

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PEDRO HENRIQUE MARTINS PRADO

LEI DE WAGNER, ILUSÃO FISCAL E CAUSALIDADE
ENTRE RECEITAS E DESPESAS: UMA ANÁLISE DAS
FINANÇAS PÚBLICAS BRASILEIRAS

UBERLÂNDIA-MG
2017

PEDRO HENRIQUE MARTINS PRADO

**LEI DE WAGNER, ILUSÃO FISCAL E CAUSALIDADE
ENTRE RECEITAS E DESPESAS: UMA ANÁLISE DAS
FINANÇAS PÚBLICAS BRASILEIRAS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva

**UBERLÂNDIA-MG
2017**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
Sistema de Bibliotecas da UFU, MG, Brasil.

P896L Prado, Pedro Henrique Martins, 1993-
2017 Lei de Wagner, ilusao fiscal e causalidade entre receitas e despesas :
uma análise das finanças públicas brasileiras / Pedro Henrique Martins
Prado. - 2017.
50 f. : il.

Orientador: Cleomar Gomes da Silva.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia,
Programa de Pós-Graduação em Economia.
Inclui bibliografia.

1. Economia - Teses. 2. Despesa pública - Teses. 3. Finanças
públicas - Brasil - Teses. 4. Análise econômico-financeira - Teses. I.
Silva, Cleomar Gomes da. II. Universidade Federal de Uberlândia.
Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU: 330

PEDRO HENRIQUE MARTINS PRADO

Lei de Wagner, Ilusão Fiscal e Causalidade entre Receitas e Despesas: Uma Análise das Finanças Públicas Brasileiras

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Economia.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva – IE-UFU

Prof. Dr. Fábio Henrique Bittes Terra – IE-UFU

Prof. Dr. Helder Ferreira de Mendonça – UFF

UBERLÂNDIA-MG

2017

Resumo

O presente estudo tem por objetivo analisar a dinâmica dos gastos do governo central brasileiro entre 1997-2013, baseando-se em três abordagens: a Lei de Wagner, a Ilusão Fiscal e o nexos causal com as receitas. Como demonstrado pela revisão teórica, as despesas primárias são majoritariamente determinadas por regras rígidas, de modo que se considera a possibilidade de haver determinantes distintos da dinâmica das despesas com vinculação orçamentária e das despesas de custeio e capital. Os resultados das estimações de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) aplicados ao arcabouço da cointegração indicaram: i) relação positiva entre salário mínimo real e dinâmica das despesas; ii) irrelevância do imposto inflacionário no financiamento do governo; iii) presença de Ilusão Fiscal relacionada à existência de tributação indireta; iv) indícios de validade da Lei de Wagner apenas para as despesas autônomas; e v) relação diferenciada da causalidade receitas-despesas, a depender da desagregação dos gastos públicos.

Palavras-Chave: Despesas Públicas; Lei de Wagner; Ilusão Fiscal; ARDL.

Abstract

The aim of this research is to analyze the Brazilian government expenditure dynamics for the period 1997-2013. The analysis is based on three approaches: Wagner's Law, Fiscal Illusion, and the Revenue and Expenditure Nexus. As shown in the theoretical revision, the majority of public spending is determined by rigid rules, but there can be differences associated to the determinants of distinct types of spending. The results related to the estimations of ARDL Models (Bounds-Testing Approach to Cointegration) show that: i) a positive relationship between real minimum wage and public spending; ii) irrelevance of inflation tax on government financing; iii) Fiscal Illusion, probably due to indirect taxes; iv) validity of Wagner's Law only for autonomous spending; v) causality between tax and spend depending on how the public spending is broken down.

Key Words: Public Expenditures; Wagner's Law; Fiscal Illusion; ARDL.

Lista de Figuras

Figura 1.1 – Efeito da Ilusão Fiscal	6
Figura 2.1 – Evolução das Despesas e Receitas Primárias do Governo Central (R\$ bi)	12
Figura 2.2 – Despesas Primárias do Governo Central por Função	13
Figura 2.3 – Despesas Primárias do Governo Central por Natureza do Dispêndio . .	15
Figura 2.4 – Evolução das Principais Despesas por Natureza do Dispêndio (R\$ bi) .	15
Figura 2.5 – Resultado Primário do Governo Central Acumulado em 12 meses (% PIB)	16
Figura B.1 – Modelos ARDL: Testes de Estabilidade dos Parâmetros	39

Lista de Tabelas

Tabela 3.1 – Estatísticas Descritivas	23
Tabela 4.1 – Modelos ARDL: Defasagens e Testes de Diagnóstico	25
Tabela 4.2 – Modelos ARDL: Testes de Cointegração (<i>Bounds Testing</i>)	25
Tabela 4.3 – Modelos ARDL: Coeficientes de Longo Prazo	26
Tabela 4.4 – Modelos ARDL: Dinâmica de Curto Prazo	29
Tabela A.1 – Estudos Empíricos sobre a Causalidade entre Receitas e Despesas . . .	37
Tabela C.1 – Modelos ARDL: Coeficientes de Curto Prazo	40

Lista de Siglas

AIC	Critério de Informação de Akaike
ARDL	Autorregressivo de Defasagens Distribuídas
ECM	Mecanismo de Correção de Erros
BNDES	Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social
CUSUM	Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos
CUSUMQ	Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos ao Quadrado
FAT	Fundo de Amparo ao Trabalhador
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
INSS	Instituto Nacional do Seguro Social
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
NRF	Novo Regime Fiscal
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
ODCC	Outras Despesas de Custeio e Capital
OLS	Mínimos Quadrados Ordinários
PIB	Produto Interno Bruto
PDDA	Principais Despesas com Dinâmica Autônoma
PEC	Proposta de Emenda à Constituição
STN	Secretaria do Tesouro Nacional
SIAFI	Sistema Integrado de Administração Financeira
VAR	Vetores Autorregressivos

Sumário

	INTRODUÇÃO	1
1	DETERMINANTES DA DINÂMICA DOS GASTOS GOVERNAMENTAIS	3
1.1	Lei de Wagner	3
1.2	Ilusão Fiscal	5
1.3	Nexo Causal entre Receitas e Despesas do Governo	8
2	RIGIDEZ ORÇAMENTÁRIA E CRISE FISCAL	12
2.1	Rigidez Orçamentária e Análises Desagregadas	12
2.2	Crise Fiscal e o Novo Regime Fiscal	16
3	METODOLOGIA ECONOMETRICA E DADOS	19
3.1	Metodologia ARDL	19
3.2	Descrição das Variáveis Utilizadas	20
3.3	Estratégia Empírica	23
4	RESULTADOS	25
4.1	Coefficientes de Longo Prazo	26
4.2	Curto Prazo: Mecanismo de Correção de Erros	28
	CONSIDERAÇÕES FINAIS	30
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	32
	APÊNDICE A – LITERATURA INTERNACIONAL ACERCA DO NEXO CAUSAL ENTRE RECEITAS E DESPESAS	37
	APÊNDICE B – ESTABILIDADE DOS PARÂMETROS	39
	APÊNDICE C – COEFICIENTES DE CURTO PRAZO	40

Introdução

O papel e o tamanho do Estado são explorados a partir de diferentes perspectivas na literatura econômica. Uma análise profunda, no entanto, exige não só entender os determinantes do tamanho em certo momento do tempo, mas também investigar sua dinâmica temporal. Uma primeira explicação foi proposta por Adolph Wagner no final do século XIX. No que ficou conhecido como Lei de Wagner, há uma relação positiva entre crescimento do setor público e renda nacional. Significa que a tendência de longo prazo para que as despesas governamentais aumentassem proporcionalmente mais que a produção ocorria porque a elevação da renda nacional levava ao crescimento da demanda por bens e serviços providos pelo Estado.

Já a abordagem sugerida pela Escola da Escolha Pública é baseada no entendimento de que as decisões a respeito do orçamento são tomadas a partir da interação de interesses conflitantes dos ofertantes (gestores) e dos demandantes de bens e serviços do setor público (eleitores-contribuintes). Porém, os gestores são capazes de manipular a estrutura fiscal para induzir os eleitores-contribuintes a superdimensionar benefícios e subdimensionar custos dos bens e serviços providos pelo Estado, induzindo-os à escolha de uma cesta de gastos e tributos diferente daquela desejável sob informações corretas. Este efeito ficou conhecido como Ilusão Fiscal.

Por outro lado, no quarto final do século XX, ganha força outra frente de análise da dinâmica das despesas do setor público. Com o crescimento do déficit orçamentário do governo americano, parcela importante dos trabalhos na área de finanças públicas passa a se concentrar na temática da relação de causalidade entre os processos decisórios de arrecadação e de gasto do governo. Quatro hipóteses alternativas são apresentadas: i) “arrecadar e gastar” (*tax-spend*), que sugere que o governo gastará conforme houver recursos disponíveis; ii) “gastar e arrecadar” (*spend-tax*), na qual os governos gastam primeiramente e, em seguida, buscam ampliar suas receitas fiscais de modo a financiar suas despesas; iii) “sincronização fiscal”, isto é, despesas e receitas são alteradas simultaneamente; e iv) “neutralidade fiscal”, que indica a existência de uma separação institucional entre as decisões de arrecadação e dispêndio.

Não há dúvida de que são de suma importância estas discussões envolvendo o impacto da ilusão fiscal e o nexos causal entre receitas e despesas. Avançar a agenda de pesquisa a respeito torna-se ainda mais essencial com a centralidade que o debate acerca da condução orçamentária e da estrutura de tributação tem ganhado no atual cenário de acentuada deterioração das contas públicas, de inflação elevada e de estagnação da atividade econômica brasileira.

Portanto, o objetivo deste trabalho é analisar a dinâmica dos gastos primários

do governo central brasileiro (Governo Federal, Banco Central e INSS) entre o primeiro trimestre de 1997 e o quarto trimestre de 2013, levando em consideração a relação com as receitas governamentais e a possibilidade de presença de ilusão fiscal. A opção por limitar a investigação a este período se deve ao fato de as fortes flutuações nos trimestres seguintes, que podem ser observadas nas análises preliminares deste estudo, estarem profundamente ligadas às alterações na contabilidade do governo, de maneira que a inclusão de dados para 2014 e 2015 pode prejudicar profundamente as conclusões.

