



INSTITUTO BRASILEIRO DE ENSINO, DESENVOLVIMENTO E PESQUISA
CURSO DE GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Yan Camargos De Rosa

**EFEITO DINÂMICO DOS GASTOS TRIBUTÁRIOS SOBRE A PRODUTIVIDADE
TOTAL DOS FATORES NO BRASIL**

Brasília - DF
2025

Yan Camargos De Rosa

**EFEITO DINÂMICO DOS GASTOS TRIBUTÁRIOS SOBRE A PRODUTIVIDADE
TOTAL DOS FATORES NO BRASIL**

Trabalho de Conclusão de Curso
apresentado ao Curso de Economia do
Instituto Brasileiro de Ensino,
Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), como
requisito parcial para obtenção do grau de
Bacharel em Economia, sob orientação do
Prof. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha.

Brasília - DF
2025

YAN CAMARGOS DE ROSA

EFEITO DINÂMICO DOS GASTOS TRIBUTÁRIOS SOBRE A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NO BRASIL

Trabalho de Conclusão de Curso
apresentado ao Curso de Economia do
Instituto Brasileiro de Ensino,
Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), como
requisito parcial para obtenção do grau de
Bacharel em Economia, sob orientação do
Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha.

Brasília, 08 de dezembro de 2025.

Banca Examinadora



Documento assinado digitalmente
SERGIO RICARDO DE BRITO GADELHA
Data: 23/12/2025 16:00:33-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha
Orientador



Documento assinado digitalmente
ROBERTA MOREIRA WICHMANN
Data: 29/12/2025 18:24:10-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof^a. Dr^a Roberta Moreira Wichmann
Examinadora



Documento assinado digitalmente
GERALDO SANDOVAL GOES
Data: 29/12/2025 12:33:05-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Geraldo Sandoval Góes
Examinador

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço aos meus pais, Leninha e Marcelo, por todo amor, dedicação e incentivo incondicional. Sem todo o apoio de vocês, não poderia ter chegado aonde estou hoje. Obrigado por sempre acreditarem em mim e por tudo que me ensinarem. Agradeço também à minha namorada, Luísa, por estar ao meu lado em todos os momentos, oferecendo apoio em tudo o que eu sempre quis. Por fim gostaria de agradecer ao meu orientador, o professor Sérgio Ricardo de Brito Gadelha, expresse minha profunda gratidão pela paciência, pelas valiosas orientações e pelo compromisso em guiar este trabalho. Seu conhecimento e dedicação foram essenciais para a construção deste estudo.

RESUMO

A análise da eficácia dos gastos tributários como política pública é um debate central não apenas na economia brasileira, mas em um contexto mundial, dada a crescente expansão e os altos custos indiretos que essa política impõe ao orçamento do Governo. O contexto nacional demonstra uma maior necessidade de uma discussão sobre o tema, uma vez que o volume dos gastos tributários vem superando, desde 2006, os orçamentos combinados da Saúde e da Educação, e com um crescimento 4% superior ao desses gastos desde o ano de 1996. Desta forma, é importante que haja uma análise se essas renúncias fiscais estão, de fato, gerando o retorno esperado em termos de crescimento econômico sustentável e, em especial na Produtividade Total dos Fatores. A literatura aponta para a necessidade de avaliações constantes dos gastos tributários para aprimoramento das políticas públicas, mas a experiência vivenciada no Brasil, analisada por diversos autores evidencia o risco associado à expansão desses gastos sem nenhuma contrapartida clara e com potencial para acentuar desigualdades. Assim, este estudo se insere nesse debate com o objetivo de avaliar os efeitos dinâmicos que os gastos tributários têm sobre a produtividade no Brasil. Para tanto, foi empregada a metodologia de Vetores Autoregressivos Bayesianos (BVAR), que se justifica pela sua robustez e flexibilidade, permitindo a incorporação de conhecimentos prévios e sendo ideal para a análise de séries temporais macroeconômicas com 30 observações. Adicionalmente as variáveis foram deflacionadas, postos a valores per capita e em log natural para tornar as variáveis mais comparáveis durante todo o período. Os principais resultados obtidos pelo modelo BVAR indicam que, *ceteris paribus*, um aumento nos gastos tributários leva uma queda de 0,006331 na produtividade total dos fatores. Este resultado pode indicar que seja realmente necessária uma reavaliação desta política pública, como por exemplo, trazendo avaliações robustas e periódicas para garantir a efetividade de cada gasto, garantindo um crescimento econômico sustentável do Brasil.

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

ABSTRACT

The assessment of the effectiveness of tax expenditures as a public policy instrument has become a central topic in economic debates, both in Brazil and internationally, given their continuous expansion and significant indirect costs to government budgets. In the Brazilian context, this discussion is particularly relevant, as tax expenditures have exceeded the combined budgets of Health and Education since 2006 and have grown at a rate approximately 4% higher than these expenditures since 1996. This raises concerns about whether such tax relief measures effectively generate the expected returns in terms of sustainable economic growth, especially with regard to Total Factor Productivity (TFP). Existing literature emphasizes the importance of continuous evaluation of tax expenditures to improve public policy design; however, empirical evidence from Brazil suggests that their expansion often occurs without clear counterparts, potentially exacerbating economic inefficiencies and inequalities. Within this framework, this study aims to evaluate the dynamic effects of tax expenditures on productivity in Brazil. To this end, a Bayesian Vector Autoregression (BVAR) methodology is employed, chosen for its robustness and flexibility, as well as its suitability for macroeconomic time series analysis through the incorporation of prior information. The main results indicate that, *ceteris paribus*, an increase in tax expenditures leads to a reduction of 0.006331 in total factor productivity. These findings suggest the need for a reassessment of this public policy, highlighting the importance of robust and periodic evaluations to ensure the effectiveness of tax expenditures and to promote sustainable economic growth in Brazil.

