

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Gean Miguel Pens

**DETERMINANTES DO CRESCIMENTO DO GASTO PÚBLICO NO BRASIL PARA
O PERÍODO 2012-2022**

SANTA MARIA, RS
2023

Gean Miguel Pens

**DETERMINANTES DO CRESCIMENTO DO GASTO PÚBLICO NO BRASIL PARA
O PERÍODO 2012-2022**

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para a obtenção de título de **Bacharel em Ciências Econômicas**.

Orientador: Prof. Dr. Reisoli Bender Filho

Santa Maria, RS
2023

Gean Miguel Pens

**DETERMINANTES DO CRESCIMENTO DO GASTO PÚBLICO NO BRASIL PARA
O PERÍODO 2012-2022**

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para a obtenção de título de **Bacharel em Ciências Econômicas.**

Aprovada em 14 de julho de 2023

**Reisoli Bender Filho, Dr.(UFSM)
(Presidente/Orientador)**

Kalinca Léia Becker, Dra. (UFSM)

Daniel Arruda Coronel, Dr. (UFSM)

Santa Maria, RS
2023

AGRADECIMENTOS

Agradeço, em primeiro lugar, aos meus pais por todo o apoio que me foi dado, permitindo que eu pudesse me dedicar integralmente aos estudos, concluindo minha graduação sem muitas preocupações. Em todos esses anos na universidade conheci dezenas de pessoas, com realidades sociais distintas, o que me mostrou a importância que é ter uma rede de apoio para essa etapa da vida.

Agradeço a Dinda Elite por sempre me incentivar a estudar, me estimulando intelectualmente e culturalmente. Quando se cresce no interior não há muitas perspectivas para a vida, você me mostrou que o horizonte era mais longe.

Agradeço imensamente ao Professor Reisoli por todos esses anos de parceria na iniciação científica e orientação. A iniciação científica constituiu uma experiência de aprendizado, acadêmica e profissional, de grande importância para a minha carreira.

Aos amigos Afonso, Samuel e Vitor, meu agradecimento por esses anos de camaradagem. Passar a vida universitária com vocês permitiu que toda tragédia se transformasse em uma divina comédia.

DETERMINANTES DO CRESCIMENTO DO GASTO PÚBLICO NO BRASIL PARA O PERÍODO 2012-2022

AUTOR: Gean Miguel Pens

ORIENTADOR: Prof. Dr. Reisoli Bender Filho

O entendimento dos determinantes do crescimento do gasto público é uma questão central para a formulação e análise da política fiscal. Durante o período de março de 2012 até dezembro de 2022, o gasto público per capita aumentou cerca de 28,52% enquanto a renda dos contribuintes aumentou apenas 8,02%. A partir desse contexto, o objetivo do trabalho consistiu em compreender as razões pelas quais as despesas do governo tiveram um crescimento maior do que a renda dos contribuintes, no período. Para tal, partiu-se de um modelo do eleitor mediano para estimar-se uma função de demanda por bens públicos, que foi estimada a partir do método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios. Os resultados apontam para uma demanda por serviços do governo com uma elasticidade-renda de 7,99%, indicando a validade da Lei de Wagner, com os bens ofertados pelo governo caracterizando-se como bens de luxo. Observou-se uma elasticidade-preço da demanda de -0,90%, o que indica para a presença de ilusão fiscal, com os eleitores-contribuintes tendo uma percepção distorcida do custo real do serviço público. Além disso, foi constatada uma forte influência do gasto passado na determinação do gasto presente, causada pela alto nível de despesas obrigatórias.

Palavras-Chave: Gastos públicos; Eleitor Mediano; Lei de Wagner; Ilusão Fiscal; Economia brasileira.

ABSTRACT

DETERMINANTS OF PUBLIC SPENDING GROWTH IN BRAZIL FOR THE PERIOD 2012-2022

AUTHOR: Gean Miguel Pens

ADVISOR: Prof. Dr. Reisoli Bender Filho

Understanding the determinants of its growth is a central issue for the formulation and analysis of fiscal policy. During the period of March 2012 to December 2022, per capita public spending increased by about 28.52% while taxpayers' income increased by only 8.02%. From this context, the objective of the work was to understand the reasons why government expenditures had a greater growth than taxpayers' income in the period. To this end, a median voter model was used to estimate a demand function for public goods, which was conceived using the Two-Stage Least Squares method. The results point to a demand for government services with an income-elasticity of 7.99%, indicating the validity of Wagner's Law, with the goods offered by the government being characterized as luxury goods. A price-elasticity of demand of -0.90% can be observed, which indicates the presence of fiscal illusion, with consumer-taxpayers having a distorted perception of the real cost of the public service. Furthermore, a strong influence of past spending on the formation of present spending was found, caused by the high level of mandatory expenditure.

Keywords: Public Finance; Median Voter; Wagner's Law; Fiscal Illusion; Brazilian Economy.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	08
2	ABORDAGEM TEÓRICA DO GASTO PÚBLICO	12
2.1	A TEORIA DA ESCOLHA PÚBLICA.....	12
2.2	MECANISMOS DE VOTAÇÃO E ALOCAÇÃO DE RECURSOS.....	13
2.2.1	Regra da maioria	13
2.2.2	Paradoxo de condorcet	14
2.3	O TEOREMA DO ELEITOR MEDIANO.....	16
2.4	A ILUSÃO FISCAL.....	18
2.5	LEI DE WAGNER.....	20
3	REVISÃO DE LITERATURA	22
4	METODOLOGIA	24
4.1	DERIVAÇÃO DO MODELO TEÓRICO E EMPÍRICO.....	24
4.2	ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO.....	25
4.3	DADOS E VARIÁVEIS.....	29
5	RESULTADOS E DISCUSSÕES	30
5.1	MEDIDAS DESCRITIVA DO MODELO.....	30
5.2	TESTES DE DIAGNÓSTICO.....	31
5.3	ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE DEMANDA POR BENS PÚBLICOS.....	35
6	CONCLUSÕES	39
	REFERÊNCIAS	41
	APÊNDICE A – SAÍDAS DO TESTE DE HAUSMAN	49

1. INTRODUÇÃO

Em dezembro de 2012, o gasto público per capita do Brasil era de R\$607,82, enquanto o Produto Interno Bruto(PIB) per capita era de R\$3747,12. Em dezembro de 2022, o valor per capita despendido pelo Governo Federal era de R\$781,52, enquanto o PIB per capita foi de R\$4047,60.¹ Assim, dado o período observado, houve um aumento do gasto público per capita de 28,52% enquanto a renda aumentou apenas 8,02%. Esse contexto recente gera questionamentos sobre os fatores determinantes da expansão dos gastos públicos como também sobre a sustentabilidade das contas públicas, conforme Melo, Araújo e Leite (2021).

O entendimento das razões para o crescimento dos gastos governamentais tem sido uma das preocupações centrais acerca do debate sobre o setor público, dado que a referida conta, globalmente, é o determinante central do pleno emprego, do acesso à educação básica, serviços públicos, segurança e saúde. Trabalhos teóricos e empíricos, como de Ram (1986) e Barro (1990) apresentam evidências de que os gastos públicos podem elevar o crescimento econômico por meio do aumento da produtividade do setor privado. Logo, a compreensão das causas do crescimento desses gastos torna-se objeto importante à compreensão das condições estruturais da atividade econômica.

A discussão sobre os gastos públicos é inerente a evolução econômica e assenta-se, sobremaneira, nas teorias comumente classificadas, com base no trabalho de Borcharding e Lee (2004), como “institucionais” ou “a-institucionais”. A abordagem primeira apresenta uma análise baseada no arcabouço da escolha pública e política, choques institucionais e o papel dos governantes, eleitores e contribuintes, além dos seus interesses pessoais. Desse ponto de vista, o governo é um veículo para vários tipos de grupos de interesse promover a redistribuição de renda em seu próprio favor, dependendo de seus tamanhos e poderes relativos.

Por outro lado, a segunda abordagem enfatiza os impactos das mudanças nas condições de mercado, como a renda e os efeitos nos preços na demanda por serviços públicos. A partir dessa abordagem, pode ser obtido um procedimento geral para derivar a demanda por serviços públicos, que se dá por meio da estimação da

¹ Dados da Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE com preços constantes de dezembro de 2022.

demanda do eleitor mediano, que parte da preferência de renda, preço de imposto por unidade de serviço e preço de bens e serviços privados relacionados.

Todavia, os estudos contemporâneos considerando essa abordagem iniciaram com Downs (1957), a partir de “Uma Teoria Econômica da Democracia”, onde foi apresentada a regra para o comportamento do governo democrático, aplicando a teoria econômica à tomada de decisões políticas fora do mercado. Nesse tratado, Downs (1957) abdicou de fazer declarações normativas sobre escolhas de políticas públicas e, tentando determinar o que seria ideal, concentrou-se no que é racional no processo de tomada de decisões, dados os incentivos relevantes.

Logo, compreender os determinantes e efeitos das políticas fiscais é de fundamental importância para os formuladores de políticas econômicas e aos estudiosos da economia pública, sendo que dois conceitos são frequentemente associados a esse debate: a Lei dos Dispendios Públicos Crescentes e a Ilusão Fiscal. A primeira baseia-se na Lei de Wagner (WAGNER, 1883) que é uma observação empírica que sugere uma relação positiva entre o crescimento econômico e o aumento da despesa pública ao longo do tempo. E a segunda sugere que os indivíduos e os governos têm uma percepção distorcida dos custos e benefícios das políticas fiscais (PUVIANI, 1903).

Neste sentido, a Ilusão Fiscal ocorre quando as pessoas não consideram adequadamente as consequências fiscais a longo prazo de suas decisões de gastos e tributação. Sobre isso, Siqueira e Nogueira (2014) argumentam que a Ilusão Fiscal é um conceito que pode servir de explicação para a eficiência baixa da política fiscal do Brasil. Ainda, ressaltam que a estrutura fiscal combina uma carga tributária elevada, desigualdade de renda, e baixa qualidade dos serviços públicos ofertados.

Além disso, fatores institucionais igualmente podem colaborar para tal dinâmica. A Constituição Federal de 1988, por meio dos novos mecanismos institucionais, trouxe um excesso de vinculações orçamentárias e um elevado nível de despesas obrigatórias. Rezende, Araújo e Oliveira (2006) argumentam que esses fatores levam a um ciclo vicioso, onde um aumento nas receitas do governo resulta diretamente no aumento das despesas obrigatórias.

Alinhado a essas discussões, como objetivo propôs-se determinar as variáveis que impactaram no crescimento do gasto público real per capita na economia brasileira, no período de março de 2012 até dezembro de 2022. E como objetivos

específicos: (i) estimar uma função de demanda por bens públicos; (ii) avaliar a presença da chamada ilusão fiscal e; (iii) testar a hipótese da Lei de Wagner;

O trabalho justifica-se por contribuir para a literatura aplicando a análise para os anos recentes, cobrindo assim contextos que trouxeram grandes desafios para o panorama fiscal do país, como a crise econômica e institucional (iniciada em 2015) e a pandemia da covid-19. Destaca-se que há trabalhos sobre essa temática, contudo em períodos e contextos econômicos distintos e que usam outras abordagens teóricas e empíricas.