Para alcançar tal objetivo, são estimados Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) aplicados ao arcabouço da cointegração (*ARDL Bounds-Testing Approach to Cointegration*). Com a utilização de diferentes formas de agregação para despesas governamentais, os resultados indicam: i) uma relação positiva entre salário mínimo real e a dinâmica das despesas; ii) uma relação negativa entre o endividamento e os gastos do setor público; iii) a existência de efeitos de ilusão fiscal; iv) a validade da Lei de Wagner apenas para um tipo de agregação dos gastos públicos; e v) a presença de uma relação entre receitas e despesas, que é diferente para cada medida das despesas.

Além desta introdução e das considerações finais, este trabalho contém mais 4 capítulos. O primeiro capítulo trata dos determinantes da dinâmica dos gastos governamentais, discutindo a Lei de Wagner, a Teoria da Ilusão Fiscal e as diferentes relações possíveis entre receitas e despesas. O capítulo seguinte realiza uma análise sobre a evolução e a composição das despesas governamentais no Brasil. O terceiro capítulo apresenta a metodologia e os dados utilizados, ao passo que o capítulo final dedica-se à avaliação dos resultados obtidos.

1 Determinantes da Dinâmica dos Gastos Governamentais

Diversos estudos na área de finanças públicas buscam definir possíveis determinantes para o tamanho do Estado nos diferentes países. Geralmente estes estudos focam em aspectos que explicariam o tamanho do governo em relação à renda nacional para cada caso específico. Todavia, uma análise profunda exige, além de entender os determinantes do tamanho em certo momento do tempo, examinar sua dinâmica temporal. Quando a evolução do tamanho dos Estados é observada ao longo do tempo torna-se perceptível que o dispêndio governamental apresenta uma tendência de crescimento acentuado. Este capítulo realiza um breve levantamento de três explicações comuns na literatura para a tendência à elevação das despesas públicas.

1.1 Lei de Wagner

A primeira análise da dinâmica temporal das despesas governamentais foi proposta por [Wagner \(1883\)](#). Seu argumento central é que fatores históricos, relacionados às alterações na estrutura econômica e ao processo de desenvolvimento do país, são fundamentais na determinação do nível de gastos do governo, isto é, existe uma relação entre a elevação dos gastos públicos e o desenvolvimento das economias. Segundo o autor, o advento da sociedade industrial moderna leva ao aumento da pressão política por “progresso social”, ou seja, a demanda por ampliação da quantidade de bens e serviços providos pelo setor público aumenta com a industrialização. Isso ocorre devido a três fatores: i) expansão das funções administrativas e de proteção do Estado, por causa do aumento da complexidade das relações jurídicas e de comunicação; ii) necessidade de incremento da oferta de bens e serviços sociais e culturais; e iii) necessária intervenção governamental para gerir e financiar monopólios naturais e garantir o bom funcionamento das forças de mercado ([BIRD, 1971](#)).

Estas observações sobre a dinâmica de crescimento dos gastos públicos levam à chamada **Lei de Wagner**, ou Lei dos Dispendios Públicos Crescentes, que afirma que a elevação da renda nacional induz as despesas governamentais a crescerem mais que proporcionalmente, ou seja, existe uma tendência de longo prazo de ampliação da parcela do produto dedicada às despesas públicas. Significa que existe uma elasticidade-renda da demanda por bens e serviços providos pelo Estado maior que a unidade ([BIRD, 1971](#)).

A literatura empírica acerca da Lei de Wagner é extensa. Diversos trabalhos avaliaram empiricamente sua validade para diferentes países e em diferentes períodos. [Courakis, Moura-Roque & Tridimas \(1993\)](#) analisam as diferentes despesas dos governos de Grécia

e Portugal entre 1958-1985 através de estimações por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS). Os resultados indicam que a Lei de Wagner é válida apenas para as despesas com transferências na Grécia e para as despesas de consumo em Portugal.

[Tobin \(2005\)](#), utilizando estimações por OLS, conclui que a lei dos dispêndios públicos crescentes é válida na China utilizando dados para o período 1978-2001. Já [Akitoby et al. \(2006\)](#), por meio de estimações de modelos ECM para 51 países em desenvolvimento entre 1970-2002, observam que produção e gastos governamentais são cointegrados em pelo menos um dos agregados de gastos em 70% dos países, implicando em uma relação de longo prazo consistente com a Lei de Wagner.

[Narayan, Nielsen & Smyth \(2008\)](#) analisam a relação entre produção e despesas públicas para 24 províncias chinesas entre 1952-2003 através de testes de raiz unitária e de cointegração em painel e teste de causalidade de Granger. Os resultados indicam apoio misto para a validade da Lei de Wagner nas províncias centrais e ocidentais além de ausência de suporte no painel completo e para as províncias do leste.

Por intermédio de testes de causalidade de Granger não-lineares, [Karagianni & Pempetzoglou \(2011\)](#) analisam a dinâmica dos gastos governamentais entre 1949-1998 para os países da União Europeia. Os resultados indicam que produção tem uma relação causal, no sentido de Granger, sobre as despesas do governo apenas em 10 países (Bélgica, Dinamarca, Finlândia, Grécia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda, Portugal e Reino Unido).

[Wijeweera & Garis \(2009\)](#) realizam testes de cointegração de Engle-Granger e estimações de modelos ECM para a Arábia Saudita no período 1969-2007. As elasticidades-renda obtidas não são grandes o suficiente para sugerir que o crescimento das despesas públicas excede o crescimento da renda nacional. Por outro lado, [Tasseven \(2011\)](#), utilizando testes de causalidade de Toda-Yamamoto e de Granger para a Turquia entre 1960-2006, encontra causalidade bidirecional entre gastos do governo e produto no longo prazo, indicando a validade da Lei de Wagner.

[Jaén-García \(2011\)](#) avalia as despesas públicas de 17 comunidades autônomas espanholas no período 1984-2003. Os resultados dos testes de raiz unitária e de cointegração em painel e testes de causalidade de Granger sugerem a validade da Lei de Wagner. Os mesmos procedimentos econométricos são realizados por [Narayan, Rath & Narayan \(2012\)](#) para 15 estados indianos entre 1986-2009. Os autores encontram fortes evidências de validade da lei dos dispêndios públicos crescentes, exceto para os painéis de renda elevada e das regiões ocidental e sul. Além disso, os resultados indicam que ampliações do produto impulsionam principalmente despesas de consumo.

[Kumar, Webber & Fargher \(2012\)](#) analisam as despesas públicas da Nova Zelândia no período 1960-2007 por meio de estimações de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) e de testes de causalidade de Granger. Os resultados sugerem que a renda per capita causa, no sentido de Granger, a parcela de gastos do governo na renda,

o que é consistente com a Lei de Wagner.

Bayrakdar, Demez & Yapar (2015) estimam um painel dinâmico com 27 países da OCDE a partir de dados para o período 1995-2012. Novamente, o crescimento econômico nos países analisados provoca efeitos estimulantes sobre os gastos governamentais. Também o teste de causalidade de Granger para a Turquia, entre o primeiro trimestre de 1998 e o último de 2014, indica a validade da Lei de Wagner.

Magazzino, Giolli & Mele (2015) realizam estimações de painéis dinâmicos e testes de causalidade de Granger com dados para países da União Europeia entre 1980-2013. Os resultados obtidos indicam a presença da relação descrita pela Lei de Wagner (incluindo a relação causal do crescimento econômico sobre as despesas do governo e a causalidade bidirecional entre eles) para apenas 11 países: Alemanha, Bulgária, Chipre, Eslovênia, Espanha, Estônia, França, Grécia, Irlanda, Luxemburgo e Portugal.

1.2 Ilusão Fiscal

O conceito de **Ilusão Fiscal** surge no estudo de Puviani (1903), que buscou analisar a capacidade de os governantes manipularem a estrutura fiscal para gerar ilusões que promovam seus projetos políticos. Buchanan (1960, 1967) estendem o estudo de Puviani, sugerindo que, se o eleitor-contribuinte acredita que os impostos pagos são inferiores ao que realmente são e que os benefícios dos bens e serviços ofertados pelo governo são maiores do que realmente são, ele escolhe sua cesta de gastos e tributos baseado em um conjunto limitado (e/ou falso) de informações. Assim, a ilusão fiscal ocorre quando o eleitor-contribuinte não tem clareza de quanto paga para o governo ou de quanto recebe de bens e serviços. Logo, “a percepção sistematicamente errada de parâmetros fiscais chave pode distorcer significativamente as escolhas fiscais do eleitorado” (OATES, 1988, p. 65), de modo que os governantes são capazes de criar um viés nas escolhas fiscais do eleitor-contribuinte em determinada direção.