Keywords: Tax Expenditures; Fiscal Policy; Total Factor Productivity (TFP); Bayesian VAR; Public Policy Evaluation; Brazilian Economy.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resultado dos testes de raízes unitárias.....	26
Tabela 2 - Resultados econométricos.....	29
Tabela 3 - Decomposição da Variância dos Erros de Previsão.....	30

LISTA DE ABREVIATURAS E SILGAS

AIC	<i>Akaike Information Criterion</i>
BCB	Banco Central do Brasil
BVAR	Vetor Autorregressivo Bayesiano
CMAF	Conselho de Monitoramento e Avaliação de Políticas Públicas
DBGG	Dívida Bruta do Governo Geral
DGT	Demonstrativo de Gastos Tributários
FGV	Fundação Getúlio Vargas
FIR	Função Impulso-Resposta
FPE	<i>Final Prediction Error</i>
GT	Gastos Tributários
HQ	<i>Hannan-Quinn Information Criterion</i>
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
JR	Juros Real
PIB	Produto Interno Bruto
PTF	Produtividade Total dos Fatores
RFB	Receita Federal do Brasil
SGS	Sistema Gerenciador de Séries Temporais
STR	Sistema Tributário de Referência
TCU	Tribunal de Contas da União
VAR	Vetor Autorregressivo

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	9
2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICO.....	10
2.1 Avaliação dos gastos tributários e a necessidade de transparência	11
2.2 A trajetória dos gastos tributários no Brasil.....	12
2.3 A composição dos gastos públicos e o crescimento econômico.....	13
2.4 Subsídios governamentais, produtividade e comportamento rentista.....	14
3 METODOLOGIA.....	15
3.1 Abordagem metodológica	15
3.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	17
3.3 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO BVAR	22
3.4 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS.....	22
3.5 LIMITAÇÕES DA METODOLOGIA.....	24
4 ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	25
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	39
REFERÊNCIAS	41
APÊNDICES	43
Apêndice A - Escolha do número ótimo de defasagens.....	44
Apêndice B - Condição de Estabilidade do Modelo VAR.....	45
Apêndice C – Normalidade dos Resíduos.....	46
Apêndice D - Heterocedasticidade dos Resíduos	47
Apêndice E – Autocorrelação	48
Apêndice F - Decomposição da Variância.....	49

1 INTRODUÇÃO

Os Gastos Tributários (GT), segundo descrição da Receita Federal do Brasil, são um tipo de renúncia tributária, realizadas por intermédio do Sistema Tributário de Referência (STR), que gera uma perda na arrecadação final do Estado, mas por outro lado, favorece determinados atores ou setores específicos da economia. Esses gastos indiretos do governo são realizados com o objetivo de alcançar novos benefícios sociais e econômicos, e entre os principais instrumentos destas isenções temos a redução das alíquotas, deduções nos valores a serem pagos, créditos presumidos e outros benefícios às áreas específicas. Para o Governo brasileiro, esse instrumento fiscal é de extrema importância política, onde é utilizado como mecanismo de justificativa para crescimento econômico, geração de empregos e aumento da competitividade.

Ainda assim, a produtividade - explicada como sendo a capacidade de gerar mais valor com a mesma quantidade de recursos - se torna uma das variáveis centrais para o desenvolvimento central do setor econômico no longo prazo. Há décadas que é possível observar no Brasil um cenário em que a produtividade está estagnada – a Produtividade Total dos Fatores (PTF) apenas cai desde 2012, saindo de 94,46 para 78,83 em 2024 - o que é um forte limitador para o crescimento sustentável além de reduzir a eficácia de políticas públicas voltadas ao desenvolvimento.

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.

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.

Analisar a eficácia dos gastos tributários como política pública é tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica, ainda mais com os altos custos, indiretos, que esta política traz para o governo. O estudo de Oliveira *et al.* (2024) mostra que os gastos tributários aumentaram 4% a mais do que os gastos com saúde e educação desde 1996. Então se torna fundamental entender se as renúncias feitas estão gerando os retornos que deveriam para a produtividade do país, gerando um crescimento econômico sustentável. Desta forma o presente trabalho optou por investigar a dinâmica dos GT em relação a PTF de forma agregada, consolidando todos os benefícios em uma única variável. Essa escolha se deu pela limitação do tamanho da amostra disponível; a desagregação dos gastos reduziria os graus de liberdade, podendo comprometer as inferências estatísticas. Além disso, a análise individual de cada um dos gastos tributários acaba não sendo possível para alguns dos principais gastos, como é o caso do Simples Nacional, justamente pelo fato do mesmo ser introduzido apenas no ano de 2006.

Além desta seção introdutória, o restante deste estudo está organizado da seguinte forma. A próxima seção traz uma revisão da literatura teórica e empírica sobre o comportamento dos gastos tributários sobre diferentes variáveis macroeconômicas. A terceira seção traz a descrição da metodologia que está a ser utilizada na produção do estudo. A quarta seção descreve as informações de todas as variáveis utilizadas, além dos tratamentos de dados que elas passaram. A quinta seção traz os resultados empíricos que foram encontrados e por fim, a sexta seção destinada as considerações finais junto com as recomendações para a política de gastos tributários.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICO

Dentro da política fiscal, os gastos tributários representam uma das mais essenciais ferramentas, que consiste em vários benefícios concedidos por meio de renúncias de arrecadação em relação ao sistema tributário de referência. Embora sejam justificados, com frequência, como instrumentos que dão estímulos ao desenvolvimento social e ao crescimento econômico, têm sua eficiência, efetividade e impactos amplamente debatidos na literatura.

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.

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.

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 consequentemente 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 GTs ainda é limitada e assim as recomendações produzidas bem pouco influenciam sobre as políticas adotadas no país.

2.3 A composição dos gastos públicos e o crescimento econômico

Levantar a discussão sobre a eficiência dos gastos públicos com intuito de estimular o crescimento econômico remete ao estudo de Devarajan *et al.* (1996), que investigou a relação entre o crescimento econômico e a composição das despesas públicas em 43 países em estágio de desenvolvimento ao longo de um período de 20 anos. Indo de contramão com o senso comum, os autores encontraram que o aumento na participação das despesas correntes tem um efeito positivo no crescimento, por outro lado, as despesas de capital apresentam uma relação negativa com o crescimento *per capita*.