Silva e Siqueira (2014) também utilizaram a abordagem do eleitor mediano para examinar se a hipótese de Mill, de Ilusão Fiscal, auxilia em explicar o forte aumento das despesas do Governo Federal, no período 1990-2011, encontrando evidências de que, quanto maior a proporção do imposto de renda no total de tributos arrecadados, menor o gasto do próprio governo, o que confirma a hipótese de que existe Ilusão Fiscal na demanda por gasto público do governo central. Já Prado (2017) analisou a dinâmica dos gastos do governo central entre 1997-2013, a partir das abordagens da Lei de Wagner e da Ilusão Fiscal, encontrando evidências de ocorrência de ambas. Além disso, encontrou evidências para a abordagem donexo causal com as receitas em alguns níveis de desagregação do gasto público. Possa (2021) investigou a existência de relação de causalidade entre gastos públicos e renda nacional entre os anos de 1997 e 2019, concluindo que há relação de causalidade entre os dispêndios públicos federais e o PIB. Serrano, Ferreira e Mendes (2022) encontraram evidências para a lei de wagner e ilusão fiscal no período de 1995 a 2015, também utilizando a abordagem do eleitor mediano.

Estruturalmente, o trabalho está organizado em seis capítulos. No primeiro contextualiza-se o tema, o problema, os objetivos e a justificativa. No segundo é apresentado o arcabouço teórico que permeia a teoria da escolha pública, o teorema da Lei de Wagner e a ilusão fiscal. No terceiro é apresentada uma revisão de literatura dos trabalhos empíricos que testaram a validade da Lei de Wagner e Ilusão Fiscal. No quatro apresentam-se os aspectos metodológicos, demonstrando a construção dos modelos teórico e empírico, bem como a estratégia de estimação. Os resultados são apresentados e discutidos no capítulo cinco, enquanto que as conclusões são delineadas no capítulo seis.

2. ABORDAGEM TEÓRICA DO GASTO PÚBLICO

Este capítulo apresenta a abordagem da Escolha Pública que serve como fundamento teórico à análise. Para tanto, está estruturada em cinco seções. Na primeira abordam-se os aspectos básicos da Teoria da Escolha Pública. Na segunda discute-se o teorema do eleitor mediano e, na terceira e quarta, são apresentadas as abordagens da ilusão fiscal e a Lei de Wagner.

2.1 A TEORIA DA ESCOLHA PÚBLICA

A Teoria da Escolha Pública constitui-se em uma área da economia que busca utilizar uma abordagem positiva para a análise do comportamento do governo e dos indivíduos em relação ao governo. Desse modo, não há implicações políticas, com a exceção de casos onde possa ser demonstrado que uma política do governo seja inviável. Tullock et al. (2002) destacam que, entre os economistas da Escola Clássica, as discussões sociais eram tratadas como uma questão essencialmente moral, sendo o agente público um maximizador do interesse público.

Ao longo dos séculos IX e XX, a ciência econômica assumia que os indivíduos agiam de modo a maximizar o seu bem estar próprio, agindo de acordo com seus próprios interesses, e a partir disso foram elaboradas as consequências de tal suposição. Sobre essa discussão, Tullock et al. (2002) alegam que, ao contrário da ciência econômica, a ciência política assumia que os atores políticos estavam preocupados em maximizar o bem estar da sociedade em geral, tomando decisões de acordo com o interesse público.

Desse modo, Tullock et al. (2002) descreve que havia uma divisão entre o modo de se analisar o comportamento dos indivíduos em dois cenários diferentes. Supõe-se assim que, enquanto o indivíduo estava no mercado, como um consumidor ou vendedor, agia de modo a pensar em seu interesse próprio ou o de sua família, mas quando estava votando ou tomando uma decisão como um político ou servidor público, agia para o interesse coletivo. Essa dicotomia levava à uma contradição onde, ao se votar ou trabalhar como um político, um agente passa por uma metamorfose que expandia sua perspectiva, fazendo com que ele tomasse decisões baseadas apenas em critérios morais, conforme discute.

Nessa linha, surgiram os estudos originais sobre a análise do Estado dentro da teoria econômica, como apresentado por Downs (1957), aplicando o pressuposto da maximização do bem estar próprio nos integrantes do Estado. Partindo da premissa do autointeresse, as regras de votação foram analisadas por Buchanan e Tullock (1999 [1962]), desenvolvendo uma nova abordagem para o voto. Surge assim a teoria da escolha pública que, em essência, faz uso do arcabouço teórico da estrutura analítica geral da economia e usa-a na ciência política. Portanto, assume-se que o indivíduo tomando decisões no mercado e o indivíduo tomando decisões na política são a mesma pessoa, agindo pelo seu próprio interesse.

Na próxima seção discutem-se os sistemas de votação e alocação de recursos e suas implicações, de modo a contextualizar o teorema do eleitor mediano.

2.2 MECANISMOS DE VOTAÇÃO E A ALOCAÇÃO DE RECURSOS

O voto é uma ferramenta de decisões sociais amplamente utilizada nas mais diversas esferas da sociedade. Em alguns casos, as decisões são tomadas diretamente pelos indivíduos que compõem um grupo específico. Por outro lado, é muito comum uma organização social em que as decisões sejam tomadas em um modelo de voto representativo, onde os indivíduos votam diretamente em representantes que serão encarregados de tomar uma ampla gama de decisões públicas em nome da coletividade (OSBORNE & RUBINSTEIN, 2020).

Como os representantes se envolvem em votações diretas no congresso e no senado, a modelagem usada para o voto direto pode ser estendida para um modelo representativo, como destacam Nicholson e Snyder (2007). Desta forma, faz-se importante contextualizar os modelos de votação, a partir do modelo direto, iniciando por uma apresentação da regra da maioria.

2.2.1 Regra da maioria

A regra da maioria é uma regra de agregação de preferências comumente usada em votações. Em sua forma mais simples, vence a alternativa que obter 50% + 1 dos votos. Essa forma é a que se observa, no Brasil, em eleições para prefeitos, governadores e presidente, além de decisões internas na câmara dos deputados e no

senado. Mauerberg e Strachman (2014) ressaltam que, nessa regra, é evidente que uma parcela das pessoas envolvidas na votação irão sair descontentes com o resultado. Isso ocorre dado que essa regra impõe à uma minoria, a derrotada, que aceite determinadas ações, sem que haja a possibilidade de compensações. Dessa forma, a minoria derrotada se encontra em um estado pior do que estava antes do processo, gerando uma externalidade (OSBORNE & RUBINSTEIN, 2020).

Buchanan e Tullock (1999 [1962]) demonstraram que, dentre todos os processos de agregação de preferências, o único capaz de não gerar nenhuma externalidade é a regra do consenso. Isso ocorre pois, se todos concordam com a mesma proposta, dentre todas as possibilidades, é evidente que todos os participantes estarão em uma situação positiva após o processo. Todavia, a regra do consenso é inviável para processos com um elevado número de participantes. Em uma população com um tamanho grande, os custos das negociações para convencer a todos e chegar à unanimidade seriam proibitivos.

Como as decisões sobre o gasto público em nível de país se dão pela regra da maioria, quando o eleitor escolhe os membros do executivo e quando o legislativo vota o orçamento, a regra da maioria passa a ser um dos alicerces centrais. Como é visto em Mueller (2003), a regra da maioria está intrinsecamente relacionada à análise de políticas públicas, considerando a relevância da regra da maioria na formulação, implementação e avaliação dessas políticas. Dessa forma, é possível examinar como os processos majoritários afetam a alocação de recursos, a definição de políticas redistributivas e outras áreas de política.

Na próxima subseção discute-se o Paradoxo de Condorcet e a irreconciliabilidade nas preferências dos eleitores.

2.2.2 Paradoxo de Condorcet

Formulado no século XIX pelo Marquês de Condorcet², o Paradoxo de Condorcet trata de situações onde há uma disjunção entre as preferências de um grupo e as preferências individuais. Isto é, mesmo quando os indivíduos possuem preferências racionais, seguindo as definições da teoria econômica, caso das

² O texto original, escrito pelo Marquês de Condorcet pode ser acessado em: <https://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bpt6k417181/f7.item>

preferências que fundamentam os três axiomas: Completude: *dadas quaisquer duas cestas X e Y , então $(X \succeq Y) \vee (Y \succeq X)$* ; Reflexividade: *dada qualquer cesta X , ela será tão boa quanto ela mesma, em termos, $X \succeq X$* e; Transitividade: *sejam X, Y e Z cestas quaisquer, $(X \succeq Y \wedge Y \succeq Z) \Rightarrow (X \succeq Z)$* .

Logo, considerando duas cestas de consumo X e Y , o consumidor poderá classificá-las de acordo com o grau de desejabilidade que cada uma delas tenha. Usa-se o símbolo \succeq , do modo $X \succeq Y$, para descrever que a cesta X é **fracamente preferível** à Y . O símbolo \sim descreve quando o consumidor é **indiferente** entre as duas cestas, isto é, $X \sim Y \Leftrightarrow (X \succeq Y \wedge Y \succeq X)$. Quando o consumidor possui uma relação **estritamente preferível** à cesta X em relação à cesta Y , utilizamos o símbolo \succ , isto é, $X \succ Y \Leftrightarrow (X \succeq Y \wedge \neg(Y \succeq X))$.

Condorcet percebeu que essas preferências bem comportadas não se refletiam no comportamento agregado dos indivíduos. Dessa forma, fazendo com que agentes racionais tomassem decisões irracionais. Quando um grupo de pessoas tenta decidir uma opção dentre três ou mais, em uma votação sobre a regra da maioria, a relação binária resultante pode não ser transitiva e, por consequência, não é uma relação de preferência.

Como descrevem Osborne e Rubinstein (2020), os indivíduos tomam como critério os pressupostos baseados nos axiomas para avaliar as alternativas de votos. Se considerar a relação binária \succeq por $x \succeq y$ se, e somente se a maioria das relações binárias \succeq_i prefere x em relação a y . Então \succeq é uma relação completa e reflexiva, satisfazendo os dois primeiros axiomas, porém, não é necessariamente transitiva, como pode ser verificado.

Supõe-se uma sociedade contendo os indivíduos $i = \{1, 2, 3\}$ e as decisões sociais $X = \{a, b, c\}$, assume-se que as relações de preferências individuais são descritas como $a \succ_1 b \succ_1 c$, $b \succ_2 c \succ_2 a$ e $c \succ_3 a \succ_3 b$. Logo, se forem agregadas as preferências individuais pela regra da maioria, então obtêm-se $a \succ b$ e $b \succ c$, porém, apenas a minoria prefere a em relação a c . Dessa forma, tem-se $a \succ b, b \succ c$ e $c \succ a$, o que fere o princípio da transitividade.

