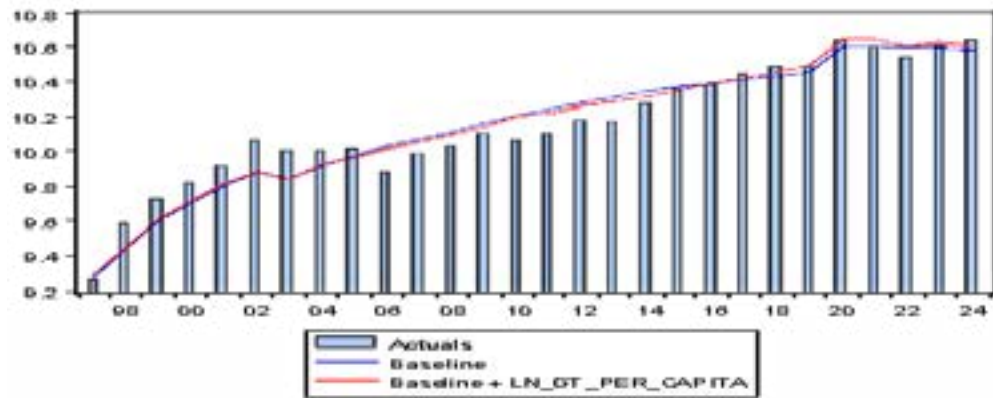
LN_PTF_CA from LN_OT_PER_CAPITA



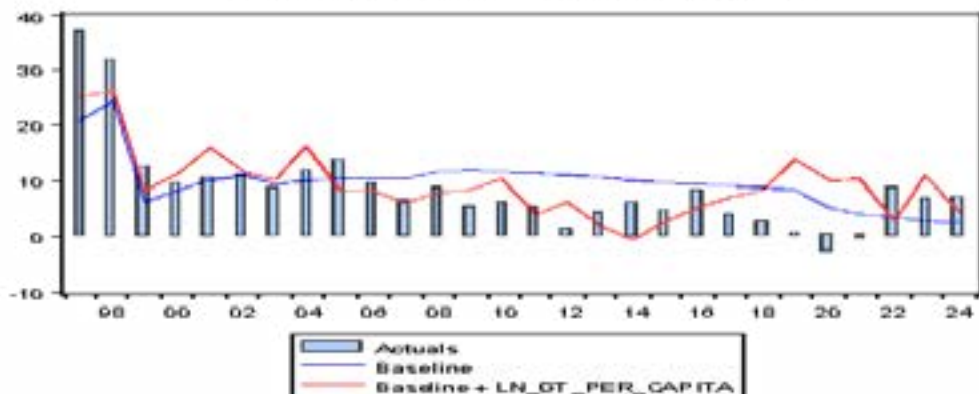
LN_PIB_PER_CAPITA from LN_OT_PER_CAPITA



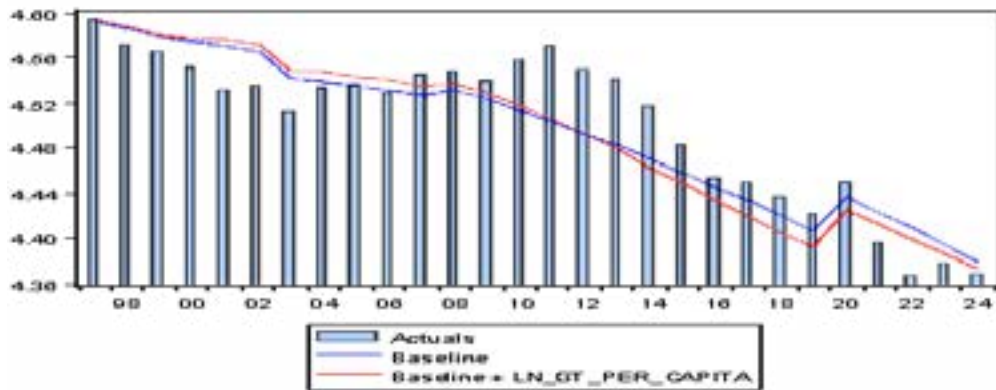
LN_DB_PER_CAPITA from LN_OT_PER_CAPITA