Devarajan *et al.* (1996) propuseram um modelo teórico que vincula as despesas públicas ao crescimento econômico, diferenciando os gastos produtivos e improdutivos. De acordo com a análise empírica, o resultado revelado foi contrário ao entendimento tradicional, as despesas correntes se mostram mais eficazes na promoção do crescimento nos países em desenvolvimento. Essa descoberta sugere que existe uma necessidade de reavaliar quais são as prioridades de alocação dos recursos públicos,

especialmente no contexto dos gastos tributários, que muitas vezes são destinados a setores poucos produtivos.

2.4 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, o debate gerado sobre a composição das despesas públicas e a sua relação com o crescimento econômico dos países, que foi iniciado por Devarajan *et al.* (1996) e aprofundado por 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. Destarte, o referencial teórico indica a grande necessidade de que as políticas fiscais sejam mais criteriosas, fundamentadas em avaliações robustas e que de fato são direcionadas ao incentivo do crescimento econômico sustentável dos países, especialmente para aquele em fase de desenvolvimento.

3 METODOLOGIA

3.1 Abordagem metodológica

Existem diversas formas de metodologias que podem ser utilizadas para poder estimar o impacto de políticas fiscais, assim como os gastos tributários, sobre as variáveis macroeconômicas. Com a especificidade de cada modelo e das variáveis que estão envolvidas, a escolha mais adequada irá depender das características do problema do estudo em questão. A análise econométrica que está proposta neste trabalho vai se utilizar do modelo de Vetores Autorregressivos Bayesianos (BVAR), a fim de avaliar quais são os efeitos que os gastos tributários têm sobre a produtividade no Brasil. A escolha deste modelo bayesiano decorre da flexibilidade e da robustez que esta abordagem propõe, principalmente quando a comparamos com a abordagem frequentista tradicional, que é amplamente utilizada na estimação dos modelos de vetores autorregressivos (VAR).

Adicionalmente, cabe destacara que a literatura econômica também dispõe de metodologias de microeconometria que poderiam ser muito bem empregadas para poder avaliar os efeitos das políticas fiscais, assim como os modelos de diferença-em-diferenças, regressão descontínua ou métodos de controle sintético, os quais são amplamente utilizados para poder identificar os efeitos causais a partir de dados desagregados em nível de firmas, indivíduos ou setores específicos. No entanto, tais abordagens não foram adotadas neste estudo, uma vez que o objetivo central da pesquisa é analisar impactos agregados e dinâmicos dos gastos tributários sobre a produtividade em nível macroeconômico, utilizando séries temporais nacionais. Dessa forma, a escolha por um modelo BVAR se mostra mais adequada ao escopo do trabalho, ao permitir capturar interações sistêmicas entre as variáveis macroeconômicas ao longo do tempo, algo que as metodologias microeconômicas, por sua própria natureza e foco analítico, não conseguem abranger de maneira direta.

Desde que foi proposto por Box e Jenkins na década de 1970 o modelo de série temporal teve uma rápida evolução com o passar dos anos. A modelagem do VAR proposto por Sims (1980), foi amplamente utilizada em diversas áreas como a da macroeconômica, a de economia regional e em finanças. Já na abordagem bayesiana, Litterman (1980) foi o primeiro que propôs uma autorregressão bayesiana (BAR) além de um modelo de vetor autorregressivo bayesiano, que acabou sendo conhecido como o modelo BVAR de Litterman (LBVAR). Após isso, Spencer (1993) desenvolveu um procedimento de oito etapas, que inclui a modelagem VAR e a estimação de prévias bayesianas, para a construção de um modelo BVAR. Outros estudos como o de Doan, Litterman e Sims (1984) e Todd (1984) trazem mais discussões sobre o BVAR, e desta forma podemos tirar algumas conclusões, a primeira é que o LBVAR demonstrou ser superior ao VAR na maioria dos horizontes de curto prazo, e a segunda é que a métrica de um modelo de séries temporais multivariadas é útil para examinar a interação informativa entre diferentes séries de dados. Como conclui Holden (1995, p.162): “As evidências mostram que as previsões produzidas pelos modelos LBVAR são, no mínimo, tão precisas quanto as previsões dos modelos econômicos tradicionais”.

A abordagem frequentista interpreta a probabilidade como a frequência relativa da ocorrência de eventos em um elevado número de repetições de um determinado experimento. Esta modelagem leva à obtenção de estimadores pontuais dos parâmetros por meio de técnicas como a máxima verossimilhança, sendo a interferência baseada em intervalos de confiança e testes de hipóteses. No entanto, essa abordagem acaba apresentando algumas limitações, assim como a dificuldade de introduzir o conhecimento prévio ao modelo atual, além da dependência de amostras que possuem grandes números, para poder obter estimativas confiáveis. Esses são os principais motivos do porquê esta abordagem frequentista é comparada e contrastada com a abordagem bayesiana.

A abordagem bayesiana trata os parâmetros desconhecidos como variáveis aleatórias, que possuem sua incerteza modelada explicitamente por distribuições de probabilidade. Ela se utiliza do Teorema de Bayes para poder combinar informações prévias – distribuições *a priori* – com os dados que são observados – verossimilhança – resultando em distribuições posteriores que atualizam de forma contínua as crenças sobre os parâmetros dos modelos. E isso é uma característica extremamente útil em

contextos em que o número de observações é limitado, o que é frequentemente o caso nos estudos macroeconômicos com séries temporais anuais, como este.

Além disso, o BVAR nos permite regularizar os parâmetros por meio da introdução de *priors* bem estabelecidos na literatura, assim como o *Minnesota Prior*, que impõe restrições informacionais suaves aos coeficientes, e isso evita que haja a superparametrização, que é bem comum nos modelos VAR tradicionais. Isso faz com que exista um aumento na precisão das estimativas e na estabilidade das simulações, particularmente quando o número de variáveis endógenas é elevado em relação ao número de observações.