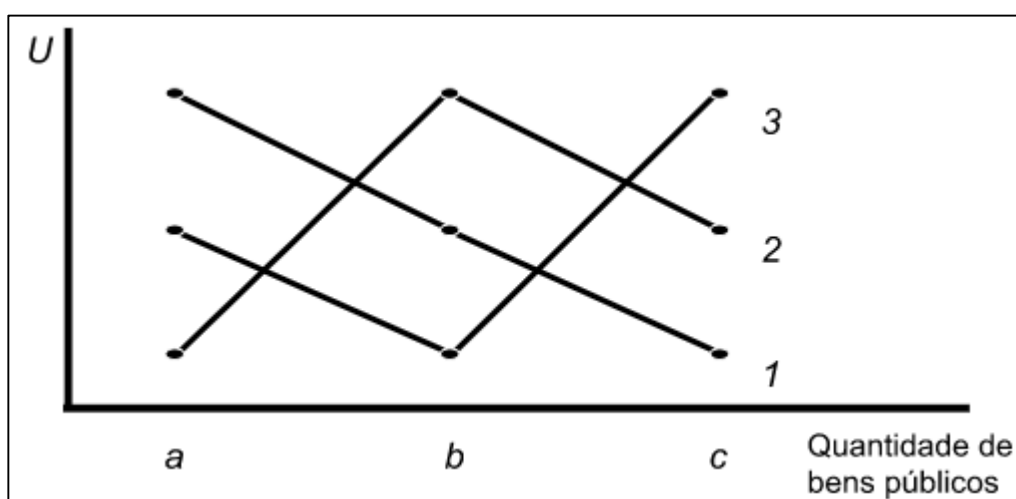
Na próxima subseção, apresenta-se o teorema do eleitor mediano e como as restrições sobre os tipos de preferências permitidas podem gerar resultados de equilíbrio em votações sobre a regra da maioria.

2.3 O TEOREMA DO ELEITOR MEDIANO

O teorema do eleitor mediano insere-se como uma abordagem a-institucional para explicar o crescimento do gasto público. Como discutido, uma abordagem a-institucional foca nos aspectos mecânicos do gasto público, utilizando-se do arcabouço teórico convencional da Teoria Neoclássica. Como descrevem Borcharding e Lee (2004), nesse tipo de abordagem parte-se do pressuposto de que a oferta de bens pelo governo surge a partir do fracasso do mercado em suprir a demanda de um determinado bem ou serviço público. Nessa ótica, torna-se necessário determinar quem deseja ser atendido pelo governo, e assim, o eleitor mediano é geralmente tomado como fundamental na determinação do nível de gasto público.

Black (1948) demonstrou que os resultados de votação de equilíbrio sempre ocorrem nos casos em que a questão sendo votada é unidimensional e onde as preferências dos eleitores são de “pico único”. Para entender essa questão, pode-se observar o paradoxo de Condorcet, atribuindo níveis hipotéticos de utilidade às opções do conjunto X , que seguem a lógica das preferências dadas para os indivíduos i , conforme Figura 1.

Figura 1 - Utilidade hipotética dos indivíduos para cada nível de gasto público

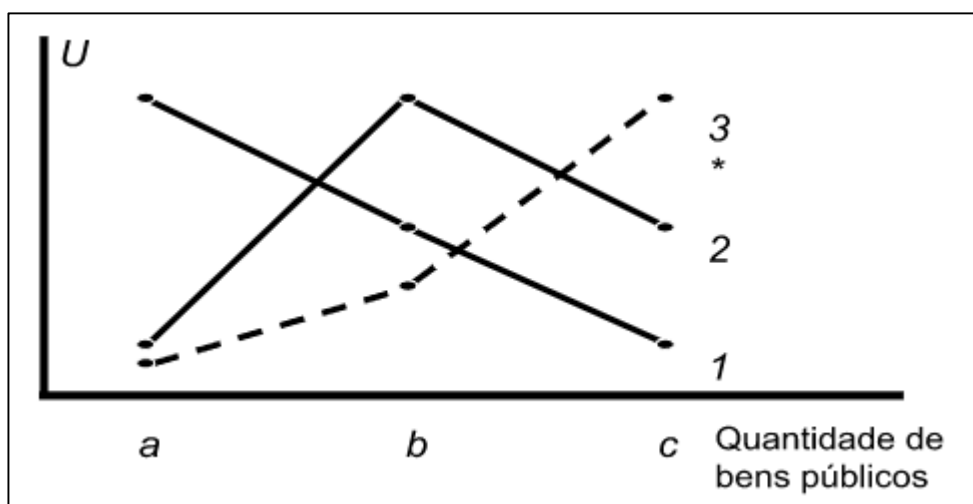


Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Nicholson e Snyder (2007).

Para os indivíduos 2 e 3, as preferências possuem pico único, ou a medida que o nível de gasto público aumenta, há apenas um ponto onde se maximiza a utilidade local. Em contrapartida, o indivíduo 1 possui dois máximos locais, em a e c , é esse

padrão de preferências que fere o axioma da transitividade quando agregam-se as preferências dos três indivíduos. Se o indivíduo 1 possuísse outro padrão de preferências, como pode ser observado na Figura 2, com apenas um máximo local ao nível de gasto público c , então o Paradoxo de Condorcet poderia não ser verificado.

Figura 2 - Utilidade hipotética dos indivíduos para cada nível de gasto público (para um novo padrão de preferências do indivíduo 3)



Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Nicholson e Snyder (2007).

Analisando, o indivíduo 3 apresenta as preferências $c >_{3*} b >_{3*} a$ (na linha tracejada). Black (1948) mostrou que os padrões de pico único são mais condizentes com a realidade quando analisam-se votações de opções que se encontram num espectro unidimensional, como a escolha do nível do gasto público. Quando analisam-se essas preferências de modo agregado, sobre a regra da maioria, obtêm-se $b > c > a$, não ferindo o axioma da transitividade e escolhendo o nível de gasto público do eleitor mediano.

A partir dessa construção, Black (1948) concluiu que, se as escolhas são unidimensionais e se as preferências são de pico único, então a regra da maioria resultará na seleção da opção que possui a preferência do eleitor mediano. Por consequência, as preferências do eleitor mediano serão determinantes à escolha do nível de gasto público.

Estudos mais recentes aprofundam e ampliam a compreensão do teorema do eleitor mediano. McDonald, Mendes e Budge (2004) generalizaram um “governo” para um mandato “mediano”, no qual o eleitor mediano escolhe o partido central no

parlamento, que então traduz suas preferências em políticas públicas. Para verificar isso, eles analisaram com que precisão parlamentos e governos representam a posição esquerda-direita do eleitor mediano em cada uma das 20 democracias parlamentares ao redor do mundo. Os resultados apontaram que a representação geral da posição do eleitor mediano é razoavelmente precisa, uma vez que as distorções em uma etapa ou em um momento são compensadas por distorções na direção oposta em outra. E Poole (2005) apresenta modelos matemáticos que incorporam a dimensão espacial das preferências políticas, oferecendo uma visão mais detalhada sobre como o eleitor mediano afeta as decisões políticas. A abordagem do eleitor mediano é comumente usada para avaliar os efeitos da lei de wagner e ilusão fiscal, como visto em Alm e Embaye (2011), Silva e Siqueira (2014), Serrano e Ferreira e Mendes (2022).

2.4 A ILUSÃO FISCAL

A Ilusão Fiscal é um fenômeno, descrito inicialmente por Amilcare Puviani (PUVIANI, 1903), em que os indivíduos e os governos têm uma percepção distorcida dos custos e benefícios das políticas fiscais. Ela ocorre quando as pessoas não consideram adequadamente as consequências fiscais a longo prazo de suas decisões de gastos e tributação.

O conceito foi posteriormente estendido por Buchanan (1960, 1967) introduzindo a percepção de que o eleitor-contribuinte subestima o volume dos impostos pagos ao governo, acreditando que o valor é menor do que realmente é, e superestima os benefícios dos bens e serviços ofertados pelo governo. Por conta disso, o eleitor-contribuinte escolhe sua cesta de gastos e tributos tomando como base um conjunto de informações limitadas ou falsas.

Como argumentam Silveira e Siqueira (2014), a teoria da ilusão fiscal parte do entendimento de que há uma facilidade para o governo encarecer o custo da informação completa a respeito da participação do eleitor-contribuinte no financiamento do setor público. Isso resulta do impacto individual insignificante do eleitor no resultado das eleições, não havendo incentivo para que se despenda tempo e recursos para se obter a informação. Portanto, no que demonstram Buchanan e

Wagner (1977), é uma escolha racional para o eleitor se manter mal informado e votar de acordo apenas com suas percepções.

Essa percepção distorcida dos custos fiscais pode levar a decisões econômicas e políticas subótimas. Por exemplo, os indivíduos podem demandar mais gastos governamentais ou benefícios sociais sem reconhecer plenamente os custos envolvidos, o que pode resultar em déficits orçamentários crescentes e aumento da dívida pública. Da mesma forma, os governos podem ser tentados a adotar políticas fiscais expansionistas para obter apoio popular, mesmo que isso prejudique a sustentabilidade fiscal e a estabilidade econômica a longo prazo. Assim, como demonstrado em Tanzi (2011), a Ilusão Fiscal pode fornecer uma explicação consistente quanto ao crescimento do gasto público.

Essa hipótese pode se apresentar de dois modos distintos. Quando decorre de um superdimensionamento da quantidade ou do benefício de bens e serviços promovidos pelo governo, ocorre a denominada “ilusão fiscal positiva”. Neste caso, os eleitores subestimam os custos reais das políticas governamentais. Isso pode acontecer quando os eleitores se concentram principalmente nos benefícios imediatos das políticas, sem levar em consideração adequadamente os custos financeiros a longo prazo. Eles podem ter uma percepção distorcida dos recursos disponíveis para financiar as políticas públicas, resultando em um apoio mais forte a programas de gastos e benefícios sem uma compreensão completa dos impactos fiscais, conforme discute Tanzi (2011).

Por outro lado, a “ilusão fiscal negativa”, ocorre quando os eleitores superestimam os custos das políticas governamentais. Isso pode acontecer quando os eleitores têm uma visão exagerada das implicações fiscais de determinadas políticas, acreditando que os custos são muito mais altos do que realmente são. Essa percepção pode levar a uma resistência injustificada a certas políticas públicas ou a uma preferência por políticas que buscam reduzir o tamanho do governo, mesmo quando os custos reais não são tão substanciais quanto se acredita (WAGNER, 1976).

Ambos os tipos de Ilusão Fiscal podem afetar o processo político e a tomada de decisões. No primeiro caso pode levar a políticas insustentáveis do ponto de vista fiscal, enquanto que no segundo pode levar a uma aversão excessiva a intervenções governamentais necessárias ou a uma resistência a impostos necessários para financiar serviços públicos.