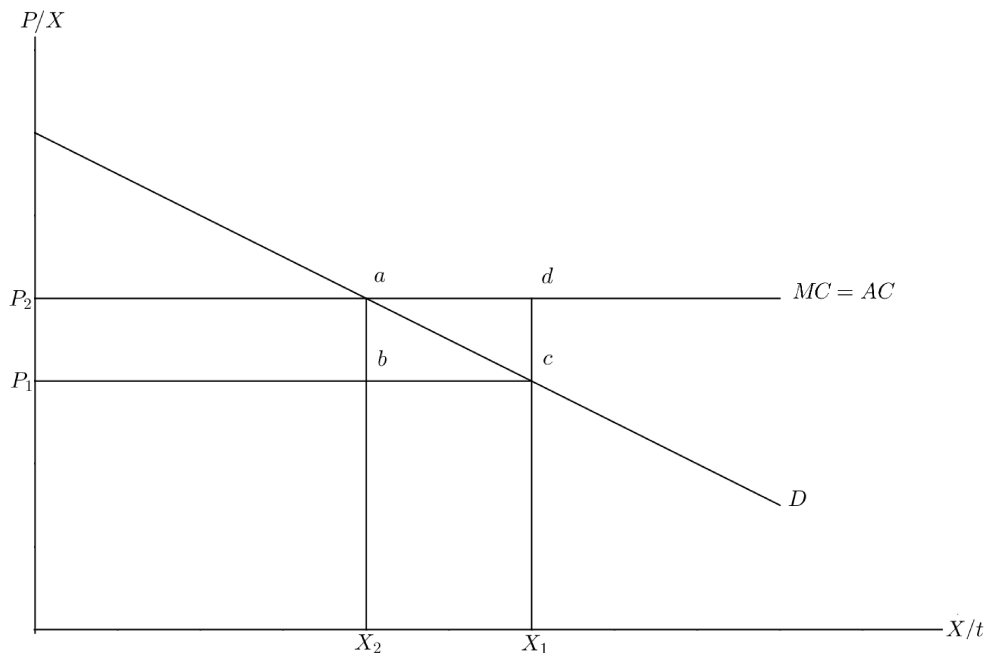
Silva & Siqueira (2014) argumentam que a Teoria da Ilusão Fiscal é baseada no entendimento de que é simples para o governo tornar caro para o eleitor-contribuinte obter informação completa a respeito de sua parcela de contribuição para o financiamento do setor público. Como seu voto individualmente não impacta de forma significativa os resultados das decisões públicas, não há incentivos para ele investir seu tempo e seu dinheiro na obtenção destas informações. Portanto, permanecer mal informado e votar guiado por suas percepções pode ser uma escolha racional (BUCHANAN; WAGNER, 1977). Deste modo, determinadas estruturas fiscais podem induzir o eleitor-contribuinte a subestimar sua contribuição para o financiamento do setor público e, conseqüentemente, demandar bens e serviços providos pelo Estado em um nível superior ao que desejaria, caso percebesse completamente os custos com o quais está arcando. Além disso, a ilusão fiscal facilita a manutenção pelo governo de gastos improdutivos destinados a determina-

dos grupos de interesse, tornando possível que ele acomode as forças que o pressionam por ampliação de gastos. A ilusão fiscal, portanto, pode ser importante para explicar o crescimento dos gastos públicos (TANZI, 2011).

Quando a ilusão fiscal ocorre pelo superdimensionamento da quantidade ou do benefício de bens e serviços providos pelo governo, há uma ilusão “positiva”. Neste caso, como afirma Tanzi (2011, p. 157), a atuação do governo consiste em fazer com que o eleitor-contribuinte acredite que uma determinada despesa é “realmente capaz de resolver um problema ou fazer uma verdadeira contribuição positiva para o bem-estar público”, quando na realidade ela é incapaz de gerar tais benefícios.

Por outro lado, a ilusão fiscal é “negativa” quando o eleitor-contribuinte subdimensiona os preços-tributos. A ilusão fiscal negativa e seu impacto sobre o orçamento público podem ser ilustradas pela Figura 1.1, baseada no diagrama simples desenvolvido por Wagner (1976, p. 54). A reta $MC = AC$ ilustra o custo marginal e o custo médio dos bens e serviços providos pelo governo e a reta D a demanda dos eleitores-contribuintes. Logo, os termos X_2 e P_2 representam, respectivamente, o preço-tributo percebido e a quantidade de bens e serviços desejada na ausência de ilusão fiscal, de forma que a área OP_2aX_2 é o orçamento público. Com introdução de ilusão fiscal o preço-tributo percebido cai para P_1 , a quantidade de bens e serviços demandada aumenta para X_1 e o orçamento percebido é OP_1cX_1 . Entretanto, como o preço-tributo efetivo continua sendo P_2 , o orçamento efetivo é OP_2dX_1 . Assim, o impacto da ilusão fiscal sobre as despesas públicas é dado pela área X_2adX_1 .

Figura 1.1 – Efeito da Ilusão Fiscal



Diversas estratégias são utilizadas pelos governos para criar ou explorar a ilusão fiscal negativa. Dentre elas, quatro recebem destaque na literatura. Em primeiro lugar, a

tributação indireta induz o eleitor-contribuinte a subestimar sua parcela de contribuição para o financiamento do governo, já que parte dos impostos que ele paga permanece encoberta nos preços dos produtos. Como afirma Mill (1996, p. 438), se a arrecadação ocorresse apenas pela cobrança de tributos diretos, a taxaço seria muito mais notada e “certamente surgiria uma insatisfação extrema por ter de pagar tanto”. Diversos estudos empíricos observam a utilização desta estratégia pelos gestores. Dentre eles podem ser citados: Gemmell, Morrissey & Pinar (1999), Sausgruber & Tyran (2005), Chetty, Looney & Kroft (2009), Dell’anno & Mourao (2012) e Silva & Siqueira (2014).

Em segundo lugar, uma maior complexidade ou fragmentação do sistema tributário faz com que o eleitor-contribuinte não perceba com clareza os verdadeiros preços-tributos dos bens e serviços providos pelo Estado, induzindo uma demanda excessivamente alta por gastos públicos. Segundo Buchanan (1967, p. 135), uma vez que “a carga total sobre um indivíduo pode ser fragmentada, de forma que ele confronte inúmeras pequenas taxas em vez de umas poucas significantes, efeitos ilusórios podem ser criados”.

Wagner (1976) utiliza a dispersão¹ da receita tributária entre os diferentes tributos, como medida do grau de complexidade das receitas, e encontra evidências de que a estrutura fiscal pode alterar a percepção que o eleitor-contribuinte possui acerca do preço-tributo. Significa que um sistema tributário mais complexo leva o eleitor-contribuinte a acreditar que paga um menor preço-tributo do que realmente é cobrado pelo governo. Embora haja diversidade de resultados, vários trabalhos empíricos indicam que a ampliação da complexidade fiscal induz um aumento das despesas governamentais. Dentre eles: Heyndels & Smolders (1995), Dollery & Worthington (1995a), Turnbull (1998), Bastiaens, Borger & Vanneste (2001) e Dell’anno & Mourao (2012).

Em terceiro lugar, um sistema de financiamento de gastos do governo por emissão de dívida cria no eleitor-contribuinte a ilusão de ser mais rico. Como afirma Ricardo (1996, p. 179), o financiamento por dívida é “um sistema que tende a tornar-nos menos poupadores e a cegar-nos sobre a nossa real situação”. O financiamento via endividamento gera, como obrigação no presente, somente o pagamento de juros da dívida, de forma que eleitor-contribuinte poupa menos para arcar com os custos do gasto público e, consequentemente, tem distorcida sua percepção das despesas reais com bens e serviços ofertados pelo governo.

Segundo Oates (1988), como o eleitor-contribuinte é mais propenso a compreender os custos do financiamento do setor público que se realiza pela arrecadação de tribu-

¹ Esta dispersão foi medida por um índice de concentração de Herfindahl-Hirschman, que é muito utilizado para mediar a concentração de mercado em uma indústria. Para as finalidades específicas de trabalhos na área, o índice pode ser calculado como:

$$HH = \sum_{i=1}^N k_i^2,$$

em que k_i é a participação do tributo ou taxa i no total arrecadado pela tributação.

tos, a diluição dos custos ao longo do tempo no passivo fiscal prejudica a percepção do eleitor-contribuinte do que ele paga de preços-tributos. Portanto, como indicam [Buchanan & Wagner \(1977\)](#), déficits públicos elevados levam a geração corrente de eleitores-contribuintes a subestimar o preço-tributo de bens e serviços providos pelo setor público, resultando em maior demanda por gastos e níveis mais elevados de despesas públicas². Diversos estudos empíricos encontram efeitos de ilusão de dívida. Dentre eles podem ser citados: [Dollery & Worthington \(1995a, 1995b\)](#), [Gemmell, Morrissey & Pinar \(1999\)](#), [Christopoulos & Tsionas \(2003\)](#), [Dell'anno & Mourao \(2012\)](#) e [Banzhaf & Oates \(2012\)](#).

A última das principais estratégias utilizadas pelos governos para explorar a ilusão fiscal é relacionada ao efeito *flypaper*. O financiamento do gasto público do governo local por transferências de outras esferas de governo induz o eleitor-contribuinte a acreditar que paga um preço-tributo menor pelos bens e serviços ofertados pelo governo e, consequentemente, a demandar gastos excessivos ([DOLLERY; WORTHINGTON, 1996](#)). Embora haja controvérsia na literatura a respeito do efeito *flypaper*, vários trabalhos empíricos recentes, inclusive no Brasil, atestam a existência do fenômeno. Dentre eles: [Dollery & Worthington \(1995a, 1995b, 1999\)](#), [Turnbull \(1998\)](#), [Mendes \(2005\)](#), [Mattos & Rocha \(2011\)](#) e [Sakurai \(2013\)](#).

1.3 Nexo Causal entre Receitas e Despesas do Governo

Na década de 1930 a **relação de causalidade entre receitas e despesas** do governo já era debatida nos Estados Unidos. Muitos políticos defendiam que a maneira mais efetiva para o controle dos gastos governamentais era a redução de impostos. Essa estratégia é conhecida como “*starve the beast*”, pois apregoa que se deve deixar a fera (governo) passar fome para que ela promova cortes de gastos públicos.

[Friedman \(1978\)](#) reforça este ponto de vista ao indicar que o governo deseja e irá gastar os recursos que estiverem disponíveis, isto é, que há uma relação causal positiva entre receitas e despesas governamentais: a ampliação (redução) das receitas do governo levará a uma elevação (diminuição) de seus gastos. Esta é a primeira de quatro hipóteses alternativas apresentadas pela literatura para descrever a forma como os processos de arrecadação e dispêndio do governo são relacionados e é conhecida como “arrecadar e gastar” (*tax-spend*). A partir dela, conclui-se que cortes permanentes de impostos, que não estejam compensando cortes de gastos (uma política *starve the beast*), é a medida mais eficaz para conter a expansão dos gastos governamentais.

² Deste modo, a Teoria da Ilusão Fiscal nega a validade do Teorema da Equivalência Ricardiana de [Barro \(1974, 1979\)](#), que afirma que o financiamento via emissão de dívida tem efeitos idênticos sobre a demanda e a taxa de juros aos de um financiamento via impostos, já que a poupança presente dos consumidores é influenciada pelas futuras ampliações de impostos em resposta ao aumento do passivo do governo.