Com a escolha dos modelos BVAR para serem utilizados, este estudo vai se beneficiar de vantagens como a incorporação do conhecimento prévio sobre a dinâmica das variáveis econômicas; A redução do viés de estimação nas pequenas amostras; Melhor desempenho preditivo quando comparamos com o modelo VAR tradicional; Análise consistente da incerteza por meio das distribuições posteriores dos parâmetros; Maior estabilidade dos resultados, mesmo em modelos com múltiplas variáveis. Desta forma, o uso da abordagem bayesiana se mostra não apenas adequada, mas também essencial para análise proposta, dado o objetivo de captar os efeitos dinâmicos e complexos dos gastos tributários na produtividade no Brasil. O BVAR identifica o efeito dinâmico entre Gastos Tributários e a PTF através da combinação de flexibilidade estatística e fundamentação econômica, onde ao contrário das regressões simples, o modelo trata todas as variáveis como endógenas, com uma influenciando as outras simultaneamente.

3.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Inicialmente, foram aplicados os testes de raiz unitária modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron ($\underline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$), propostos por Elliot, Rotemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001), com a finalidade de verificar a estacionariedade das séries de tempo. Esses testes 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 de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said 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 à ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

Para o primeiro caso, Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Para isso, emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula $H_0: \beta_0 = 0$, de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa $H_A: \beta_0 < 0$, de que a série é estacionária. A regressão estimada por mínimos quadrados ordinários é determinada por:

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

em (1), \tilde{y}_t define a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ o operador de primeiras diferenças e e_{tk} o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores à 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 importantes distorções.

Esta situação motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) à seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na equação em (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 referida equação.

Ng e Perron (2001) sugeriram que as mesmas modificações propostas também fossem aplicadas ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$. Particularmente, as versões modificadas definem os testes $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$, \underline{MSB} e \underline{MZ}_t^{GLS} , os quais baseiam-se em:

$$\underline{MZ}_\alpha^{GLS} = (T^{-1}y_T^d - \hat{\lambda}^2(2T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^d))^{-1} \quad (2)$$

$$\underline{MSB} = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{y_{t-1}^d}{\hat{\lambda}^2} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

$$\underline{MZ}_t^{GLS} = \underline{MZ}_\alpha^{GLS} \times \underline{MSB} \quad (4)$$

Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostraram 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 de *Augmented Dickey* e Fuller e *Phillips-Perron*. Os valores críticos das estatísticas ADF^{GLS} e $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$ estão reportados em Ng e Perron (2001), Tabela 2.

Contudo, mesmo os testes modificados ADF^{GLS} e $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$, \underline{MSB} e \underline{MZ}_t^{GLS} possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária quando a série é estacionária. O estudo de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias ao mostrar que, um viés existe contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao redor de uma quebra estrutural.

Perron (1989) considerou inicialmente três modelos de quebra estrutural. O Modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O Modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. E o Modelo C, que é conhecido como o modelo *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos nível e tendência.

Especificamente, a quebra estrutural é tratada como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Seja τ o período anterior à quebra estrutural, de modo que a hipótese nula é que a série y_t segue um processo de raiz unitária com quebra estrutural no período $t = \tau + 1$, contra a hipótese alternativa de que y_t é estacionária. Em sua forma geral, o denominado modelo (C), considera quebra de intercepto e de tendência e é expresso por:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_1 D_L + \mu_2 D_P + \mu_3 D_T + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que a variável *dummy* de impulso $D_p = 1$ se $t = \tau + 1$ e zero, caso contrário; variável *dummy* de nível $D_L = 1$ se $t > \tau$ e zero, caso contrário; e variável *dummy* de tendência $D_T = t - \tau$ se $t > \tau$ e zero, caso contrário; a_0 é o intercepto; a_2 é o coeficiente da tendência determinística t ; o termo de resíduo é um ruído branco não autocorrelacionado e homocedástico, $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$; k é o número de defasagens escolhido de acordo com os critérios usuais de seleção de defasagens. μ_1, μ_2, μ_3 e β são parâmetros a serem estimados¹. Os resíduos obtidos na equação em (5) são usados para estimar a equação por meio de mínimo quadrados ordinários:

$$e_t = a_1 e_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de a_1 é unitário. Sendo os resíduos independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de a_1 dependerá da razão tamanho da amostra pré-quebra/tamanho total da amostra, denotada por $\lambda = \frac{\tau}{T}$, em que T é o número total de observações. Assim sendo, o termo “ λ ” determina a fração de quebra no teste de Perron (1989), representando a proporção de observações que ocorreram anteriormente à quebra estrutura, em relação ao número total de observações.

Caso os resíduos sejam correlacionados, deve-se então estimar a equação em (6) na forma do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com seleção apropriada de defasagens para corrigir a autocorrelação. Para essa finalidade, utiliza-se a abordagem do geral para o específico, conforme sugerido por Campbell e Perron (1991), onde se escolhe *a priori* um número máximo de defasagens ($p_{máximo}$), as quais vão sendo eliminadas uma a uma, caso o coeficiente da última defasagem se apresente não significativo.

Todavia, Christiano (1992) criticou a abordagem de Perron (1989) sob o fundamento de que os pontos de quebra não devem ser tratados como exógenos uma vez que a imposição de uma data de quebra envolve uma questão de *data-mining*. Para Christiano (1992), a escolha da data da quebra estrutural está correlacionada com os dados, o que diminui a validade do procedimento proposto por Perron (1989) de seleção exógena da quebra. Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron

¹ A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (5): $a_1=1, 1 \neq 0, 2 \neq 0$ e $a_2=3=0$, ao passo que a hipótese alternativa, tem-se: $a_1 < 1, a_2 \neq 0, 2 \neq 0, 3 \neq 0$ e $1=0$. Perron (1989) prevê, ainda, dois casos particulares de mudanças no intercepto (Modelo A) ou na inclinação da série (Modelo B).

(1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados.

Perron (1997) desenvolveu um teste de raiz unitária com estimação do ponto de quebra de forma endógena, baseando-se nos modelos A, B e C de Perron (1989) e nos métodos *Innovation Outlier* (IO) e *Additive Outlier* (AO). O modelo AO permite uma mudança súbita na média (*crash model*), enquanto o modelo IO permite mudanças mais graduais.

Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) propuseram que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos como também a 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 expressão em (7):

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (7)$$

em que θ e γ são parâmetros escalares desconhecidos, t é uma tendência temporal e v_t são 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*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período T_b (*exponential shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*).