2.5 LEI DE WAGNER

A Lei de Wagner (WAGNER, 1883), ou Lei dos Dispendios Públicos Crescentes é uma observação empírica que sugere uma relação positiva entre o crescimento econômico e o aumento da despesa pública ao longo do tempo. Foi formulada pelo economista alemão Adolph Wagner no final do século XIX. Ele observou que, a medida que as economias se desenvolvem e se tornam mais complexas, a demanda por serviços governamentais tende a aumentar. Isso ocorre devido a fatores como a necessidade de infraestrutura, educação, saúde, segurança, seguridade social e outras funções governamentais.

Bird (1971) e Magazzino, Giolli e Mele (2015) apontam que Wagner apresentou três razões principais para a expansão das despesas públicas decorrente do crescimento econômico. A primeira enfatiza que o crescimento econômico resulta em industrialização e modernização, tais situações reduzem a participação do setor público em relação ao privado. Porém, esse processo acarreta em um crescimento dos custos de regulação do setor privado por parte do governo.

A segunda se refere ao aumento da renda real da população que resultaria em uma elevação da demanda por serviços do governo (infraestrutura, educação, saúde e segurança), tendo que o Estado ofertar esses serviços de modo mais eficiente ou em maior quantidade. E por último, em função de minimizar os efeitos de monopólios naturais, aumentando a eficiência econômica, o que demanda elevados custos, o Estado precisaria investir em setores específicos que não aumentariam continuamente as despesas públicas.

Ainda, Verna e Arora (2010) e Magazzino, Giolli e Mele (2015) discutem que as despesas do governo são incrementadas naturalmente com o crescimento do PIB, de um modo em que as despesas expandem-se mais rapidamente do que a produção. Dessa forma, há uma relação elástica entre as despesas públicas e a atividade econômica.

Bağdigen e Çetintaş (2003) apontam um importante aspecto na proposição de Wagner, que é o horizonte de longo prazo. Neste sentido, em países em desenvolvimento, o crescimento da despesa pública resulta em maior parte do progresso social, o qual é determinante das mudanças de longo prazo. De outro lado,

a hipótese de Wagner não discute mudanças de curto prazo, dado que qualquer dessas mudanças, como as restrições financeiras, faria com que a despesa pública não fosse derivada do que a lei sugere, mas de causas transitórias (BENDER FILHO, 2019).

Apesar disso, é importante considerar os efeitos de curto prazo na Lei de Wagner, como restrições orçamentárias. A razão disso, explica Bağdigen e Çetintaş (2003), é que tais restrições podem frear o crescimento das despesas públicas, de modo que sua expansão esteja condicionada pela receita, ao contrário do que ocorre usualmente, onde o crescimento das despesas condiciona as receitas. Ainda assim, no longo prazo, tais efeitos tendem a ser superados em economias em desenvolvimento.

Contudo, Wagner não formalizou sua hipótese em termos matemáticos, dessa forma, diferentes formulações surgiram a fim de testar a validade de sua lei. Entre elas estão a de Peacock e Wiseman (1961) que investigaram empiricamente a relação entre o crescimento do gasto público e da renda nacional por meio da equação $\ln(g) = a + b\ln(Y)$, em que g é o gasto público total e Y o produto interno bruto. Similarmente, Pryor (1969) utilizou o consumo do governo como uma variável dependente, na forma $\ln(c) = a + b\ln(Y)$. Com uma formulação em termos *per capita*, Gupta (1967) testou a Lei de Wagner levando em consideração o crescimento populacional, apresentando sua abordagem na forma $\ln(g/n) = a + b\ln(Y/n)$. Complementarmente, Goffman (1968) propôs uma abordagem que leva em termos *per capita* somente o PIB, apresentando a relação como $\ln(g) = a + b\ln(Y/n)$.

Conquanto diversas formulações tenham sido testadas, em trabalhos teóricos e empíricos, ainda não há um consenso sobre a validade de seus efeitos (BENDER FILHO, 2021). Desse modo, não há consonância sobre como o gasto público se relaciona com atividade agregada, assim como se mantém tal relação em conjunturas econômicas distintas.

3. REVISÃO DE LITERATURA

A partir do arcabouço teórico apresentado, há uma extensa literatura empírica desenvolvida. Assim, esse capítulo tem como objetivo apresentar os estudos desenvolvidos para diferentes países e distintas metodologias.

A cerca da Lei de Wagner, muitos trabalhos avaliam a validade da proposição para diversos países. Tobin (2005) utilizou Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para testar essa hipótese para a China, durante os anos de 1978 a 2001, encontrando validade para a teoria. Wijeweera e Garis (2009) encontraram evidências para a Lei de Wagner para os gastos públicos da Arábia Saudita, entre 1969 e 2007, utilizando o teste de cointegração e modelos de correção de erros. Kumar, Webber e Fargher (2012), por meio de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), encontraram evidências para a Nova Zelândia no período 1960-2007.

Estudos mais amplos, com a incorporação de diversos países também foram realizados. Akitoby et al. (2006) utilizando modelos de correção de erros realizou uma análise de 52 países em desenvolvimento, no período 1970-2002. Os resultados apontaram para uma relação de cointegração entre a produção e os gastos governamentais em 70% dos países, sugerindo uma relação consistente e de longo prazo com a Lei de Wagner. Evidências também foram encontradas para a União Européia, em Karagianni e Pempetzoglou (2011) que evidenciaram uma relação causal entre produção e gasto do governo para dez países do bloco no período que compreende os anos de 1949 a 1998.

Para a economia brasileira, evidências da Lei de Wagner foram observadas por Moretto (1994) que avaliou os gastos públicos com educação e cultura, observando uma demanda elástica pela educação, variando mais do que a renda, no período entre 1965 e 1988. Silva e Siqueira (2014), que executaram uma análise para o período de 1990 a 2011, focando no ambiente da redemocratização. Prado (2017), em uma análise que compreende os anos de 1997 a 2013, encontrou evidências para a Lei de Wagner nas despesas autônomas do país. E Bender Filho (2021) testou a relação entre o gasto público e o crescimento econômico na economia brasileira nas últimas duas décadas (1996-2016) a partir de várias formulações, encontrando resultados não permitem ratificar a hipótese proposta pela Lei de Wagner, apesar da evidente expansão dos gastos públicos nas décadas recentes,

resultado que sugere que a parcela do gasto público na renda se manteve no longo prazo. Serrano, Ferreira e Mendes (2022) encontraram evidências para a lei de Wagner e ilusão fiscal no período de 1995 a 2015, também utilizando a abordagem do eleitor mediano.

Em relação à ilusão fiscal, diversos estudos empíricos observaram a utilização da estratégia da tributação indireta para induzir o eleitor-contribuinte a subestimar os custos de financiamento do governo. Dentre eles, podem ser citados os de Chetty, Looney e Kroft (2009), de Dell'anno e Mourao (2012) e de Silva e Siqueira (2014).

Um dos efeitos da ilusão fiscal é fazer com que o eleitor-contribuinte acredite que paga um menor preço-tributo devido à complexidade do sistema tributário. Há uma variedade de trabalhos empíricos que testaram essa hipótese e obtiveram uma variedade de resultados, porém, a maioria deles apontam para um aumento nas despesas governamentais quando há uma ampliação da complexidade fiscal (PRADO, 2017). Alguns trabalhos nessa linha são Bastiaens, Borger e Vanneste (2001) e Dell'anno e Mourao (2012).

A ilusão fiscal ocorre quando há um sistema de financiamento de gastos do governo por emissão de dívida pública. O financiamento por endividamento gera uma distorção na percepção do preço-tributo ao eleitor-contribuinte, visto que a única obrigação no presente que é o pagamento de juros da dívida (OATES, 1988). Evidências empíricas dos efeitos de ilusão da dívida foram encontradas por Christopoulos e Tsionas (2003), Dell'anno e Mourao (2012) e Banzhaf e Oates (2012).

O aumento nas transferências intergovernamentais para os governos locais, como ocorrido no Brasil a partir de 1988, pode provocar a elevação da despesa sem aumento correspondente na renda dos indivíduos daquele determinado local (RIOS E COSTA, 2005), fenômeno que foi denominado de efeito *flypaper*. Esse tipo de ilusão fiscal foi observado em diversos trabalhos de Rios e Costa (2005), Mendes (2005), Mattos e Rocha (2011), Sakurai (2013) e Araujo e Siqueira (2016).

Desse modo, observa-se uma extensa literatura que valida total ou parcialmente as hipóteses acerca da Lei de Wagner e da ilusão fiscal para diversos países e contextos econômicos, evidenciando a importância da discussão sobre os gastos públicos.

4. METODOLOGIA

Este capítulo tem como objetivo apresentar os aspectos metodológicos. Para isso está estruturado em três seções. Na primeira é introduzido o modelo teórico de demanda por bens públicos, bem como a derivação do modelo empírico. Na seção 4.2 é apresentada a estratégia de estimação, bem como os métodos aplicados. E na seção 4.3 são expostas as fontes dos dados e as variáveis usados à estimação.

4.1 DERIVAÇÃO DO MODELO TEÓRICO E EMPÍRICO

Para estimar nossa função de demanda por bens públicos, seguiu-se a proposta encontrada em Niskanen (1978), tomando como q a quantidade de bens públicos demandada pelo eleitor, definida como uma função do preço percebido por unidade de serviços governamentais pagos pelo eleitor mediano (s) e a renda do eleitor mediano (y). O modelo a ser estimado pode ser descrito como é apresentado na equação (1)

$$q = as^{\eta}y^{\delta}, \quad (1)$$

onde a é o parâmetro escala do modelo e η e δ são os parâmetros da função, com $\eta < 0$ e $\delta > 0$.

Porém, as variáveis q e s não podem ser observadas. Para contornar isso, podemos assumir $s = \tau c$, onde c é o custo marginal unitário de q , e τ é a parcela do eleitor mediano no custo unitário dos serviços públicos. Substituindo em (1), obtém-se:

$$cq = a\tau^{\eta}c^{1+\eta}y^{\delta}, \quad (2)$$

em que cq é o gasto público per capita. A variável τ é dada por:

$$\tau = (r/e)(1/n), \quad (3)$$

sendo r o total das receitas tributárias do governo, e é o gasto total do governo e n o número de pagadores de impostos.

A partir disso, assume-se que c é uma função tanto da taxa salarial no setor privado (w) e do número de contribuintes. Assim define-se:

$$c = bw^\gamma n^\lambda, \quad (4)$$

onde b é um parâmetro de escala e γ e λ são os parâmetros estimados que medirão, respectivamente, a extensão do efeito Baumol (BAUMOL, 1967), quando há aumento de custos em atividades que não tiveram um aumento da produtividade, e o grau de publicidade dos serviços públicos, dadas as restrições $0 \leq \gamma \leq 1$ e $\lambda \geq 0$.