Por outro lado, existe o argumento de que a relação *tax-spend* é negativa (inversa) devido à presença de ilusão fiscal (WAGNER, 1976; BUCHANAN; WAGNER, 1977). Segundo, Buchanan & Wagner (1977), um corte em impostos não leva necessariamente a uma redução dos gastos, visto que outros mecanismos fiscais podem ser utilizados para garantir a manutenção do nível das despesas públicas, tais como o imposto inflacionário e o endividamento. Logo, torna-se distorcida a percepção que o eleitor-contribuinte tem da realidade, de modo que tende a subestimar a carga tributária que recai sobre ele, isto é, tende a subdimensionar os verdadeiros preços-tributos dos bens e serviços ofertados pelo governo, o que induz níveis excessivamente altos de demanda por gastos públicos. Portanto, uma redução dos impostos gera uma alteração na percepção dos preços-tributos, levando a uma ampliação das despesas do governo.

A segunda hipótese é de um nexos causal do tipo “gastar e arrecadar” (*spend-tax*), isto é, os governos gastam primeiramente e, em seguida, buscam ampliar suas receitas fiscais para financiar suas despesas. Peacock & Wiseman (1961, 1979) declaram que elevações temporárias nas despesas criadas por alguns eventos especiais, como situações de crise e guerras, levam a elevações de impostos que, posteriormente, tornam-se permanentes. Já de acordo com o modelo de determinação do endividamento público proposto por Barro (1974, 1979), os gastos financiados por intermédio de emissão de dívida, em última análise, levam a uma ampliação da arrecadação, visto que o endividamento do governo resulta em passivos futuros, que terão como resposta um aumento da tributação em algum momento. Qualquer elevação nos gastos resulta em uma posterior ampliação da carga tributária, de modo que o financiamento de gastos públicos, via emissão de dívida, tem efeitos sobre a demanda e a taxa de juros idênticos aos de um financiamento via impostos, devido aos impactos sobre a poupança presente dos consumidores em resposta a futuras ampliações de impostos. Logo, o governo é indiferente em financiar seus gastos por meio de impostos ou de endividamento, de forma que a solução desejada para a redução dos déficits orçamentários é diminuir os gastos públicos.

Por outro lado, a presença de ilusão fiscal levaria a uma relação positiva entre despesas e dívida, conforme explicado anteriormente: a diluição dos custos dos bens e serviços providos pelo governo, por longos períodos, distorce a percepção que o eleitor-contribuinte possui acerca do preço-tributo pago e da quantidade consumida de bens e serviços. Assim, o financiamento via ampliação do endividamento induz os contribuintes a uma subestimação das obrigações fiscais correspondentes, tornando-os menos resistentes à expansão do gasto público.

Já a hipótese de “sincronização fiscal” (MELTZER; RICHARD, 1981; MUSGRAVE, 1966) argumenta que decisões sobre despesas e receitas governamentais são tomadas simultaneamente. Como um agente racional, o governo iguala o custo marginal de tributação com o benefício marginal de seus gastos, gerando uma causalidade bidirecional entre arrecadação e gastos públicos.

A última é a hipótese de “neutralidade fiscal”, proposta por [Baghestani & Mcnown \(1994\)](#), que sugere a separação institucional entre as decisões de arrecadação e dispêndio do governo. Significa que as decisões são tomadas de forma independente entre si: as despesas são definidas baseadas nas necessidades expressas pela população e as receitas dependem da carga tributária máxima tolerada pelos eleitores-contribuintes. Como resultado, o equilíbrio fiscal seria alcançado apenas por coincidência.

[Payne \(2003\)](#) realiza ampla revisão dos trabalhos que, entre 1980-2002, analisam empiricamente a relação de causalidade entre arrecadação e gastos do governo. A maioria dos trabalhos dá suporte à hipótese *tax-spend*. Porém, devido aos tipos de metodologia utilizados, há poucas evidências acerca da forma da relação, se é direta, como proposta por [Friedman \(1978\)](#), ou inversa, por causa da existência de ilusão fiscal.

A literatura empírica internacional posterior ao estudo de [Payne \(2003\)](#) é extensa. A Tabela [A.1](#), presente no Apêndice [A](#), realiza um breve resumo de estudos empíricos mais recentes a respeito da relação intertemporal entre receitas e despesas. A grande quantidade de trabalhos e a diversidade de países estudados indicam que o tema ainda é amplamente discutido no mundo. Dentre estes trabalhos merecem destaque [Narayan \(2005\)](#), [Narayan & Narayan \(2006\)](#), [Wolde-Rufael \(2008\)](#) e [Owoye & Onafowora \(2011\)](#) que, conjuntamente, testam as diferentes hipóteses denexo causal entre receitas e despesas para mais de 50 países com diferentes graus de desenvolvimento.

No entanto, a temática do nexo causal entre receitas e despesas vem recebendo pouco destaque no Brasil. A análise de [Cheng \(1999\)](#) encontra, para o período 1962-1991, evidências que corroboram com a hipótese de sincronização fiscal.

[Mattos & Rocha \(2001\)](#) realizam uma análise do equilíbrio orçamentário entre 1965-1993 por meio de um modelo em Vetores Autorregressivos (VAR). Seus resultados indicam que a correção monetária que indexava a dívida foi um mecanismo de grande importância na correção de desvios orçamentários de curto prazo e que um aumento da arrecadação ocorria em reação a uma ampliação dos gastos.

Já [Mello \(2008\)](#) estima uma função de reação fiscal para as despesas do governo federal e das três esferas de governo durante o período entre janeiro de 1995 e julho de 2004. Os resultados indicam uma dinâmica orçamentária sustentável no longo prazo, na qual a arrecadação é fortemente afetada pelo gasto, isto é, uma relação causal do tipo *spend-tax*.

[Gadelha \(2011\)](#) investiga a relação de causalidade para o período entre janeiro de 1997 e junho de 2009 e utiliza um teste de causalidade de Engle-Granger desenvolvido em estruturas multivariadas e bivariadas. Os resultados sugerem uma relação de bicausalidade entre receitas e despesas do governo, isto é, a prevalência da hipótese de sincronização fiscal.

[Silva et al. \(2010\)](#), utilizando um modelo de correção de erros, encontram indícios de que, no período entre o primeiro trimestre de 1999 e o terceiro trimestre de 2008, a

variável responsável pelos ajustes seria a receita, de modo que conclui-se que a hipótese *spend-tax* se adapta melhor a realidade brasileira.

Por outro lado, Bertussi & Triches (2012) realizam uma avaliação da sustentabilidade fiscal para diferentes países da América Latina. Também utilizando um modelo de correção de erros, os autores analisam o caso brasileiro a partir de dados trimestrais para o período entre 1997-2007. Os resultados indicam que as despesas se ajustam às divergências em relação ao equilíbrio de longo prazo e que tal ajuste ocorre simultaneamente ao aumento real da receita, isto é, o governo adequa as despesas às variações reais da receita orçamentária. Assim, embora não haja tal identificação no trabalho, existe um nexos causal do tipo *tax-spend*.

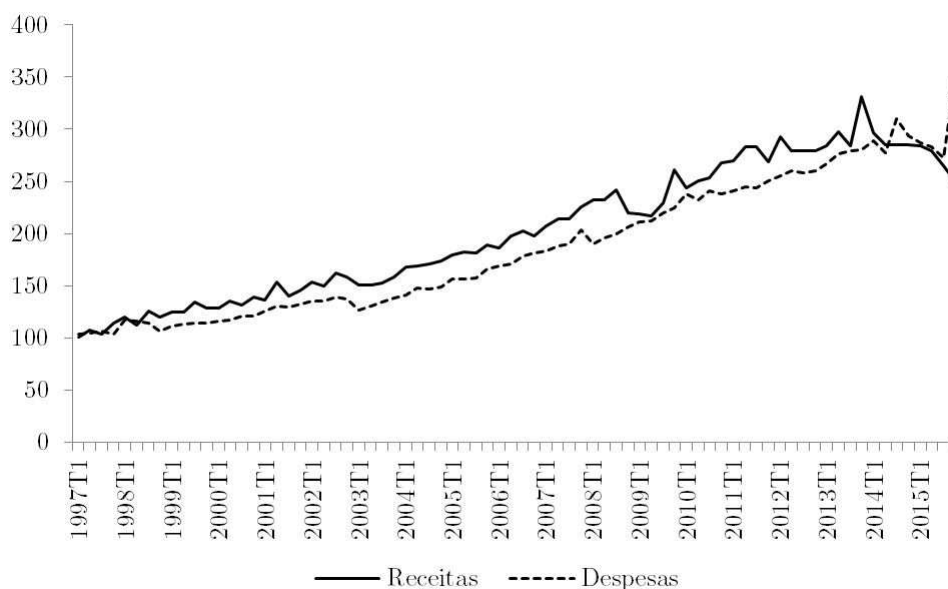
2 Rigidez Orçamentária e Crise Fiscal

A maior parte dos gastos primários do governo central brasileiro possui regras e vinculações definidas legalmente, de modo que sua dinâmica não depende diretamente da vontade do gestor. Logo, analisar as despesas públicas requer considerar separadamente os gastos com dinâmica autônoma e os gastos discricionários. Este capítulo examina a evolução das despesas primárias e formula uma desagregação que permite avaliar de maneira isolada a dinâmica das despesas vinculadas e das despesas discricionárias do governo central. Ao final, apresenta brevemente a recente estratégia utilizada para confrontar a tendência de crescimento acelerado dos gastos públicos.

2.1 Rigidez Orçamentária e Análises Desagregadas

A evolução das despesas e receitas primárias do governo central entre o primeiro trimestre de 1997 e o último trimestre de 2015 é apresentada na Figura 2.1.³ Nela é perceptível uma tendência acentuada de expansão dos gastos primários e uma estreita sincronia entre as receitas e despesas primárias do governo central.