Operacionalmente, o teste de raiz unitária proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) está baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e na subtração dessa tendência da série original, seguida de um teste ADF desenvolvido às séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, obter a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. A escolha do número ótimo de defasagens se baseia nos resultados apresentados pelo critério de informação de Akaike (AIC).

3.3 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO BVAR

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 capacidade 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:

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_i Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (8)$$

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.

3.4 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 séries 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;

3.5 LIMITAÇÕES DA METODOLOGIA

Apesar das vantagens oferecidas pela abordagem bayesiana e pela estrutura multivariada dos modelos BVAR, esta pesquisa apresenta algumas limitações metodológicas que devem ser consideradas na interpretação dos resultados.

A primeira limitação refere-se à disponibilidade e frequência dos dados utilizados, o que reduz a capacidade de capturar as dinâmicas de curto prazo. Como a base de dados é composta por séries anuais, o número de observações é naturalmente reduzido em comparação a séries trimestrais ou mensais, o que restringe o poder estatístico das estimativas e pode gerar *overfitting*, e foi o que levou a escolha do modelo bayesiano ao invés do VAR frequentista tradicional.

Outra limitação está relacionada ao uso de distribuições a priori na abordagem bayesiana. Embora os priors adotados, assim como o *Minnesota Prior*, sejam amplamente reconhecidos e utilizados na literatura, eles ainda carregam um grau de subjetividade, uma vez que incorporam crenças anteriores à estimação. Mesmo sendo fundamentadas empiricamente, essas suposições podem influenciar os resultados, especialmente quando o número de observações é limitado.

Por fim, os resultados do modelo BVAR são sensíveis às escolhas de especificação, como o número de defasagens incluídas e o tipo de prior selecionado. Pequenas alterações nessas escolhas podem impactar significativamente as estimativas e as funções de resposta a impulso, o que exige cautela na análise e reforça a necessidade de testes de robustez adicionais em futuras extensões do trabalho.

Por fim, mesmo com a escolha do modelo BVAR, que permite explorar a relação dinâmica dos GT com a PTF além das respostas a choques a longo do tempo, os resultados do presente trabalho não devem ser interpretados como evidência causal estrita da relação entre as variáveis.

4 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 - ADF^{GLS} , MZ_t^{GLS} , Vogelsang e Perron (1998) e Saikkonen e Lütkepohl (2002). Como pode ser observado na tabela 1, considerando o último teste Saikkonen e L 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 (como variáveis

dummies de intervenção), 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
PTF	C	0,50	0,96	-	Innovational Outlier	2020	-5,78 ^(a)	Rational Shift	2021	-2,86 (3 lags) ^(c)
PTF	C, T	-1,37	-1,30	-	Innovational Outlier	2009	-4,49	Rational Shift	2021	-4,61 (3 lags) ^(a)
ΔPTF	C	-2,01 ^(b)	-1,50	2	Innovational Outlier	2003	-5,75 ^(a)	Rational Shift	2021	-3,78 (4 lags) ^(a)
ΔPTF	C, T	-2,14	-1,56	2	Innovational Outlier	2003	-5,63 ^(b)	Rational Shift	2021	-3,27 (5 lags) ^(b)
GT	C	0,68	0,73	1	Innovational Outlier	2022	-5,39 ^(a)	Exponential Shift	2008	-1,67 (2 lags)
GT	C, T	-2,11	-1,78	-	Innovational Outlier	2007	-5,82 ^(a)	Rational Shift	2008	-3,98 (2 lags) ^(a)
ΔGT	C	-0,94	-0,51	2	Innovational Outlier	2005	-13,52 ^(a)	Rational Shift	2017	-3,69(0 lags) ^(a)
ΔGT	C, T	-5,22 ^(a)	-2,29	-	Innovational Outlier	2005	-13,01 ^(a)	Rational Shift	2017	-2,82(0 lags) ^(c)
PIB	C	-0,23	-0,02	1	Innovational Outlier	2023	-3,69	Rational Shift	2021	-3,61 (7 lags) ^(a)
PIB	C, T	-1,10	-1,07	-	Innovational Outlier	2009	-4,61	Rational Shift	2021	-3,86 (6 lags) ^(a)
ΔPIB	C	-2,42 ^(b)	- 2,08 ^(b)	1	Innovational Outlier	2014	-5,08 ^(b)	Rational Shift	2015	-3,57 (6 lags) ^(a)

ΔPIB	C, T	-2,48	-2,13	1	Innovational Outlier	2012	-4,96 ^(c)	Rational Shift	2015	-4,28 (6 lags) ^(a)
$DBGG$	C	-0,48	0,73	-	Innovational Outlier	2016	-4,51	Rational Shift	2006	-3,05 (0 lags) ^(b)
$DBGG$	C, T	-2,11	-1,12	-	Innovational Outlier	2020	-3,88	Rational Shift	2006	-4,09 (5 lags) ^(a)
$\Delta DBGG$	C	-2,24 ^(b)	-1,17	2	Innovational Outlier	2002	-6,06 ^(a)	Rational Shift	2003	-4,35 (2 lags) ^(a)
$\Delta DBGG$	C, T	-2,43	-1,41	2	Innovational Outlier	2006	-7,75 ^(a)	Rational Shift	2003	-4,09 (2 lags) ^(a)
JR	C	-2,15 ^(b)	- 1,82 ^(c)	-	Innovational Outlier	2022	-5,89 ^(a)	Rational Shift	2001	-5,50 (3 lags) ^(a)
JR	C, T	-3,19 ^(c)	-2,35	-	Innovational Outlier	2022	-5,71 ^(b)	Exponential Shift	2001	-3,47 (2 lags) ^(b)
ΔJR	C	-3,22 ^(a)	- 2,07 ^(b)	2	Innovational Outlier	1999	-9,03 ^(a)	Rational Shift	2020	-5,06 (2 lags) ^(a)
ΔJR	C, T	-5,47 ^(a)	-2,64	-	Innovational Outlier	2000	-10,27 ^(a)	Rational Shift	2020	-4,40 (2 lags) ^(a)

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] [^]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_{α} [^]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.