Combinando as equações, obtêm-se:

$$cq \equiv g = a \left(\frac{r-1}{en}\right)^\eta (bw^\gamma n^\lambda)^{1+\eta} y^\delta = ab^{1+\eta} \left(\frac{r}{e}\right)^\eta w^{\gamma(1+\eta)} n^{\lambda(1+\eta)-\eta} y^\delta \quad . \quad (5)$$

A Equação em (5) representa a função de demanda por bens públicos, com g representando o gasto público per capita (observe que $cqn = e$). Como todas as variáveis são observáveis, é a partir dessa equação que se torna possível desenvolver a análise de um modelo empírico.

4.2 ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO

Para serem estimados, os modelos de regressão devem atender determinadas premissas fundamentais para garantir que os estimadores sejam consistentes e não viesados. Supor que os regressores (X) não sejam correlacionados com o termo de erro ε , é uma dessas premissas básicas. Caso essa hipótese não seja atendida e a correlação entre um regressor e os erros seja diferente de zero ($cov(X_n, \varepsilon) \neq 0$) resulta no problema de endogeneidade (WOOLDRIDGE, 2010). De modo simples, podemos explicar a endogeneidade como uma situação em que a variável em questão é afetada por outros fatores no modelo e, ao mesmo tempo, influencia as outras variáveis também.

Para entender isso, pode-se considerar um sistema definido por duas equações, conforme em (6), Y_1 e Y_2 são definidos por uma relação de equilíbrio econômico:

$$\begin{aligned} Y_{1i} &= \gamma_1 Y_{2i} + \gamma_1 X_{1i} + \dots + \gamma_n X_{ni} + \varepsilon_{1i}, & \varepsilon_{1i} &\sim N(0, \sigma_{\varepsilon_1}^2) \\ Y_{2i} &= \gamma_2 Y_{1i} + \gamma_2 X_{2i} + \dots + \gamma_n X_{ni} + \varepsilon_{2i}, & \varepsilon_{2i} &\sim N(0, \sigma_{\varepsilon_2}^2) \end{aligned} \quad (6)$$

Neste caso, Y_1 e Y_2 são definidos simultaneamente (ou são variáveis endógenas), os regressores X correspondem às variáveis exógenas e ε_{1i} e ε_{2i} erros que distribuem-se normalmente com média e variância constante. Estrutura em que os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) são viesados e inconsistentes. Todavia, a estimação por Variáveis Instrumentais (VI) ou por Mínimos Quadrados de Dois Estágios (MQ2E) gera estimadores consistentes quando os instrumentos (w) atendem as restrições em (7) (WOOLDRIDGE, 2010).

$$\begin{aligned} cov(Y_2, \varepsilon_1) &= 0 \\ cov(Y_2, w) &\neq 0 \end{aligned} \quad (7)$$

Para tanto, a endogeneidade é testada a partir da aplicação do teste de Hausman (1978) que compara as estimativas de MQO e MQ2E e determina se as diferenças são estatisticamente significativas. O referido teste tem na hipótese nula a ausência de correlação entre os regressores, neste caso o Y_2 , e o termo de erro, caso em que os estimadores não apresentam diferenças e são consistentes, porém a utilização de MQO gera resultados mais eficientes. Caso contrário, quando as variáveis são endógenas, os estimadores devem ser obtidos a partir de variáveis instrumentais.

O método de MQ2E utiliza variáveis instrumentais para corrigir o viés da referida endogeneidade a partir da estimação de equações estruturais, as quais devem atender a condição de identificação. Para isso, Sargan (1958) propôs o teste de sobreidentificação para verificar se um conjunto de instrumentos são ortogonais aos resíduos estimados. Este teste tem como hipótese nula que os instrumentos são válidos; opostamente, a rejeição daquela indica que algum dos instrumentos pode não ser adequado (HANSEN, 2022).

Tal estrutura metodológica foi aplicada para analisar os determinantes da demanda por bens públicos ofertados pelo governo. Partindo do modelo da Equação (5), foram estruturadas as equações para implementar a modelagem de MQ2E, utilizando a população (n) e as receitas tributárias do governo (r) como instrumentos da renda do eleitor mediano (y). Além disso, para lidar com os possíveis problemas de autocorrelação, foi usada uma defasagem da variável dependente, gasto público per capita (g).

Ao utilizar o método MQ2E, a defasagem de uma variável pode ser considerada como uma variável exógena e instrumento para a variável endógena atual. A ideia é que os valores passados da variável são menos propensos a serem afetados por fatores simultâneos ou correlacionados com o termo de erro (Wooldridge, 2010). Neste sentido, incluir defasagens em um modelo MQ2E permite controlar o efeito da endogeneidade e fornecer estimativas consistentes dos parâmetros.

Para a estimação por Mínimos Quadrados em Dois Estágios ser feita adequadamente, é necessário a aplicação do teste de Sargan - Hansen (SARGAN, 1958; HANSEN, 1982) para a validação dos instrumentos utilizados. Como sabemos, em um modelo de regressão por MQ2E, as variáveis instrumentais são usadas para superar o problema da endogeneidade, que ocorre quando as variáveis explicativas estão correlacionadas com os termos de erro do modelo. As variáveis instrumentais devem ser relevantes para as variáveis explicativas, mas não devem estar correlacionadas com os termos de erro.

O teste de Sargan-Hansen avalia a hipótese nula de que as variáveis instrumentais são válidas, ou seja, que elas estão não correlacionadas com os termos de erro. O teste compara a diferença entre as variáveis explicativas observadas e as variáveis explicativas previstas a partir das variáveis instrumentais. Se as variáveis instrumentais forem válidas, a diferença entre as variáveis observadas e as variáveis previstas deve ser insignificante.

A estatística de teste do teste de Sargan segue uma distribuição χ^2 . Se o p-valor associado ao teste for maior que o nível de significância de 5%, não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de validade das variáveis instrumentais. Isso indica que as variáveis instrumentais são válidas e a estimação do modelo por MQ2E é apropriada.

A partir do modelo da Equação (5), que nos dá uma função de demanda por bens públicos, podemos partir para um modelo analítico. O primeiro passo se dá pela linearização do modelo com o uso de logaritmos, chega-se a Equação em (8), com os parâmetros sendo interpretados como elasticidades:

$$\ln(g) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y) + \beta_2 \ln\left(\frac{r}{e}\right) + \beta_3 \ln(n) + \beta_4 \ln(w). \quad (8)$$

Com a introdução da defasagem e a incorporação dos instrumentos em $\ln(y)$, pode-se expressar o modelo a ser estimado como na Equação (9):

$$\ln(g)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(y) + \beta_2 \ln(g)_{t-1} + \beta_3 \ln(r/e) + \beta_4 \ln(w). \quad (9)$$

sendo $\beta_0 = \ln(ab^{1+\eta})$, $\beta_1 = \delta$, $\beta_3 = \eta$, $\beta_4 = \gamma(1 + \eta)$ e t o período de tempo.

Dessa forma, se torna possível estimar o modelo, dado que todas as variáveis são observáveis. O comportamento esperado das variáveis, a partir dos resultados empíricos segue o que foi descrito por Alm, Embaye (2011). Um coeficiente positivo da renda do eleitor mediano (β_1) é esperado pela Lei de Wagner, com o modelo seguindo a forma proposta por Gupta (1967), que leva em conta o crescimento populacional.

O coeficiente da razão entre a receita corrente e os gastos do governo (β_3) será negativo, dado que r/e estará medindo a extensão do déficit orçamento. A partir desse resultado, pode-se detectar possíveis falhas do governo em perceber com precisão o valor de seus gastos, a ilusão fiscal. Se a demanda por serviços do governo for inelástica ao preço, observamos $|\eta| < 1$.

O coeficiente β_4 , da taxa salarial é ambíguo dependendo da magnitude da elasticidade-preço dos serviços do governo estimada em β_3 . A variação da produtividade do setor público poderá ser observada no parâmetro γ . Caso a produtividade do setor público for menor que no setor privado, iremos observar $\gamma > 0$ em β_4 . Além disso, se não houver crescimento na produtividade do setor público, então será observado $\gamma = 1$.

4.3 DADOS E VARIÁVEIS

Todos os dados utilizados compreendem o período de março de 2012 a dezembro de 2022, em uma frequência mensal. Todos os dados nominais foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), tomando como base dezembro de 2022.

As estimativas mensais para a população (n) foram coletadas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A renda do eleitor mediano (y) foi obtida dividindo-se o PIB mensal, coletado no sítio do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e dividindo-se pela população. Por mais que, desse modo, esteja-se lidando com um “eleitor médio”, Alm e Embaye (2011) explicam que, ao se analisar os gastos governamentais a nível nacional, é aceitável utilizar o PIB per capita como uma aproximação da mediana. Para a taxa salarial do setor privado (w) usou-se o salário médio nacional, estimado pelo IBGE através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

A receita tributária do governo (r) e a despesa total (e) foram coletadas através do sítio do Tesouro Nacional, com sua razão (r/e) atuando como o determinante da extensão do déficit público. Para taxa salarial do setor privado foi considerado o salário mensal médio calculado pelo IBGE na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios como uma *proxy*. A variável dependente, demanda por bens públicos (g), foi obtida dividindo a despesa total do governo (e) pela população total (n).

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Este capítulo tem como objetivo apresentar os resultados obtidos por meio da estimação do modelo de demanda de bens públicos. Na seção 5.1 são apresentadas as estatísticas descritivas do modelo. Em seguida, na seção 5.2, os testes de diagnósticos aplicados ao modelo, bem como seus resultados. Por fim, na seção 5.3, estão apresentados os resultados e a análise.

5.1 MEDIDAS DESCRITIVAS DO MODELO

As informações primárias são analisadas inicialmente a partir das estatísticas descritivas das variáveis usadas no modelo. Na Tabela 1 são apresentadas as medidas descritivas de média, desvio padrão, mínimos e máximos obtidas nos resultados da pesquisa.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
<i>g</i>	130	718,5968	139,9045	545,07	1.498
<i>y</i>	130	3696,268	186,8648	3201,99	4047,6
<i>n</i>	130	206095600	5171140	197074000	2146800000
<i>r</i>	130	100053079943	1653937472	54937446510,21	175744430372,36
<i>r/e</i>	130	0,696385	0,1686885	0,19	1,32
<i>w</i>	130	2912,146	141,1042	2690	3317

Fonte: Resultados da pesquisa, 2023.

É possível observar uma grande variação do gasto público per capita durante o período observado, o valor mínimo compreende a fevereiro de 2013, enquanto a valor máximo foi em junho de 2020, durante a pandemia do coronavírus. Os impactos da pandemia também podem ser observados na renda do eleitor mediano, medida pelo PIB per capita, atingiu o seu menor valor em abril de 2020. A população (*n*) se manteve em crescimento durante todo o período, com medidas bem estáveis. Durante o período houve um crescimento populacional de 9,18%.

As receitas tiveram grande variação durante o período, valendo destacar o seu valor mínimo atingido durante a pandemia. A variável r/e , que nos dá a extensão do déficit, resultou em uma média menor do que 1, que indica que o governo operou em déficit na maior parte do período da análise. Os maiores déficits foram observados durante a pandemia, resultado da diminuição das receitas em decorrência da crise econômica, somado ao aumento dos gastos com as medidas de contenção da crise.