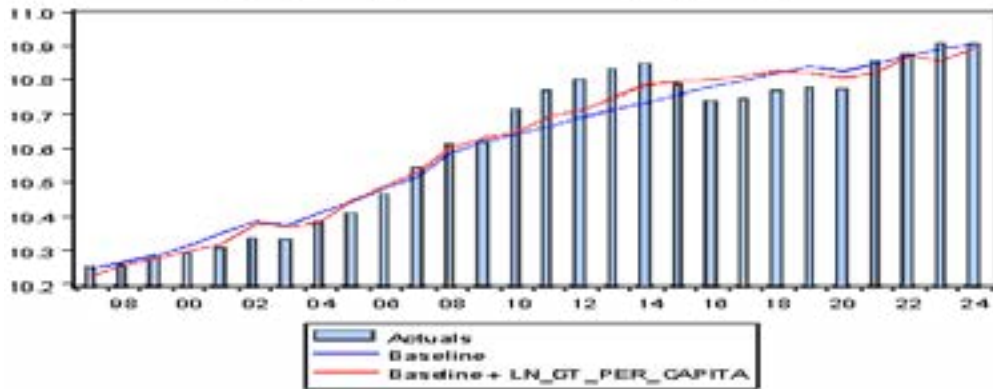
JUROS_REAL from LN_OT_PER_CAPITA



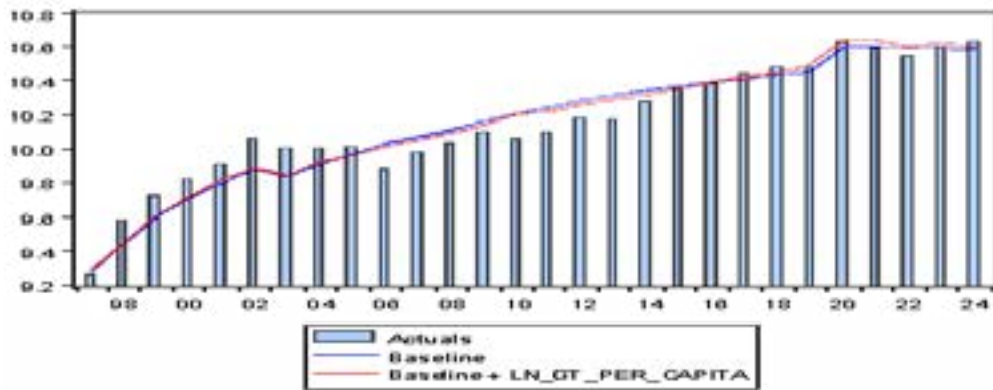
Historical Decomposition using Generalized Weights
LN_PTF_CA from LN_GT_PER_CAPITA