Em resposta as quebras estruturais encontradas nos testes demonstrados na tabela 1, foram adicionadas as seguintes variáveis exógenas com a finalidade de controlar o efeito das quebras encontradas:

- D1999: *Dummy* para quebra estrutural encontrada em 1999 por conta da troca do câmbio fixo para o flutuante;
- D2003: *Dummy* para quebra estrutural encontrada em 2003 por conta da mudança entre governos e suas políticas;
- D2008: *Dummy* para a quebra estrutural encontrada em 2008 por conta da crise financeira mundial;
- D2020: *Dummy* para a quebra estrutural encontrada em 2020 por conta da crise mundial causada pela pandemia do Corona Vírus.

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 \mathcal{R}^2 (coeficiente de determinação) de 0,9482 e um \mathcal{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) o que apenas corrobora a adequação da especificação.

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. Esses resultados obtidos acabam confirmando o resultado obtido em

estudos similares (Devarajan *et al.*, 1996), onde os pesquisadores mostraram que os subsídios do Governo chinês impactavam negativamente a produtividade das empresas, principalmente aquelas em estágio inicial de desenvolvimento.

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-reposta 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, que é um ponto crucial para entender a proporção do erro de previsão de cada variável que é explicada por choques não antecipados das outras variáveis ao longo do tempo. Olhando para 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

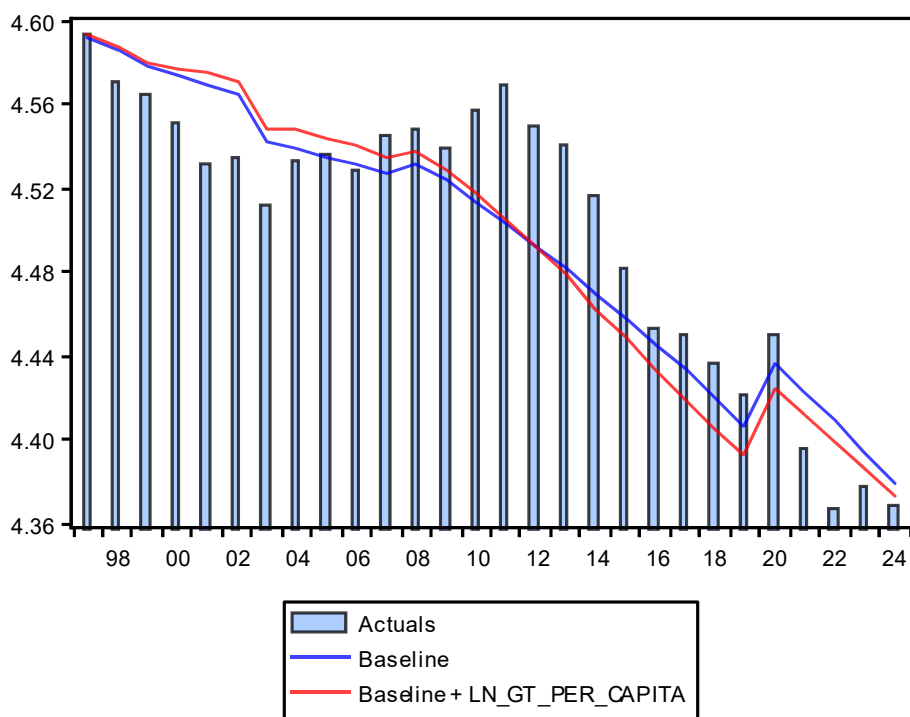
Fonte: Elaboração própria. Uso do software econométrico Eviews

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. 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.

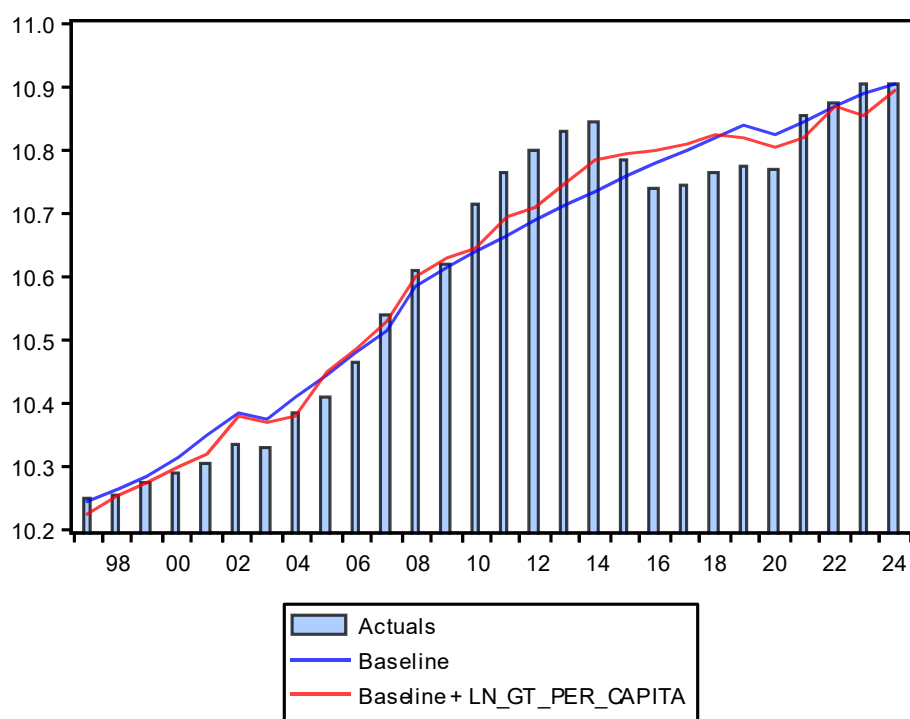
Gráfico 1 – Decomposição História Clássica