A taxa salarial do setor privado e a população apresentaram comportamento estável, de acordo com o esperado. Não se observou crescimento significativo dos salários, o que pode induzir uma ineficiência do setor público quando o custo do serviço ofertado pelo governo cresce em um nível maior do que a taxa salarial do setor privado (ALM E EMBAYE, 2011).

5.2 TESTES DE DIAGNÓSTICO

Para verificar a presença de heterocedasticidade, aplicou-se o teste de Breusch-Pagan (BREUSCH E PAGAN, 1979). O teste baseia-se na ideia de que, na presença de heteroscedasticidade, os resíduos de um modelo de regressão estão correlacionados com as variáveis independentes. O teste é realizado estimando o modelo de regressão original e obtendo os resíduos ao quadrado. Em seguida, esses resíduos ao quadrado são regredidos sobre as variáveis independentes.

A estatística de teste é calculada com base nos coeficientes dessa regressão auxiliar. A hipótese nula do teste é a ausência de heteroscedasticidade, enquanto a hipótese alternativa é a presença de heteroscedasticidade. A estatística de teste segue uma distribuição χ^2 e é comparada a um valor crítico para determinar se a hipótese nula deve ser rejeitada.

Os resultados do teste apontaram para um $\chi^2 = 4,55$, com um $p - valor$ de 0,0329. Esse resultado está dentro do valor crítico de 1%, rejeitando a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade. A presença de heterocedasticidade torna a estimação do modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) viesada, por tanto, nesses casos, se faz necessário o uso de estimadores robustos, como a matriz de covariância robusta de Huber-White (Huber, 1967 e White, 1980) e um modelo de estimação mais adequado como o Modelo de Mínimos Quadrados em Dois Estágios(MQ2E).

Para verificar a presença de cointegração, aplicou-se os testes de raiz unitária modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron (MZ_{α}^{GLS}), propostos em Elliot, Rothenberg e Stock(1996) e Ng e Perron (2001), que cobrem os problemas causados pela presença de quebras-estruturais na estrutura do processo gerador dos dados. As modificações aplicadas no teste Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) partem de um núcleo de dois aspectos principais das séries de tempo. Em primeiro lugar, o uso de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é ineficiente para a extração de tendências em séries temporais.

A raiz unitária em uma série temporal implica que a série é não estacionária, o que significa que ela exibe tendência ou dependência temporal. Por outro lado, uma série estacionária não possui tendência ou padrões temporais sistemáticos. A presença de uma raiz unitária em uma série temporal indica que a série possui uma tendência ou componente determinístico que a torna não estacionária. A não estacionariedade de uma série temporal pode levar a resultados enganosos em análises estatísticas, como inferências incorretas e previsões imprecisas.

O teste ADF^{GLS} calcula uma estatística de teste (geralmente conhecida como estatística t ou estatística z) com base na regressão autorregressiva. Essa estatística é comparada com os valores críticos para determinar se a série é estacionária ou não. Se a estatística do teste for menor (mais negativa) do que os valores críticos, a hipótese nula de presença de raiz unitária é rejeitada, indicando que a série é estacionária. Os resultados desse teste encontram-se na Tabela 2.

Tabela 2 - Resultados do teste ADF^{GLS} às variáveis utilizadas no modelo

	Estadística do Teste $Z(t)$	$p - \text{valor}$
$\ln(g)$	-7,696	0,0000***
$\ln(y)$	-4,029	0,0013***
$\ln(r/e)$	-7,902	0,0000***
$\ln(n)$	-57,519	0,0000***
$\ln(r)$	-9,072	-0,0000***
$\ln(w)$	-4,120	0,0009***

Fonte: Resultados da pesquisa (2023).

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. 1% = -3,500, 5% = -2,888 e 10% = -2,578.

O teste indica a rejeição da hipótese nula, da presença de raiz unitária, para todas as variáveis ao nível de significância de 1%. A rejeição da hipótese nula indica que a série é não-estacionária, isso significa que a série exibe tendência, sazonalidade ou outras formas de dependência temporal.

O teste MZ_{α}^{GLS} é uma extensão do teste de Dickey-Fuller. O teste utiliza uma regressão autorregressiva para modelar a série e testar a hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária. A regressão leva em consideração a possível autocorrelação e heterocedasticidade dos erros do modelo (BENDER FILHO, 2021).

A estatística de teste Phillips-Perron é baseada na estatística *t – student* ou na estatística *z*, que é calculada usando os resíduos da regressão autorregressiva. A estatística de teste é comparada com os valores críticos para determinar se a hipótese nula de raiz unitária pode ser rejeitada ou não. Se a estatística de teste for menor (mais negativa) do que os valores críticos, a hipótese nula de presença de raiz unitária é rejeitada, indicando que a série é estacionária. Na Tabela 3 estão apresentados os resultados do teste de Phillips-Perron.

Tabela 3 - Resultados do teste MZ_{α}^{GLS} às variáveis utilizadas no modelo

	Estatística do Teste $z(\rho)$
$\ln(g)$	-86,151
$\ln(y)$	-25,490
$\ln(r/e)$	-98,147
$\ln(n)$	-0,232
$\ln(r)$	-118,895
$\ln(w)$	-34,563

Fonte: Resultados da pesquisa (2023).

1% = -19,897, 5% = -13,758 e 10% = -11,039.

O teste de Phillips-Perron (MZ_{α}^{GLS}) corrobora os resultados anteriores, indicando a presença de raiz unitária nas variáveis, sendo as séries são não-estacionárias. O resultado dos dois testes sugerem que a estimação do modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é ineficiente e pode apresentar resultados

enviesados e pouco significativos, o que valida a escolha do uso de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E).

Para verificar a presença de autocorrelação aplicou-se o teste Multiplicador de Lagrange, de Breusch-Godfrey (BREUSCH, 1978; GODFREY, 1978), que é uma extensão do teste de Durbin-Watson (DURBIN & WATSON, 1951), que verifica apenas a presença de autocorrelação de primeira ordem. A autocorrelação ocorre quando os resíduos de um modelo de regressão estão correlacionados entre si, ou seja, existe uma dependência serial nos erros do modelo. Essa autocorrelação pode violar uma das suposições básicas da regressão linear com MQO, que assume que os resíduos são independentes e identicamente distribuídos (HANSEN, 2022).

O teste é realizado por meio da estimação de um modelo de regressão auxiliar, onde os resíduos do modelo original são regredidos sobre suas próprias defasagens (*lags*) e as variáveis independentes do modelo original. Por sua vez, o número de defasagens incluídas na regressão auxiliar depende da ordem de autocorrelação que se deseja testar.

A estatística de teste Breusch-Godfrey é calculada com base nos coeficientes dessa regressão auxiliar e segue uma distribuição χ^2 . A hipótese nula do teste é a ausência de autocorrelação serial nos resíduos, enquanto a hipótese alternativa é a presença de autocorrelação serial. Um *p – valor* associado ao teste é calculado e comparado a um nível de significância pré-determinado (geralmente 5%) para decidir se a hipótese nula deve ser rejeitada. Se o *p – valor* for menor do que o nível de significância, há evidências estatísticas para rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial. Isso indica que os resíduos do modelo estão autocorrelacionados e que é necessário considerar a autocorrelação ao analisar os resultados do modelo de regressão.

O teste do Multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey apontou para um *p – valor* de 0,0945. O resultado supera o nível de significância de 5%, rejeitando a hipótese nula de ausência de correlação serial. Logo, a presença de correlação serial justifica o uso da defasagem no modelo.

5.3 ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE DEMANDA POR BENS PÚBLICOS

A partir da estrutura descrita na Equação (9), aplicou-se o teste de Hausman (1978) para comparar a consistência e a eficiência dos estimadores em um modelo. A ideia subjacente é que, se o estimador consistente em séries temporais for preferível, então a diferença entre os estimadores deve ser pequena. Por outro lado, se o estimador eficiente, mas não consistente em séries temporais, for preferível, então a diferença entre os estimadores deve ser significativa.

Para executar o teste, primeiro se estimou o modelo da Equação (9) por Mínimos Quadrados Ordinários MQO, conforme resultados da Tabela 1, do APÊNDICE A. Em seguida, aplica-se uma segunda regressão por MQO, usando o resíduos como uma variável explicativa e excluindo os instrumentos, conforme resultados apresentados na Tabela 2, do APÊNDICE A.

O resultado do teste de Hausman indicou a rejeição da hipótese nula, a partir da significância estatística de 5%, obtida para o parâmetro associado ao resíduo inserido na equação estrutural ($sig = 0,012$). Dessa forma, não atendendo as premissas básicas dos modelos de regressão linear múltipla, se faz necessária a estimação do modelo pelo método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios, para que seja evitada a produção de estimadores viesados e inconsistentes.

Os resultados da estimação por MQ2E à demanda por bens públicos é apresentada na Tabela 4. Para tanto, a consistência dos estimadores passa pela validação dos instrumentos. Foi obtido um $p - valor = 0,5731$ associado ao teste de Sargan-Hansen, indicando a não rejeição da hipótese nula, ao nível de 5% de significância. Dessa forma, observa-se que os resíduos não são correlacionados, portanto, os instrumentos do modelo são válidos.

Tabela 2 - Estimativas à demanda por bens públicos para a economia brasileira, no período de 03/2012 a 12/2022

	$\ln(g)$
$\ln(y)$	7,9891 *** (2,79)
$\ln(g)_{t-1}$	0,3259 ** (2,06)

$\ln(r/e)$	-0,9024 *** (-4,30)
$\ln(w)$	3,3692 ** (2,32)
β_0	-88,4231 ** (-2,56)
Observações	129
Instrumentado	$\ln(y)$
Instrumentos	$\ln(g)_{t-1}; \ln(r/e); \ln(w); \ln(n); \ln(r)$
Teste Sargan	-0,3176 *
Teste Lagrange Multiplier (χ^2)	2,796 *
Teste de Durbin's (χ^2)	2,681
Teste de Sargan – Hansen (χ^2)	0,3176

Fonte: Resultados da pesquisa (2023).

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Estatística z entre parênteses.

Avaliando os resultados da função de demanda por bens públicos, verifica-se que as variáveis utilizadas se relacionam corretamente, de acordo com os sinais esperados teoricamente, e possuem alto grau de significância estatística. A partir da Equação em (9), pode-se expressar o modelo com a introdução dos parâmetros obtidos, conforme Equação em (10):

$$\ln(g)_t = -88,4231 + 7,9891\ln(y) + 0,3259\ln(g)_{t-1} - 0,9024\ln(r/e) + 3,3692\ln(w). \quad (10)$$

Quanto as estimativas, o coeficiente positivo para a renda do eleitor mediano em $\ln(y)$, está de acordo com o esperado e indica para uma relação direta entre a renda do eleitor mediano e a demanda por bens públicos. E segue o proposto pela Lei de Wagner sobre o crescimento do setor público, sendo possível observar que à medida que a produção brasileira foi aumentando, houve um crescimento mais que proporcional do gasto público. Com uma elasticidade-renda da demanda maior que 1, indicando que os serviços do governo são considerados um bem de luxo.