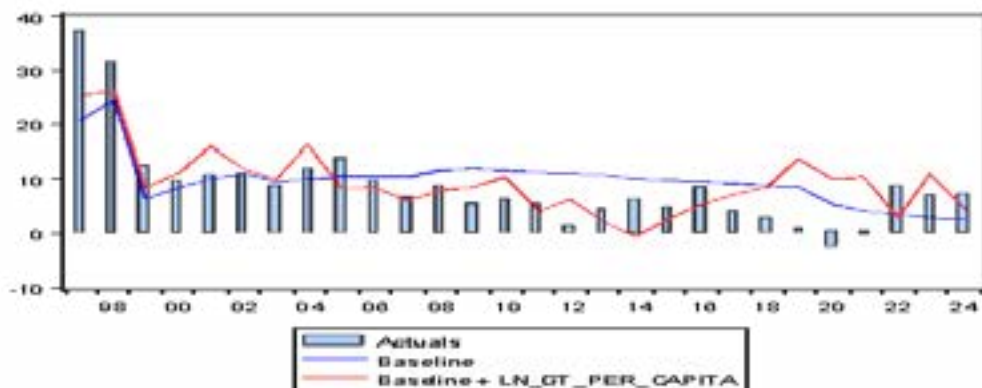
LN_PIB_PER_CAPITA from LN_GT_PER_CAPITA



LN_DB_PER_CAPITA from LN_GT_PER_CAPITA



JUROS_REAL from LN_GT_PER_CAPITA



Fonte: Elaboração própria. Uso do software econométrico Eviews

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AUTOREGRESSION, Bayesian Vector. Improving Economic Forecasting With Bayesian Vector Autoregression. **Modelling Economic Series: Readings in Econometric Methodology**, p. 214, 1990.

BEER, Sebastian; *et al.* **How to Evaluate Tax Expenditures**. International Monetary Fund, 2022. (IMF Working Paper, WP/22/65). Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/Fiscal-Affairs-Department-How-To-Notes/Issues/2022/11/How-to-Evaluate-Tax-Expenditures-525166>. Acesso em: 20 out. 2025.

CHRISTIANO, Lawrence J. Searching for a Break in GNP. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 237-250, 1992.

Corcelli, C. (2021). **GASTOS TRIBUTÁRIOS E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL ENTRE 2004 A 2015: UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA**. **CADERNOS DE FINANÇAS PÚBLICAS**, 20(3). Disponível em: <https://doi.org/10.55532/1806-8944.2020.100>. Acesso em: 20 out. 2025.

DEVARAJAN, Shantayanan; *et al.* **The composition of public expenditure and economic growth**. *Journal of Monetary Economics*, v. 37, n. 2, p. 313–344, 1996. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(96\)90039-2](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(96)90039-2). Acesso em: 20 out. 2025.

DICKEY, D. A. e FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. **Econometrica**, v. 49, nº 4, 1981.

DOAN, Thomas; LITTERMAN, Robert; SIMS, Christopher. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. **Econometric reviews**, v. 3, n. 1, p. 1-100, 1984.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J. e STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit

root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. Applied econometric time series. Fourth Edition. **Wiley series in probability and mathematical statistics**, Nova York, 4ª ed., 2015.

HOLDEN, Ken. Vector auto regression modeling and forecasting. **Journal of Forecasting**, v. 14, n. 3, p. 159-166, 1995.

KOOP, Gary; PESARAN, M. Hashem; POTTER, Simon M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. **Journal of econometrics**, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, 23, p. 667-685, 2002.

_____. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, p. 91-115, 2003.

LUTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 1991.

LITTERMAN, Robert B. **Bayesian procedure for forecasting with vector autoregressions**. Massachusetts Institute of Technology, 1980. Disponível em: <https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2912401>. Acesso em 20 out. 2025.

MA, Guangrong; *et al.* **Do tax incentives foster productivity in China? Firm-level evidence**. **Economic Modelling**, v. 126, 106289, 2023.

NG, S. e PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

OLIVEIRA, J. L. M. B. de; *et al.* **GASTOS TRIBUTÁRIOS EM TRAJETÓRIA: ANÁLISE DAS POLÍTICAS DE RENÚNCIA FISCAL DA UNIÃO (1996-2023)**. Boletim de Conjuntura (BOCA), Boa Vista, v. 18, n. 52, p. 802–831, 2024. DOI: 10.5281/zenodo.11238703.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.

_____ Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.

PESARAN, H. Hashem; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PHILLIPS, P. C. B. e PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

SAID, S. e DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, p. 599-607, 1984.

SAIKKONEN, Pentti; LÜTKEPOHL, Helmut. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric theory**, v. 18, n. 2, p. 313-348, 2002.

SPENCER, David E. Developing a Bayesian vector autoregression forecasting model. **International Journal of Forecasting**, v. 9, n. 3, p. 407-421, 1993.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 1-48, 1980.

VOGELSANG, Timothy J.; PERRON, Pierre. Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. **International economic review**, p. 1073-1100, 1998.