Figura 2.1 – Evolução das Despesas e Receitas Primárias do Governo Central (R\$ bi)



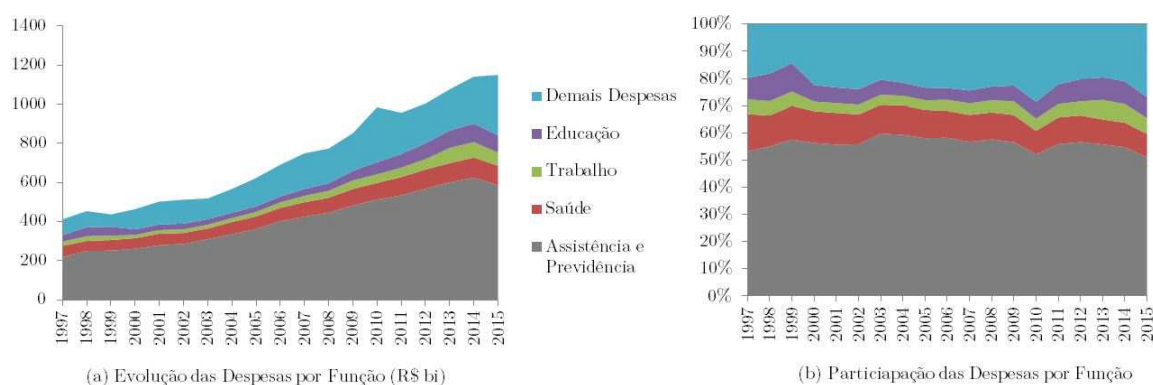
Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional

³ Os dados apresentados neste capítulo são referentes às receitas e despesas primárias líquidas do governo central deflacionadas pelo IPCA e dessazonalizadas pelo método Census X-12. Foram excluídos das séries os choques causados pela política de concessão da exploração de petróleo no terceiro trimestre de 2010: uma receita de R\$103,78 bilhões referente à conta de “Cessão Onerosa Exploração Petróleo” e uma despesa de R\$59,55 bilhões referente à realização de uma capitalização da Petrobras.

Além disso, a Figura 2.1 deixa claro que é importante destacar o comportamento da série em três períodos. O primeiro refere-se ao início do ano de 2003, quando o governo realizou um ajuste fiscal, como pode ser observado pela considerável queda de gastos no primeiro trimestre daquele ano. O segundo é o período mais acentuado da crise de 2008, em que há forte declínio das receitas e a manutenção da elevação dos gastos, como parte de uma política contracíclica. O último refere-se à crise fiscal iniciada no primeiro trimestre de 2014. O crescimento das receitas, que já havia reduzido seu ritmo a partir de 2012 com a política de benefícios fiscais para setores específicos da economia, colapsa no início de 2014 com a desaceleração da economia. Já as despesas, que mantinham crescimento acelerado, passam a cair a partir do último trimestre de 2014, como parte de uma estratégia de ajuste fiscal. Porém, há um forte salto no quarto trimestre de 2015 por causa das operações de reordenamento de passivos.

Uma análise adequada das finanças do governo central no Brasil não pode ser baseada apenas em valores agregados, uma vez que a maior parte dos gastos primários possui grande rigidez e, desse modo, existem diferentes efeitos relacionados com as despesas vinculadas e as despesas discricionárias. Há diversas formas de classificar os gastos do governo central: pelo grupo da natureza das despesas, pelo ministério que realiza o dispêndio, pela função, pela subfunção, e assim por diante. Como indica a Figura 2.2, as despesas primárias classificadas por função indicam que assistência e previdência social, saúde, educação e trabalho (funções consideradas tipicamente sociais) representam mais de 75% do total gasto a cada ano.

Figura 2.2 – Despesas Primárias do Governo Central por Função



Fonte: Sistema Integrado de Administração Financeira (SIAFI)

Os gastos com programas de transferência de renda e com previdência são determinados por regras estabelecidas na legislação e pelo patamar do salário mínimo⁴. Além disso, o critério de elegibilidade de diversos programas é relacionado também ao salário mínimo, de modo que uma elevação salarial afeta o critério de participação em alguns

⁴ Ao contrário dos demais programas de transferência de renda, o programa Bolsa Família não possui uma regra de indexação. Todavia, trata-se de um programa bem focalizado e mais barato, quando comparado ao total dos gastos aqui analisados.

programas, além de ampliar o valor do abono salarial e o piso da previdência social e do seguro desemprego. Como o salário mínimo é reajustado anualmente pela inflação do ano antecedente e pelo crescimento do PIB de dois anos antes, a elevação da inflação e a aceleração do crescimento econômico levam a variações de tais dispêndios, independente da vontade do *policymaker*.

Os gastos com saúde e educação também possuem regras de vinculação. As despesas com saúde, no período analisado, eram determinadas pelo artigo 198 da Constituição Federal de 1988, que estabelecia que os recursos mínimos destinados à saúde fossem definidos por lei complementar reavaliada pelo menos a cada cinco anos. Até 2015, a regra vigente determinava que o dispêndio com saúde aumentasse de acordo com o crescimento do PIB nominal, conforme as disposições da Lei Complementar nº 141/2012. Para 2016, a Emenda Constitucional nº 86/2015 definiu gasto mínimo de 13,2% da receita corrente líquida. Já os gastos com educação, durante o período examinado, eram estipulados pelo artigo 212 da Constituição Federal, que determinava aplicação de pelo menos 18% da receita de impostos (descontadas as transferências) na manutenção e desenvolvimento do ensino.⁵

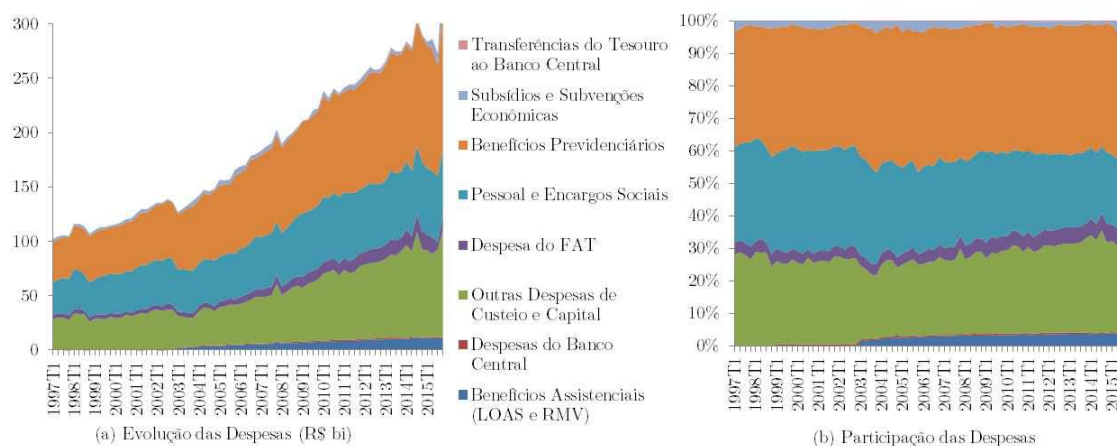
Portanto, uma fração elevada das despesas primárias do governo central não pode ser alterada diretamente conforme a vontade do gestor. O crescimento econômico, a aceleração da inflação e/ou a elevação das receitas impõem uma ampliação de despesas primárias, isto é, a estrutura de vinculações e obrigações de gastos gera uma dinâmica de variação “automática” do dispêndio público. A exceção são os gastos aqui denominados de “Demais Despesas”, caracterizados como aqueles que podem ser diretamente comandados pela vontade do gestor, isto é, aqueles anteriormente chamados de discricionários.

Entre as principais despesas primárias divididas pelo grupo da natureza do dispêndio (Figura 2.3) estão presentes os gastos com Benefícios Previdenciários e Benefícios Assistenciais e as Despesas do FAT (Fundo de Amparo ao Trabalhador), todos determinados por regras estabelecidas na legislação e pelo patamar do salário mínimo. Também os gastos com Pessoal e Encargos Sociais possuem dinâmica própria, visto que a maior parte do funcionalismo possui estabilidade. Assim, resta apenas o controle sobre a quantidade de funcionários contratados e a abertura de novos concursos, além da possibilidade de negociações coletivas que possibilitem menor ritmo de crescimento salarial.

As “Outras Despesas de Custeio e Capital” são aquelas que possuem dinâmica mais sujeita à intervenção do gestor. Nesta rubrica ficam concentrados os principais gastos discricionários do governo central e a estes correspondem a maior parcela de seu valor total. Evidentemente, também neste grupo existem despesas sobre as quais não há controle direto.

⁵ A partir de 2017, os gastos mínimos com saúde e com manutenção e desenvolvimento do ensino são definidos pela Emenda Constitucional nº 95/2016. Além disso, ela estabelece, para cada ano, um limite máximo para o total das despesas primárias do governo central. Esta Emenda Constitucional e a estratégia de consolidação fiscal baseada no “Novo Regime Fiscal” são analisadas na seção 2.2.

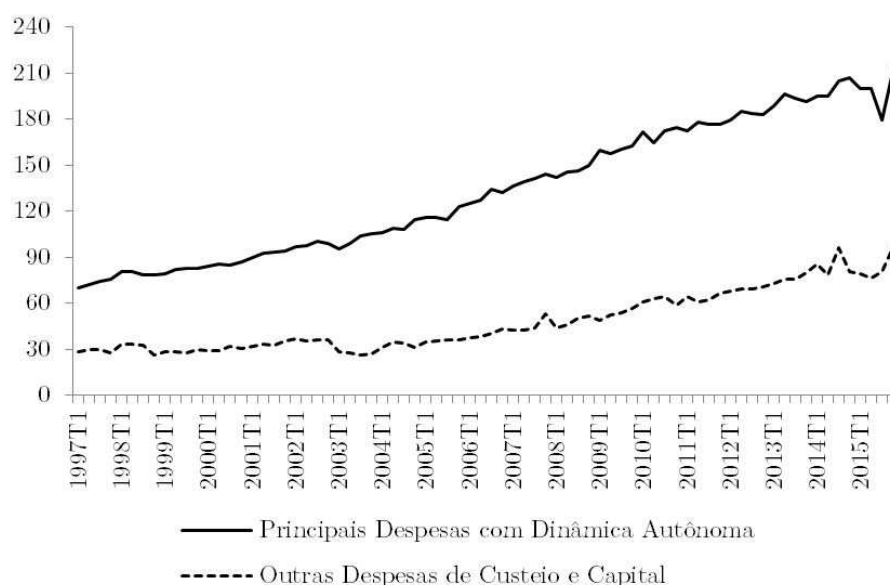
Figura 2.3 – Despesas Primárias do Governo Central por Natureza do Dispêndio



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional

Os dados apresentados anteriormente indicam a importância de uma análise desagregada das despesas públicas, uma vez que é essencial desagregar a dinâmica autônoma dos gastos vinculados da dinâmica das despesas discricionárias do governo. Uma primeira aproximação para tal desagregação é apresentada na Figura 2.4, na qual as despesas primárias do governo central são divididas em Principais Despesas com Dinâmica Autônoma – Benefícios Previdenciários, Benefícios Assistenciais, Despesas do FAT e Pessoal e Encargos Sociais – e em Outras Despesas de Custeio e Capital. A dinâmica geral dos gastos parece ser capturada por tal divisão dos dados, já que ela é capaz de revelar a tendência de forte crescimento dos gastos autônomos ao longo de todo período e a queda dos gastos discricionários em 2003, sua expansão acelerada a partir de 2009 e seu recuo no fim de 2014.