Vale observar que o coeficiente aponta uma elasticidade-renda da demanda superior à unidade, atingindo 7,99%. Tal valor é superior ao observado por Bender Filho (2021), que estimou uma elasticidade de 0,89% para a versão de Gupta (1967), no curto prazo e de 0,63% para o longo prazo, para o período 1996-2016. Também superior ao observado por Serrano, Ferreira e Mendes (2022), para o período 1995-2015, com um coeficiente de 0,70%. O resultado se aproxima mais do que foi encontrado por Silva e Siqueira (2014), que obteve elasticidade de 1,65%.

Essa discrepância pode ser explicada pelo período analisado, onde o gasto público per capita cresceu 28,52%, enquanto a renda aumentou 8,02%. Parte desse baixo crescimento da renda está atrelado à crise econômica de 2014/2017, que resultou em uma queda de 9% do produto *per capita* brasileiro (BARBOSA, 2017). Além disso, a pandemia apresentou um cenário de recessão, com a paralisação da economia somada a um crescimento do gasto público, a fim de conter os impactos sociais e econômicos (MELO, ARAÚJO & LEITE, 2021). Esses fatores, quando somados, contribuíram para que o crescimento das despesas ocorresse em um nível maior do que o crescimento da renda. Dessa forma, os efeitos da Lei de Wagner foram potencializados no período analisado, com esse cenário podendo ter contribuído para que o parâmetro associado à renda do eleitor-contribuinte fosse elevado.

O coeficiente β_2 referente a variável defasada da demanda por bens públicos foi positivo, indicando que o gasto passado possui impacto no gasto presente. Esse resultado alinha-se ao argumentado por Rezende, Araújo e Oliveira (2006) que apontam para a ocorrência do efeito do ciclo vicioso no gasto público brasileiro, como decorrência de fatores constitucionais. Rocha e Giuberti (2005) destacam que, a partir de 1986, houve uma tendência de aumento na parcela obrigatória de gastos federais com despesas não financeiras e essa parcela corresponde aos gastos com pessoal, a seguridade social e as transferências constitucionais a estados e municípios.

Os anos recentes tem aprofundado essa participação, com as despesas obrigatórias atingindo, em 2022, 91,63% do total das despesas do governo, com a previdência sendo responsável por 43,44% dessas despesas (MEIRA *et al.*, 2023). Ribeiro e Gaspari (2022) apontam que o maior obstáculo para realização de investimentos públicos se encontra na rigidez orçamentária das despesas obrigatórias, com a maior parte das despesas estando concentradas com custos de pessoal.

E para o coeficiente η (β_3), referente a razão entre a receita tributária e os gastos do governo, $\ln(r/e)$, obteve-se em um valor de $-0,9024$, adequado com as hipóteses do modelo teórico. Além disso, o resultado satisfaz $|\eta| < 1$, indicando que a demanda por serviços do governo é inelástica ao preço. Esse resultado corresponde aquele obtido por Silva e Siqueira (2014) e Prado (2017), que aponta para uma distorção na percepção do eleitor-contribuinte do preço-tributo pago para financiar os gastos governamentais.

A presença de ilusão fiscal ajuda a explicar a baixa eficiência da política fiscal na economia brasileira, como apontado por Siqueira e Nogueira (2014). Essa percepção distorcida dos impostos pagos ao governo pelo eleitor-contribuinte pode ser um dos motivos que levaram ao aumento nas despesas governamentais como observado nos trabalhos de Bastiaens, Borger e Vanneste (2001) e Dell'anno e Mourao (2012).

Por fim, a taxa salarial do setor privado ($\ln(w)$) apresentou coeficiente positivo, do qual pode-se extrair o valor do parâmetro γ , que permite avaliar a produtividade do setor público. Considerando que $\beta_4 = \gamma(1 + \eta)$, pode-se substituir os valores e resolver a equação para γ , obtendo $\gamma = 34,5205$. O resultado fere a restrição $0 \leq \gamma \leq 1$ que foi vista em Alm e Embaye (2011), essa discrepância pode ter sido causada pela instrumentalização de $\ln(n)$, afetando a estimação do custo marginal unitário da demanda por bens públicos. Ainda assim, o resultado positivo aponta para uma eficiência do setor privado menor do que no setor público.

Resultados que encontra argumentação em Costa (2020), que aponta que permissões de licenças e a existência de verbas e direitos compensatórios reduzem a produtividade no setor público sem gerar contrapartida. Além disso, a estrutura do serviço público dificulta a premiação da boa produtividade, além de possuir avaliações de desempenho pouco efetivas. Uma produtividade menor do setor público, em relação ao privado, acarreta em um encarecimento no custo do serviço público para o eleitor-contribuinte.

6 CONCLUSÕES

O trabalho analisou os determinantes do crescimento das despesas do governo central, no período que compreende março de 2012 a dezembro de 2022. Metodologicamente, estimou-se um modelo de demanda por bens públicos, por meio do teorema do eleitor mediano, utilizando o método de Mínimos Quadrados de Dois Estágios. Na análise, buscou-se observar efeitos da Lei de Wagner e da ilusão fiscal para tentar explicar o crescimento do gasto público nos anos recentes.

O comportamento dos parâmetros estimados alinhou-se ao previamente determinado no arcabouço teórico, com os resultados apresentando-se compatíveis com as evidências empíricas. Dentre os resultados, pode-se destacar a renda do eleitor mediano que apresentou um valor positivo e maior do que a unidade, o que valida a hipótese da Lei de Wagner do aumento dos gastos governamentais acima da atividade econômica. Esse resultado sugere que os bens e serviços do governo são bens de luxo, com a elasticidade-renda da demanda sendo maior do que 1, que pode ser reflexo dos fatores exógenos, como a crise de 2014/2015 e a pandemia.

Além disso, a variável defasada do gasto público per capita apresentou um valor positivo, indicando algum grau de influência na despesa passada no gasto presente. Fenômeno esse explicado pela estrutura das despesas públicas do país, onde grande parte delas são obrigatórias, o que reflete a rigidez da estrutura fiscal e que reduz a capacidade de o Estado limitar o crescimento dos seus gastos.

Observou-se que no período analisado a produtividade setor público foi menor do que no setor privado. Tal resultado evidencia os problemas estruturais do serviço público, que encarecem os custos para o eleitor-contribuinte. Porém, tal resultado possui limitações, dado que o coeficiente estimado não atendeu ao que era esperado teoricamente. Esse ponto da análise pode ser explorado em trabalhos futuros mais focados no tema da produtividade do setor público, usando a abordagem do eleitor mediano para comparar a variação do custo do serviço público e o crescimento da produtividade do setor privado.

Por fim, a presença de ilusão fiscal pode ser observada pelo parâmetro associado à razão entre a receita tributária e os gastos do governo. Os resultados apontaram para uma demanda por serviços do governo inelástica ao preço, indicando uma distorção na percepção do preço-tributo pelo eleitor-contribuinte. Sendo essa

uma discussão que deve ser explorada em trabalhos futuros, investigando o tipo de ilusão fiscal e se ela está sendo usada intencionalmente pelos gestores públicos.

A temática discutida possui uma ampla abrangência, abrindo uma gama de possibilidades e aprofundamentos, não se limitando apenas à abordagem do eleitor mediano. Incluir mais elementos na análise, como variáveis *dummy* para a lei do teto dos gastos, a crise de 2014/2017 e a pandemia de coronavírus, pode trazer novas perspectivas sobre o assunto. Essas incorporações podem fornecer resultados que permitam um entendimento mais aprofundado da dinâmica dos gastos públicos na economia brasileira.

REFERÊNCIAS

AKITOBY, B.; CLEMENTS, B.; GUPTA, S.; INCHAUSTE, G. **Public spending, voracity, and Wagner's Law in developing countries.** *European Journal of Political Economy*, v. 22, n. 4, p. 908–924, 2006.

ALM, J.; EMBAYE, A. **Explaining the Growth of Government Spending in South Africa.** Georgia: Tulane Economics Working Paper Series, 2011.

ARAUJO, J. M.; SIQUEIRA, R. B. **Demanda por gastos públicos locais: evidências dos efeitos de ilusão fiscal no Brasil.** *Estudos Econômicos* v. 46, n. 1, p. 189-219, 2016.

BAĞDIGEN, M.; ÇETINTAŞ, H. **Causality between public expenditure and economic growth: the Turkish case.** *Journal of Economic and Social Research*, v.1, n. 6, p. 53-72, 2003.

BANZHAF, H. S.; OATES, W. E. **On fiscal illusion and Ricardian equivalence in local public finance.** *National Bureau of Economic Research*, n. W18040, p. 1–34, 2012.

BAUMOL, W. J. **“Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis.”** *The American Economic Review*, v. 57, n. 3, p. 415–426, 1967.

BARBOSA, F. DE H. **A crise econômica de 2014/2017.** *Estudos Avançados*, v. 31, n. 89, p. 51–60, 2017.

BARRO, R. J. **Government Spending in a Simple Model of Endogeneous Growth.** *Journal of Political Economy*, 1990, v. 98, n. 5.

BASTIAENS, E.; BORGER, B.; VANNESTE, J. **Expenditure and taxation effects of local public debt and unconditional grants: Evidence from Flemish municipalities.** *Brussels Economic Review*, v. 17, n. 171, p. 71–89, 2001.

BENDER FILHO, R. **GASTO PÚBLICO E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TESTANDO A HIPÓTESE DA LEI DE WAGNER À ECONOMIA BRASILEIRA** (1996-2016). Planejamento e Políticas Públicas, [S. l.], n. 53, 2021.

BIRD, R. M. **Wagner's 'Law' of expanding state activity**. Public Finance, v. 26, n. 1, p. 1-26, 1971.

BORCHERDING, T. E.; LEE, D. **The Growth of the Relative Size of Government**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 2004.

BLACK, D. **On the Rationale of Group Decision-making**. Chicago: Journal of Political Economy v. 56, n. 1, p. 23-34, 1948.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. **A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation**. Econometrica, v. 47, n. 5, p. 1287–1294, 1979.

BREUSCH, T. S. **Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models**. Australian Economic Papers, v. 17, n. 31, p. 334-355, 1978.

BUCHANAN, J. **Fiscal Theory and Political Economy**. Chapel Hill: University of North Carolina Press, 1960.

BUCHANAN, J. **Public Finance in Democratic Process: Fiscal institutions and individual choice**. Chapel Hill: University of North Carolina Press, 1967.

BUCHANAN, J.; Tullock, G. **The Calculus of Consent: Logical Foundations of Constitutional Democracy**. Indianapolis: Liberty Fund, 1999.

BUCHANAN, J.; WAGNER, R. E. **Democracy in deficit: The political legacy of Lord Keynes**. New York: Academic Press, 1977.