Historical Decomposition using Generalized Weights

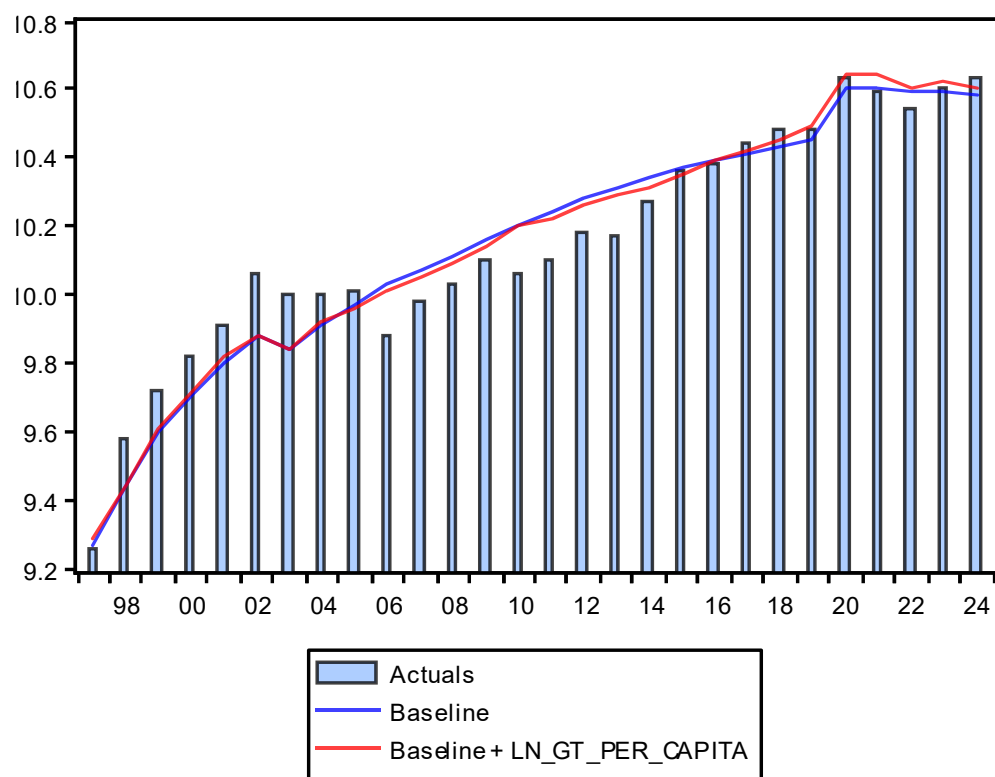
LN_PTF_CA from LN_GT_PER_CAPITA



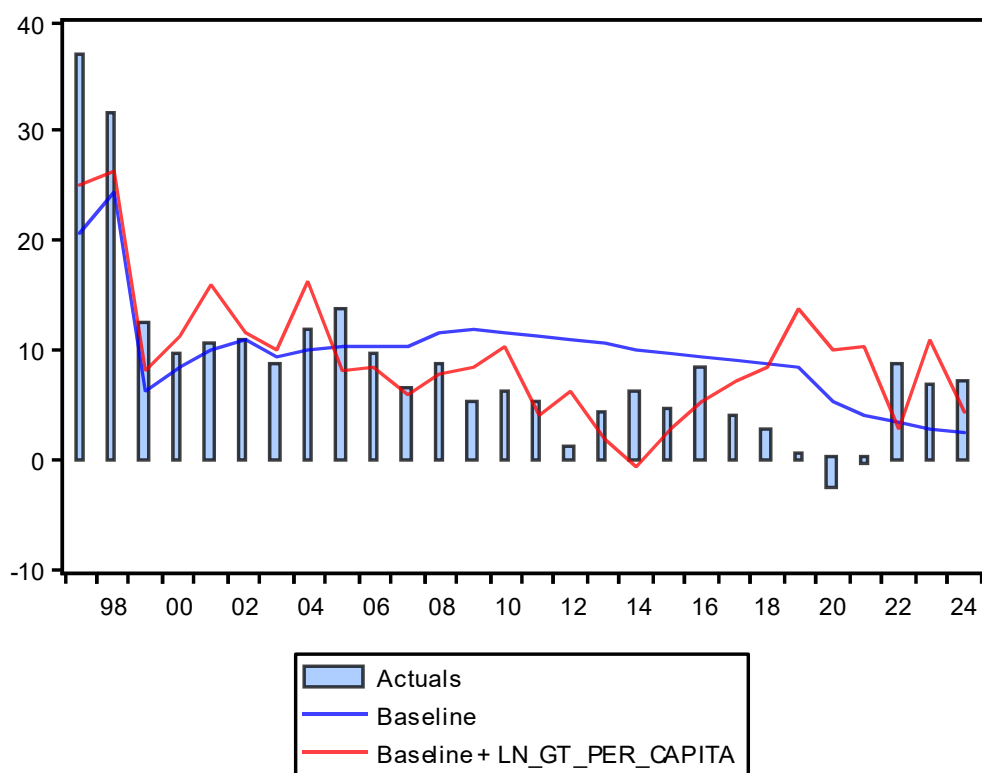
LN_PIB_PER_CAPITA from LN_GT_PER_CAPITA



LN_DB_PER_CAPITA from LN_GT_PER_CAPITA



JUROS_REAL from LN_GT_PER_CAPITA



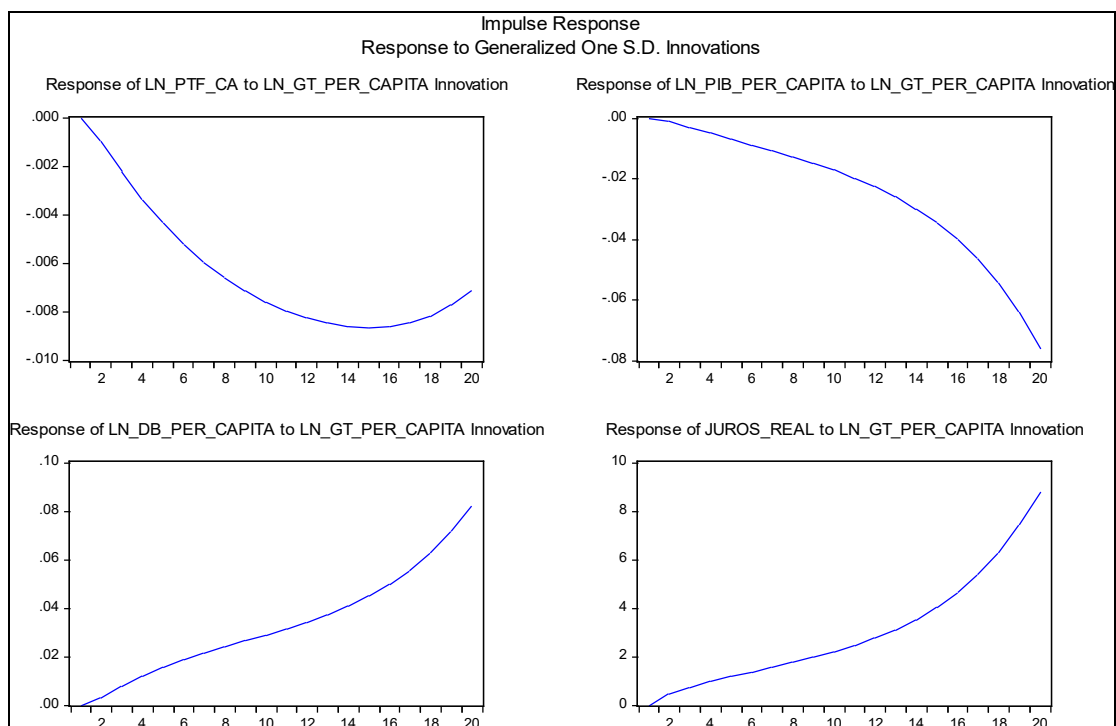
Fonte: Elaboração própria. Uso do software econométrico Eviews

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. O foco recai sobre o impacto de uma inovação no Gastos tributários, sobre outras variáveis macroeconômicas.

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 contramão 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 olharmos para como a variável do PIB reage ao choque nos GT, vemos 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 à economia. 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.

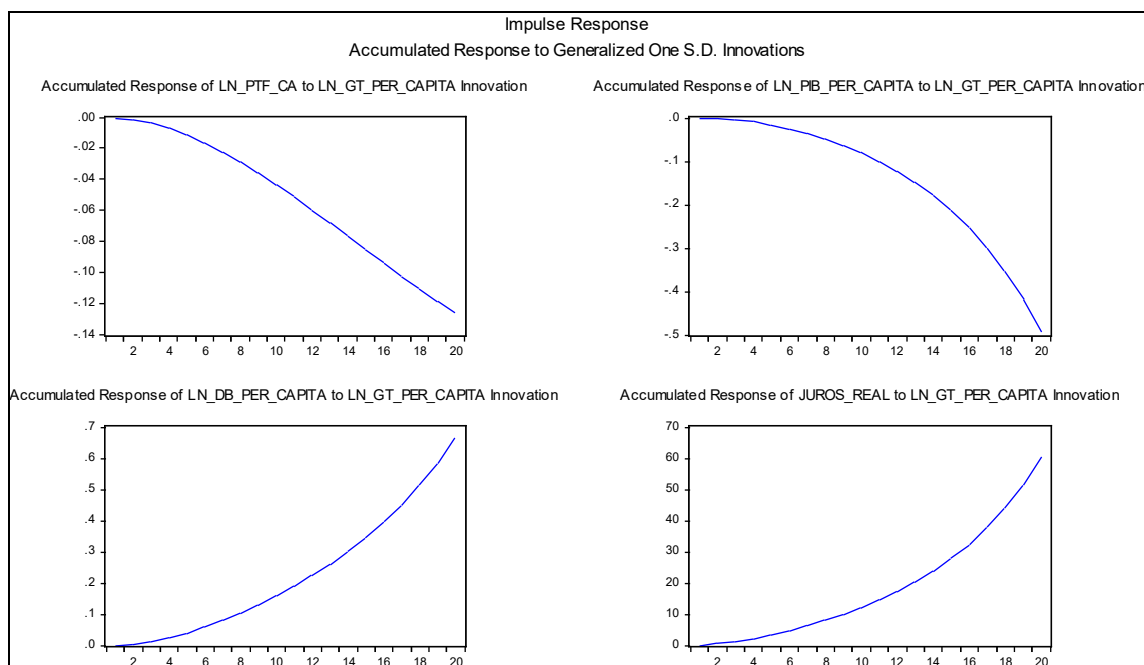
Gráfico 2 – Função Impulso-Resposta Generalizada (choques não acumulados)



Fonte: Elaboração própria. Uso do software econométrico Eviews

Ao interpretarmos as repostas dos choques acumulados (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.

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



Fonte: Elaboração própria. Uso do software econométrico Eviews