Figura 2.4 – Evolução das Principais Despesas por Natureza do Dispêndio (R\$ bi)



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional

2.2 Crise Fiscal e o Novo Regime Fiscal

As finanças públicas, a condução orçamentária e a estrutura de tributação ganharam centralidade no debate econômico no Brasil nos últimos anos com a deterioração das contas públicas, a elevação da inflação e a estagnação da atividade econômica. Esta seção objetiva apresentar a situação das finanças públicas e a resposta mais recente do governo.

A Figura 2.5 permite visualizar a acelerada deterioração das finanças públicas a partir do segundo semestre de 2011. O resultado primário do governo central acumulado em 12 meses passa de 2,51% do PIB no segundo trimestre de 2011 para -1,88% do PIB no fim de 2015. Entretanto, a piora das contas públicas ao longo do período pode ser apenas parcialmente percebida diretamente, uma vez que foram adotadas medidas pouco convencionais visando ampliar as receitas e reduzir as despesas primárias no período. Estas medidas consistiam em operações financeiras entre entes públicos realizadas desde 2009, mas que tiveram sua utilização profundamente ampliada a partir de 2011. Além disso, o governo central acumulou, durante os três primeiros trimestres de 2016, um déficit primário de R\$94,476 bilhões, apontando para o aprofundamento da crise fiscal.

Figura 2.5 – Resultado Primário do Governo Central Acumulado em 12 meses (% PIB)



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional

Evidentemente, fatores relacionados à gestão pública no período, tais como a ampliação dos gastos primários, a concessão de diversos subsídios ao longo dos anos, a queda das receitas primárias provocada pela recessão econômica, etc., são importantes na explicação deste cenário. Todavia, é essencial perceber que a deterioração ocorrida no período é também fruto de uma tendência mais ampla. A Figura 2.1 permitiu observar que as despesas primárias do governo central possuem uma tendência de forte crescimento que, como demonstrado na seção 2.1, é explicada pelas regras e vinculações orçamentárias. Portanto, soluções para a atual crise fiscal que não envolvam rever o cenário institucional

das Principais Despesas com Dinâmica Autônoma (PDDA) são apenas temporárias, já que respondem à piora recente das finanças públicas, mas mantêm inalterada a tendência de aumento da participação dos gastos primários na renda nacional. Uma breve simulação permite observar melhor a questão. Se os ritmos de crescimento do PIB e das PDDA verificados entre 1997-2013 (respectivamente, 3,17% e 6,26% ao ano) se repetissem ao longo dos próximos anos, a participação destes gastos na renda nacional passaria de 12,7% em 2015 para 14,7% em 2020 e para 19,7% em 2030. Ou seja, se uma resposta temporária for dada para a crise fiscal corrente, novas soluções deverão ser apresentadas no decorrer dos próximos 15 anos para a ampliação destas despesas em 7 pontos percentuais do PIB.

O governo apresentou uma tentativa de solução mais ampla para o problema. Em junho de 2016 foi encaminhada para o congresso uma Proposta de Emenda à Constituição (PEC nº 241/2016 na Câmara dos Deputados e PEC nº 55/2016 no Senado Federal) que resultou na Emenda Constitucional nº 95/2016, cujas disposições instituíram o “Novo Regime Fiscal” (NRF). Nele são estabelecidos, para cada período, limites individualizados para as despesas primárias. O limite para 2017 será o total das despesas primárias de 2016 corrigidas em 7,2% (inflação esperada para o ano de 2016). Para os anos seguintes, será o limite do período anterior atualizado pela variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) acumulada em 12 meses até junho do mesmo ano.

Vale ressaltar que o NRF define um limite para a soma dos gastos primários e não para gastos específicos, de forma que qualquer despesa pode ser ampliada em termos reais desde que em contrapartida outro(s) gasto(s) seja(m) reduzido(s) em termos reais para que o total despendido pelo governo não ultrapasse o teto estabelecido. Logo, a Emenda Constitucional força a discussão acerca da melhor alocação dos recursos do setor público na elaboração do orçamento, uma vez que será necessário debater e estabelecer as prioridades e, a partir delas, determinar as alterações exigidas na distribuição dos recursos e na legislação. Deste modo, o NRF encaminha uma solução para a tendência de crescimento acelerado das despesas públicas e fomenta a realização de reformas estruturais que são essenciais.

Outros três aspectos devem ser destacados. Em primeiro lugar, além de estabelecer um limite máximo para a soma dos gastos primários, a Emenda Constitucional define um limite mínimo para os gastos com saúde e manutenção e desenvolvimento do ensino. Em 2017 continuarão vigentes as regras já existentes e a partir de 2018 serão estabelecidos pisos para as despesas com base no limite anterior atualizado pela inflação acumulada em 12 meses até junho do ano vigente. Esta nova regra garante maior estabilidade para o dispêndio com saúde e educação, uma vez que elimina o caráter pró-cíclico das regras anteriores.

Em segundo lugar, para a estratégia de contenção do ritmo de crescimento das despesas primárias ser bem sucedida, alterações nas regras da previdência social são es-

senciais.⁶ Entre 1997-2013 os gastos com benefícios previdenciários cresceram 6,84% ao ano, de modo que, na ausência de alterações, diversos outros gastos importantes precisariam ser reduzidos. Além disso, com o fim do bônus demográfico, isto é, com a ampliação da parcela da população idosa e a redução da parcela economicamente ativa, o cenário da previdência se tornaria ainda mais complicado. A manutenção das atuais regras induziria um ritmo de crescimento do dispêndio com benefícios ainda mais acelerado e um ritmo mais lento de crescimento da arrecadação com contribuições previdenciárias.

Por fim, a regra que estabelece o reajuste do limite no NRF pode ser revista, uma vez a cada mandato presidencial, após 10 anos. Deste modo, à medida que a alocação dos recursos for racionalizada, as reformas implementadas, os gastos assumirem caráter sustentável e os resultados primários melhorarem, a regra pode ser revista para que as despesas primárias se tornem estáveis como proporção da renda nacional, isto é, após as finanças serem ordenadas, a regra pode ser alterada para que o limite cresça no mesmo ritmo do PIB, permitindo gastos adicionais considerados prioritários.

Assim, embora não solucione sozinho a atual crise fiscal, o NRF pode ser útil para uma estratégia de enfrentamento do problema fiscal brasileiro. Inicialmente, ele fornece clareza para a atuação do governo, pois estabelece um objetivo muito bem especificado para as alterações nas finanças públicas que ocorrerão nos próximos anos. Por ser razoavelmente rígido, força as alterações a ocorrerem em menor intervalo de tempo, isto é, estimula o debate a respeito da forma como devem ser alocados os recursos do governo e acelera a implementação das reformas necessárias. Além disso, por impor limites aos gastos primários, encaminha um ajuste gradual que apresenta uma solução, não apenas para a atual crise fiscal, mas também, para a tendência de crescimento acelerado das despesas, que conduziriam as finanças do governo a novas crises fiscais nos próximos anos.

Por outro lado, esta estratégia de ajuste fiscal é razoavelmente frágil. Ao longo dos anos, devido à grande quantidade de reformas e alterações orçamentárias necessárias, ela deve perder apoio social e político, uma vez que os custos deste esforço serão sentidos facilmente, enquanto os benefícios poderão ser percebidos apenas lentamente ao longo do tempo. Logo, reformar o rígido NRF pode se tornar menos custoso que avançar a consolidação fiscal, de forma que o problema fiscal seria apenas parcialmente resolvido e, consequentemente, a tendência a crises poderia permanecer.

⁶ Encontra-se em discussão no Congresso Nacional Proposta de Emenda à Constituição que altera as regras da seguridade social (PEC nº 287/2016 na Câmara dos Deputados). A proposta define idade e tempo de contribuição mínimos para aposentadoria (65 e 25 anos, respectivamente) de homens e mulheres, além de alterar a forma como os valores dos benefícios são calculados. Adicionalmente, ela uniformiza as regras para trabalhadores urbanos e rurais, proíbe o acúmulo de benefícios, revisa as regras para pensões e estabelece uma convergência das condições para a aposentadoria dos servidores públicos com as do Regime Geral da Previdência Social.

3 Metodologia Econométrica e Dados

3.1 Metodologia ARDL

Para verificar os determinantes da dinâmica das despesas do governo brasileiro, o estudo utilizará a metodologia dos modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) aplicados ao arcabouço da cointegração (*ARDL Bounds-Testing Approach to Cointegration*), propostos nos trabalhos de [Pesaran & Shin \(1998\)](#) e [Pesaran, Shin & Smith \(2001\)](#). Esta metodologia foi utilizada por permitir: i) usar um conjunto de variáveis com um nível ótimo de defasagens para cada uma delas, determinado por um critério de seleção previamente escolhido; ii) determinar a relação de cointegração em amostras pequenas; e iii) empregar um conjunto de variáveis com diferentes ordens de integração.