CHETTY, R.; LOONEY, A.; KROFT, K. **Salience and taxation: Theory and evidence.** *American Economic Review*, v. 99, n. 4, p. 1145–1177, 2009.

CHRISTOPOULOS, D.; TSIONAS, E. **Testing the Buchanan-Wagner hypothesis: European evidence from panel unit root and cointegration tests.** *Public Choice*, v. 115, n. 3-4, p. 439–453, 2003.

COSTA, A. C. A. **Reforma Administrativa no Brasil.** In: SALTO, Felipe Scudeler; Pelegrini, Josué Alfredo. *Contas Públicas no Brasil.* São Paulo: Saraiva, 2020. p. 231 a 251.

DELL'ANNO, R.; MOURAO, P. **State expenditure and fiscal illusion in Australia: A test of the revenue complexity, revenue elasticity and flypaper hypotheses.** *Public Finance Review*, v. 40, n. 2, p. 270–299, 2012.

DICKEY, D. A.; 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.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. **Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root.** *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

DOWNS, A. **An Economic Theory of Political Action in a Democracy.** Chicago: *Journal of Political Economy*, 1957, Vol. 65, No. 2, pp. 135-150.

DURBIN, J.; G. S. WATSON. **Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. II.** *Biometrika*, v. 38, n. 1/2, p. 159–177, 1951.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. **Efficient tests for an autoregressive unit root.** *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

GODFREY, L. G. **Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations When the Regressors Include Lagged Dependent Variables.** *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1303–1310, 1978.

GOFFMAN, I. J. **On the empirical testing of Wagner's Law: a technical note.** *Public Finance*, v. 23, n. 3, p. 359-364, 1968.

GUPTA, S. **Public expenditure and economic growth: a time series analysis.** *Public Finance*, v. 22, n. 4, p. 423-461, 1967.

HANSEN, B. E. **Econometrics.** Princeton University Press, 2022.

HANSEN, L. P. **Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators.** *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 1029–1054, 1982.

HUBER, P. J. **"The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions"**. *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*. v. 5. p. 221–233, 1967.

KARAGIANNI, S.; PEMPETZOGLOU, M. **Evidence for non-linear causality between public spending and income in the European Union countries.** *Journal of Applied Business Research (JABR)*, v. 25, n. 1, p. 69–82, 2011.

KUMAR, S.; WEBBER, D. J.; FARGHER, S. **Wagner's Law revisited: Cointegration and causality tests for New Zealand.** *Applied Economics*, v. 44, n. 5, p. 607–616, 2012.

MAGAZZINO, C.; GIOLLI, L.; MELE, M. **Wagner's Law and Peacock and Wiseman's displacement effect in European Union countries: a panel data study.** *International Journal of Economics and Financial Issues*, v. 5, n. 3, p. 812-819, 2015.

MAUERBERG, A.; STRACHMAN, E. **A regra da maioria como agregação de preferências: questões e respostas.** *Nova Economia* [online]. 2014, v. 24, n. 2, p. 297-316.

MATTOS, E.; ROCHA, F. **Flypaper effect revisited: Evidence for tax collection efficiency in Brazilian municipalities.** Estudos Econômicos, v. 41, n. 2, p. 239–267, 2011.

MCDONALD M. D.; MENDES S. M.; BUDGE I. **What Are Elections for? Conferring the Median Mandate.** British Journal of Political Science v. 34, n. 1, p. 1-26, 2004.

MEIRA, L.; SOUZA, P. H.; CAIXETA, R.; COELHO, T.; CRUZ, V. **Despesas obrigatórias e discricionárias no brasil.** Boletim Economia Empírica, [S. l.], v. 3, n. 11, 2023.

MELO, L. F. M.; ARAÚJO, I. P.; LEITE, H. F. **Os impactos da covid-19 na busca pela sustentabilidade fiscal do estado brasileiro.** Revista Jurídica do Curso de Direito da UESC, n. 19, p. 83-106, 2021.

MENDES, M. **Capture of fiscal transfers: A study of Brazilian local governments.** Economia Aplicada, v. 9, n. 3, p. 427–444, 2005.

NG, S.; 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.

NICHOLSON, W.; SNYDER, C. M. **Microeconomic Theory: Basic Principles and Extensions.** Ohio: South-Western College Pub, 10^a ed., 2007.

NISKANEN, W. A. **Deficits, government spending, and inflation: What is the evidence?** Journal of Monetary Economics, v. 4, n. 3, p. 591-602, 1978.

OATES, W. E. **The nature and measurement of fiscal illusion: A survey.** In: BRENNAN, G.; GREWEL, B.; GROENWEGEN, S. P. (Ed.). Taxation and Fiscal Federalism: Essays in Honour of Russell Mathews. Sydney: Australia University Press, 1988.

OSBORNE, M. J.; RUBINSTEIN, A. **Models in Microeconomic Theory**. Cambridge, UK: Open Book Publishers, 1ª ed., 2020.

RAM, R. **Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from CrossSection and Time-Series Data**. *The American Economic Review*, v. 76, n. 1, 1986, p. 191–203.

REZENDE, F.; ARAÚJO, E.; OLIVEIRA, F. **O Dilema Fiscal: Remendar ou reformar?** Rio de Janeiro: Editora FGV, 2006.

RIBEIRO, J. L. **Regras fiscais, rigidez orçamentária e efeitos alocativos: Uma avaliação dos impactos sobre os investimentos municipais brasileiros**. Monografia. Escola Nacional de Administração Pública (Enap) XI Prêmio SOF de Monografias, 2022.

RIOS, M. E.; COSTA, J. S. **O efeito flypaper nas transferências para os municípios portugueses**. *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, n. 8, p. 85-108, 2005.

ROCHA, F.; GIUBERTI, A. C. **Composição do gasto público e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros**. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 33., 2005.

SAKURAI, S. N. **Efeitos assimétricos das transferências governamentais sobre os gastos públicos locais: Evidências em painel para os municípios brasileiros**. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 43, n. 2, p. 309–332, 2013.

SARGAN, J. D. **The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables**. *Econometrica*, v. 26, n. 3, p. 393–415, 1958.

SERRANO, A. L. M.; FERREIRA, L. O. G.; MENDES, N. C. F. **Evidence of the Effects of Fiscal Illusion in Brazil Using Mill Hypotheses and Wagner Law Tests**. *International Journal of Research in Engineering and Science*, v. 10, n. 2, p. 59-71, 2022.

SILVA, A. M. A.; SIQUEIRA, R. B. **Demanda por gasto público no Brasil no período pós redemocratização: Testes da hipótese de Mill de ilusão fiscal e da Lei de Wagner.** Planejamento e Políticas Públicas, n. 43, p. 45–60, 2014.

SIMS, C. A. **Macroeconomics and Reality.** Econometrica, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.

SIQUEIRA, R. B & NOGUEIRA J R. **Taxation, inequality, and the illusion of the social contract in Brazil.** World Economics Association Conferences - Is a more inclusive and sustainable development possible in Brazil? n. 1: 5 Maio - 20 Julho, 2014.

PEACOCK; A. T.; WISEMAN, J. **The growth of public expenditure in the United Kingdom.** Cambridge: NBER; Princeton: PrincetonUniversity Press, 1961.

PINHEIRO, A. C. GIAMBIAGI, F. **As Empresas Estatais e o Programa de Privatização do Governo Collor.** Rio de Janeiro: Pesq. Plan. Econ, 1992, v. 22, n. 2, p. 241-288.

PIRES, M. BORGES, B. **A Despesa Primária do Governo Central: estimativas e determinantes no período 1986-2016.** São Paulo: Estudos Econômicos, 2019, v. 49, n. 2, p. 209-234.

POOLE, K. T. **Spatial Models of Parliamentary Voting.** Cambridge University Press, 2005.

POSSA, A. A. D. C. **Relação Entre Gastos Públicos E Renda Nacional: Evidências Empíricas No Brasil De 1997 A 2019.** Revista Debates em Economia Aplicada – REDEA, [S. l.], v. 1, n. 1, 2021.

PRADO, P. H. M. **Lei De Wagner, Ilusão Fiscal e Causalidade Entre Receitas E Despesas: Uma Análise Das Finanças Públicas Brasileiras.** 2017. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, SP, 2017.

PRYOR, F. L. **Public expenditure in communist and capitalist nations.** London: Allen and Unwin Ltd, 1969.

PUVIANI, A. **La Teoria della Illusione Finanziaria.** Milan: Remo Sandon, 1903.

TANZI, V. **Government Versus Markets: The changing economic role of the state.** Cambridge: Cambridge University Press, 2011.

TOBIN, D. **Economic liberalization, the changing role of the state and “Wagner’s Law”:** China’s development experience since 1978. *World Development*, v. 33, n. 5, p. 729–743, 2005.

TULLOCK, G.; SELDON, A.; BRADY, G. L. **Government Failure: A Primer in Public Choice.** Washington: Cato Institute, 2002.

VERMA, S.; ARORA, S. **Does the Indian economy support Wagner’s Law? An econometric analysis.** *Eurasian Journal of Business and Economics*, v. 3, n. 5, p. 77-91, 2010.

WAGNER, A. H. **Finanzwissenschaft.** Leipzig: C F Winter, 1883.

WAGNER, R. **Revenue structure, fiscal illusion and budgetary choice.** *Public Choice*, v. 25, n. 1, p. 45–61, 1976.

WHITE, H. "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity". *Econometrica*. v. 48, n. 4, p. 817–838, 1980.

WIJEWEERA, A.; GARIS, T. **Wagner’s Law and social welfare: The case of the Kingdom of Saudi Arabia.** *Applied Econometrics and International Development*, v. 9, n. 2, p. 199–209, 2009.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria. Uma Abordagem Moderna.** Cengage CTP, 1ª ed, 2010.

APÊNDICE A – SAÍDAS DO TESTE DE HAUSMAN

Tabela 1 - Resultados da regressão MQO

	ln(g)
ln(y)	0,3925*** (0,000)
ln(g)t-1	0,1638*** (0,000)
ln(r/e)	-0,7542*** (0,000)
ln(w)	-0,0794 (0,473)
ln(n)	-1,2996*** (0,000)
ln(r)	1,2484*** (0,000)
0	14,070*** (0,000)
Observações	129
R2 ajustado	0,9049
test ln(n), ln(r)	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa (2023).

*p<0,10; **p<0,05; ***p<0,01. p-valor entre parênteses.

Tabela 2 - Resultados da regressão auxiliar por MQO

	ln(g)
ln(y)	0,2183*** (0,000)
ln(g)t-1	-0,0671*** (0,011)
ln(r/e)	0,1536*** (0,000)

ln(w)	-0,3989 (0,473)
Resíduos	-0,2183** (0,012)
0	10,4633*** (0,000)
Observações	129
R2 ajustado	0,3564

Fonte: Resultados da pesquisa (2023).

*p<0,10; **p<0,05; ***p<0,01. p-valor entre parênteses.