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 afirmar 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.

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-TVC) 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 produz, previsões de longo prazo mais precisas quanto maior for 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 que as mesmas são características dos modelos BVAR com coeficientes variantes ao longo do tempo, 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, contribuindo de forma consistente para a compreensão do problema investigado e para o debate empírico presente na literatura.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

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 promover 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.

REFERÊNCIAS

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.

APÊNDICES

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
		196.6556			-	
1	172.0890	*	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

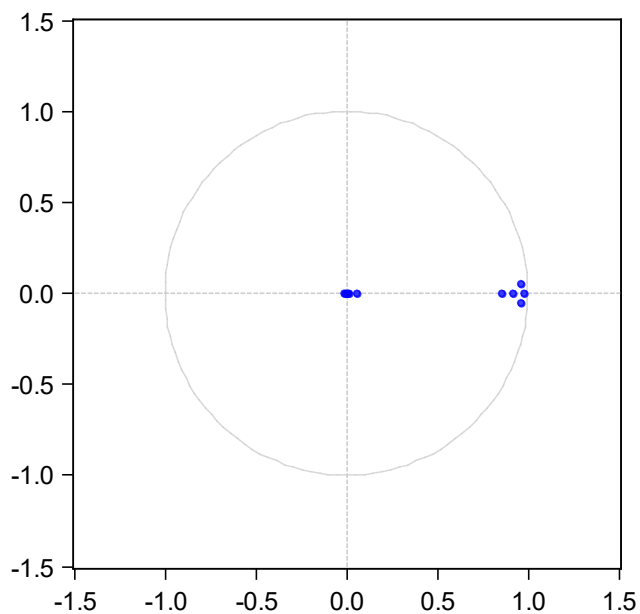
Lag specification: 1 2

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.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



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:

Chi-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