É possível representar um modelo ARDL (p, q_1, \dots, q_j) geral como:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,t} x_{j,t-i} + u_t, \quad (3.1)$$

em que α_0 e α_1 são os coeficientes de intercepto e tendência (t); $x_{j,t}$ são variáveis I(1) que não são cointegradas entre si; e u_t são os distúrbios serialmente não correlacionados com média zero e variância constante.

Para confirmar a existência de vetores de cointegração e obter os coeficientes de curto e longo prazo, o modelo é estimado na forma de correção de erros (ARDL-ECM), que pode ser especificada a partir da primeira diferença da equação (3.1):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{1,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \phi_{2,i} \Delta x_{j,t-i} + \psi y_{t-1} - \alpha_1(t-1) - \sum_{j=1}^k \delta_j x_{j,t-1} + \epsilon_t, \quad (3.2)$$

em que α_0 é o coeficiente de intercepto; $x_{j,t}$ são variáveis I(1) que não são cointegradas entre si; $\phi_{1,i}$ e $\phi_{2,i}$ são os coeficientes de curto prazo; ψ é coeficiente de correção de erros; $\frac{\alpha_1}{\psi}$ é o coeficiente de tendência de longo prazo; $\frac{\delta_j}{\psi}$ são os coeficientes de longo prazo; e ϵ_t são os distúrbios tipo ruído branco.

[Pesaran, Shin & Smith \(2001\)](#) desenvolveram um teste que permite verificar a existência de uma relação entre uma variável dependente e um conjunto de regressores, quando não se sabe se as variáveis explicativas são estacionárias. Os testes propostos são baseados em um teste de Wald elaborado para verificar a significância dos níveis defasados das variáveis em um mecanismo de correção de equilíbrio univariado. Como estas estatísticas sob a hipótese nula não possuem distribuição assintótica padrão independentemente da ordem de integração das variáveis explicativas, dois conjuntos de valores críticos assintóticos são calculados: um no qual todos os regressores são puramente I(1) e o outro no qual todos são puramente I(0). Por esta razão, a abordagem é chamada de *bounds*

testing, isto é, os dois conjuntos de valores críticos fornecem as bandas que abrangem todas as classificações possíveis dos regressores para puramente $I(0)$, puramente $I(1)$ ou mutuamente cointegradas.

O procedimento de teste ocorre realizando-se a comparação entre a estatística de teste, cuja hipótese nula é de inexistência de vetores de cointegração, $H_0 : \psi = \alpha_1 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$, e os valores das bandas pré-estabelecidas. Se a estatística de teste for menor que o valor crítico da banda inferior, a hipótese nula não é rejeitada, enquanto se a mesma for maior que o valor crítico da banda superior, a hipótese nula é rejeitada. Por último, no caso em que a estatística de teste fica dentro do intervalo estabelecido pelas bandas, é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis.

3.2 Descrição das Variáveis Utilizadas

O período analisado neste trabalho vai do primeiro trimestre de 1997 ao último de 2013. As séries utilizadas são as seguintes⁷:

- **Receitas Primárias (R):** Série calculada a partir dos dados de Resultado do Tesouro disponibilizados pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) para o total de receitas primárias líquidas do governo central. Valores em R\$ bilhões⁸ deflacionados, tornados trimestrais e dessazonalizados.
- **Despesas Primárias (G):** Série calculada a partir dos dados da STN para o total de despesas primárias líquidas do governo central. Valores em R\$ bilhões deflacionados, tornados trimestrais e dessazonalizados.
- **Principais Despesas com Dinâmica Autônoma ($PDDA$):** Série calculada a partir dos dados da STN para as despesas primárias líquidas desagregadas pela natureza do gasto. Valores em R\$ bilhões da despesa com Benefícios Previdenciários, Benefícios Assistenciais, Despesas do FAT e Pessoal e Encargos Sociais são deflacionados e tornados trimestrais. Em seguida, são somadas e dessazonalizadas.
- **Outras Despesas de Custeio e Capital ($ODCC$):** Dados disponibilizados pela STN na desagregação pela natureza do gasto. Valores em R\$ bilhões deflacionados, tornados trimestrais e dessazonalizados.
- **PIB (Y):** Dados reais dessazonalizados em frequência trimestral, disponibilizados pelo IBGE (em R\$ bilhões).
- **Salário (W):** Série calculada via dessazonalização da média do trimestre do salário mínimo mensal deflacionado em R\$.

⁷ As variáveis são deflacionadas utilizando o IPCA e estão em valores de dezembro de 2015. Para a dessazonalização foi utilizado o método Census X-12.

⁸ Optou-se por utilizar as variáveis em nível (R\$ bilhões) para uma melhor captação das relações.

- Dívida (*DIV*): Série calculada via dessazonalização da média no trimestre da dívida líquida do governo federal e Banco Central, em R\$ bilhões deflacionados.
- Visibilidade da Receita Tributária (*IR*): Participação do imposto de renda nas receitas primárias líquidas dessazonalizadas. Os valores utilizados para os cálculos são das séries históricas do Sistema Integrado de Administração Financeira do Governo Federal (SIAFI) da STN para a receita tributária.
- Imposto Inflacionário (*II*): Série calculada a partir dos valores para a base monetária, disponibilizada pelo Banco Central, e pelo IPCA. A metodologia utilizada refere-se ao cálculo dos juros reais negativos sobre a base monetária descrito por [Cysne \(1990\)](#) e [Simonsen & Cysne \(1995\)](#). Se B e P são, respectivamente, a base monetária e o nível de preços em função do tempo, o imposto inflacionário entre os instantes de referência 0 e 1, em moeda de poder aquisitivo do instante j , é dada por

$$II_j = P_j \int_0^1 \frac{B}{P^2} \frac{dP}{dt} dt. \quad (3.3)$$

Uma vez que B e P não estão disponíveis em tempo contínuo, para fins práticos é feita uma aproximação por somatórios. Como a moeda paga juros nominais nulos, a taxa de juros real (negativa) paga pela moeda entre os períodos t e $t+1$ é descrita por

$$r_{t+1} = \frac{P_t - P_{t+1}}{P_{t+1}}. \quad (3.4)$$

As transferências contra os detentores de agregados monetários equivalem ao simétrico aditivo dos juros reais pagos pelo agregado. Logo, o imposto inflacionário pode ser calculado como

$$II_t = B_t \frac{P_t - P_{t+1}}{P_{t+1}}. \quad (3.5)$$

Para obter os valores para os trimestres, procede-se o somatório de II_t com t variando do primeiro ao último mês de cada trimestre.

A utilização do conceito primário para receitas e despesas do governo central, em vez do conceito nominal, reflete o entendimento de que a inclusão do dispêndio com juros prejudicaria a compreensão da verdadeira relação entre as variáveis nos termos definidos anteriormente, uma vez que este gasto é afetado pela condução da política monetária. Por outro lado, a inclusão do salário mínimo nas equações estimadas é importante, devido à existência de fração considerável de gastos públicos que possui dinâmica atrelada ao salário mínimo, conforme apresentado anteriormente. Além disso, como a arrecadação e o gasto público são potencialmente sensíveis às alterações do nível de atividade econômica, a inclusão do produto real como variável de controle é importante por possibilitar a diferenciação da causalidade direta entre receitas e despesas da causalidade indireta via

PIB. A inclusão da variável referente ao produto permite ainda avaliar a validade da Lei de Wagner.

Já as variáveis utilizadas para identificar o efeito da ilusão fiscal foram escolhidas por retratarem a visibilidade da tributação e endividamento público, duas das principais formas usadas por governos para criar ou explorar a ilusão fiscal. A opção por não testar a hipótese da complexidade da receita, que poderia ocorrer pela utilização de um índice de concentração, deve-se às características das séries disponíveis. Por exemplo, os dados para a arrecadação com impostos e taxas são apresentados de maneiras diferentes ao longo dos anos, de modo que utilizá-los requer compatibilizar as classificações. Além disso, os dados para a arrecadação via contribuições não possuem disponibilidade compatível com a frequência utilizada no trabalho. Embora seja uma *proxy* mais simples, a participação do imposto de renda nas receitas primárias não está exposta aos mesmos problemas, sendo mais útil para analisar a presença de ilusão fiscal na condução das finanças públicas brasileiras.

Por último, o imposto inflacionário pode ser entendido como a sistemática perda de poder aquisitivo da moeda, que penaliza a população e beneficia o setor público, decorrente do fato de a moeda não render juros nominais e estar sistematicamente desprotegida contra a inflação. Logo, o imposto inflacionário se caracteriza como uma possível forma de financiamento das despesas governamentais. A contribuição por meio da perda de poder aquisitivo pode não ser facilmente percebida pelos eleitores-contribuintes, que podem subestimá-la e, conforme descrito pela Teoria da Ilusão Fiscal, elevar a demanda por gastos governamentais acima do nível que ocorreria caso tivessem a perfeita percepção de como ocorre a arrecadação do governo.

A Tabela 3.1 contém as estatísticas descritivas das variáveis para o período em análise. É perceptível o ritmo acelerado de crescimento das receitas e despesas primárias, que partem de R\$100,614 bilhões e R\$103,259 bilhões, respectivamente, nos trimestres iniciais das séries e alcançam R\$331,279 bilhões e R\$280,371 bilhões, respectivamente, no quarto trimestre de 2013. As médias e as medianas indicam que no período a arrecadação primária foi superior aos gastos primários. A Figura 2.1 mostra que este quadro se reverte fortemente nos trimestres seguintes, que não foram incluídos na análise desta seção. Por outro lado, verifica-se que o crescimento econômico no período foi consistentemente menor que o crescimento das receitas e despesas (G, PDDA e ODCC). Além disso, a dívida mais que triplicou no período, passando de R\$415,758 bilhões no primeiro trimestre de 1997 para R\$1.442,279 bilhões no segundo trimestre de 2011, apesar de o dispêndio primário do governo central ter sido em média menor que sua arrecadação primária. Já a participação do imposto de renda nas receitas primárias saiu de 6,38% no primeiro trimestre de 1997 e atingiu 23,25% no primeiro trimestre de 2013. Isso ocorreu devido ao aumento da renda média da população e, principalmente, ao fato de as atualizações das faixas de cobrança do imposto de renda acontecerem baseadas em taxas inferiores à inflação. Por

fim, a dinâmica e o valor máximo (R\$4,28 bilhões) do imposto inflacionário indiciam que a arrecadação via inflação não foi um mecanismo importante de financiamento do governo central no período.

Tabela 3.1 – Estatísticas Descritivas

Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
Receita primária (R)	192,908	181,887	331,279	100,614	60,431
Despesa primária (G)	173,562	156,959	280,370	103,259	55,105
Principais Desp. Din. Autônoma (PDDA)	125,737	116,513	195,495	70,146	38,991
Outras Desp. Custeio e Capital (ODCC)	43,699	36,584	79,760	26,349	15,490
PIB (Y)	1.242,865	1.197,756	1.632,116	966,657	216,640
Salário (W)	565,31	518,88	825,64	369,58	149,35
Dívida (DIV)	1.108,811	1.176,920	1.422,279	415,757	262,533
Visibilidade da receita tributária (IR)	14,76	14,80	23,25	6,38	4,76
Imposto Inflacionário (II)	1,480	1,149	4,280	-0,108	1,055

3.3 Estratégia Empírica

Os procedimentos econométricos deste trabalho são baseados na estimação de seis modelos ARDL. Os três primeiros analisam os determinantes do processo decisório de dispêndio do governo. O modelo 1 é especificado, com base na equação (3.1), como:

$$\begin{aligned}
 G_t = & \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \gamma_i G_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} \beta_{1,i} R_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} \beta_{2,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} \beta_{3,i} W_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^{q_4} \beta_{4,i} DIV_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} \beta_{5,i} IR_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_6} \beta_{6,i} II_{t-i} + u_t,
 \end{aligned} \quad (3.6)$$

em que, tal como definido anteriormente, G_t são as despesas e R_t as receitas primárias líquidas do governo central; Y_t é o PIB; e W_t é o salário mínimo real; DIV_t é a dívida líquida; IR_t é a participação do imposto de renda na arrecadação primária; e II_t é o imposto inflacionário.

Os modelos 2 e 3 se diferenciam do modelo 1 por substituírem as despesas primárias (G_t) pelas despesas com dinâmica que independe da vontade do gestor ($PDDA_t$) e pelas despesas de custeio e capital ($ODCC_t$), respectivamente. Além disso, no modelo 3 não é incluída uma tendência (t) na especificação, uma vez que, como discutido anteriormente, as despesas utilizadas não apresentam uma tendência que independa da vontade do gestor.

Já os três modelos seguintes analisam os determinantes do processo decisório de arrecadação do governo. O modelo 4 é especificado como:

$$\begin{aligned}
 R_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} \beta_{1,i} G_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} \beta_{2,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} \beta_{3,i} W_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^{q_4} \beta_{4,i} DIV_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} \beta_{5,i} IR_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_6} \beta_{6,i} II_{t-i} + u_t.
 \end{aligned} \quad (3.7)$$

Os modelos 5 e 6 se diferenciam do modelo 4 por utilizarem as desagregações Principais Despesas com Dinâmica Autônoma ($PDDA_t$) e Outras Despesas de Custeio e Capital ($ODCC_t$), respectivamente, como variável que descreve o processo decisório de dispêndio do governo.

4 Resultados

O primeiro passo da análise é definir as defasagens dos modelos. Utilizando o critério de informação de Akaike (AIC), a Tabela 4.1 reporta as defasagens dos modelos 1 a 6.⁹ O número máximo de defasagens foi definido como 4 para todos os modelos, com exceção dos modelos 4 e 6 em que o limite foi alterado para 5 defasagens com objetivo de evitar correlação serial dos resíduos. Os resultados dos testes de diagnósticos, relatados na Tabela 4.1, indicam ausência de correlação serial para todos os modelos estimados.

Tabela 4.1 – Modelos ARDL: Defasagens e Testes de Diagnóstico

Especificação	Defasagens	Autocorrelação
Modelo 1	(1, 0, 2, 4, 3, 4, 2)	0,2171 [0,8058]
Modelo 2	(2, 2, 2, 0, 3, 0, 4)	0,0978 [0,9070]
Modelo 3	(1, 0, 0, 4, 0, 1, 0)	0,1609 [0,8519]
Modelo 4	(1, 1, 5, 2, 4, 5, 1)	0,6816 [0,5124]
Modelo 5	(1, 0, 4, 0, 0, 0, 1)	1,3980 [0,2568]
Modelo 6	(1, 0, 5, 2, 4, 5, 1)	0,5049 [0,6078]

Nota: P-valores apresentados entre colchetes.

Os testes de estabilidade de Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos (CUSUM) e Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos ao Quadrado (CUSUMQ), sugeridos por Brown, Durbin & Evans (1975), presentes no Apêndice B, indicam que os valores dos testes para os modelos 1 a 3 estão entre as bandas de valores críticos, calculadas ao nível de significância estatística de 5%. Logo, a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes não pode ser rejeitada, de modo que há indícios de que os parâmetros estimados para estes modelos são estáveis. Já para os modelos 4 a 6, apenas nos testes CUSUM os valores calculados não estão entre as bandas, de forma que existem indícios de que as estimações dos determinantes para a arrecadação geram parâmetros com instabilidade.

Tabela 4.2 – Modelos ARDL: Testes de Cointegração (*Bounds Testing*)

Especificação	Estatística F	Valores Críticos
Modelo 1	7,169	2,63 – 3,62
Modelo 2	4,645	2,63 – 3,62
Modelo 3	3,613	2,27 – 3,28
Modelo 4	15,878	2,27 – 3,28
Modelo 5	9,650	2,27 – 3,28
Modelo 6	15,704	2,27 – 3,28

Nota: Valores Críticos tabulados por Pesaran, Shin & Smith (2001).

Após definir as defasagens do modelo, é necessário verificar a existência de vetores de cointegração entre as variáveis (Tabela 4.2). A hipótese nula de ausência de vetores de

⁹ Como o foco do trabalho está nas relações de longo e curto prazo dadas pelo *bounds testing*, as regressões ARDL não são reportadas. Contudo, os resultados estão disponíveis, caso necessário.

cointegração entre as variáveis pode ser rejeitada ao nível de significância estatística de 5% nos seis modelos, já que os valores das estatísticas F são maiores que a banda superior.

4.1 Coeficientes de Longo Prazo

Confirmada a existência de cointegração entre as variáveis dos modelos, são estimados os coeficientes das relações de longo prazo (Tabela 4.3). No **modelo 1**, o coeficiente referente ao produto (Y) é positivo e significativo a 10%. Entretanto, este impacto de 0,079 é pequeno quando comparado à participação das despesas primárias no produto (13,64% na média para o período): uma ampliação da produção induz um aumento de gastos inferior ao necessário para manter estável a relação G/Y , de modo que as despesas crescem menos que proporcionalmente com a elevação do produto, ou seja, há indícios contra a validade da Lei de Wagner.

Tabela 4.3 – Modelos ARDL: Coeficientes de Longo Prazo

Modelo (Var. Dep.)	Modelo 1 (G)	Modelo 2 (PDDA)	Modelo 3 (ODCC)	Modelo 4 (R)	Modelo 5 (R)	Modelo 6 (R)
R	-0,024 [0,7636]	-0,358*** [0,0035]	0,157** [0,0459]			
G				0,085 [0,5192]		
PDDA					-0,402 [0,1343]	
ODCC						-0,051 [0,7481]
Y	0,079* [0,0531]	0,165*** [0,0000]	-0,011 [0,7375]	0,296*** [0,0000]	0,347*** [0,0000]	0,314*** [0,0000]
W	0,222*** [0,0000]	0,086*** [0,0030]	0,139*** [0,0002]	-0,054 [0,1921]	0,003 [0,9482]	-0,033 [0,4175]
DIV	-0,026*** [0,0010]	0,006 [0,3215]	-0,018*** [0,0009]	0,027*** [0,0002]	0,032*** [0,0003]	0,026*** [0,0002]
IR	-4,432*** [0,0001]	-0,777* [0,0965]	-2,019*** [0,0001]	-0,981 [0,1532]	-0,927 [0,2620]	-1,289* [0,0786]
II	-1,047 [0,4346]	-1,871 [0,1028]	0,801 [0,3808]	-1,893* [0,0661]	-2,196* [0,0692]	-1,712* [0,0590]
Tendência	1,828* [0,0002]	0,861* [0,0021]				
Constante			-1,416 [0,9303]	-172,516*** [0,0000]	-204,091*** [0,0000]	-183,922*** [0,0000]

Notas: Os p-valores dos testes de significância estatística são apresentados entre colchetes;
*, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Já o coeficiente para o salário mínimo real (W) é significativo mesmo a 1% e indica que um aumento salarial de R\$1 leva a uma expansão de aproximadamente R\$221,59 milhões das despesas primárias. A significância estatística e o valor negativo do coeficiente (-4,432) para a visibilidade da tributação (IR) indicam a presença de ilusão fiscal, uma vez que uma percepção menor do eleitor-contribuinte do quanto ele efetivamente paga ao governo permite uma expansão dos gastos por parte do gestor. Além disso, como

o coeficiente para receitas primárias (R) não é significativo (p-valor de 0,7636), não há indícios de presença de uma relação *tax-spend*. Por fim, o coeficiente para o endividamento público (DIV) é significativo a 1% e seu valor negativo (-0,026) indica uma relação oposta à apresentada pela Teoria da Ilusão Fiscal.

Os resultados para o **modelo 2** indicam a validade da Lei de Wagner, já que o coeficiente de 0,165 para o produto (Y) é significativo a 1%, positivo e maior que a relação $PDDA/Y$, que tem pico de aproximadamente 12%. O coeficiente para o salário mínimo (W) é significativo a 1% e indica que um aumento salarial de R\$1 leva a uma ampliação de R\$86 milhões das despesas com dinâmica autônoma. Os coeficientes para endividamento público (DIV) e para imposto inflacionário (II) não possuem significância estatística. Por outro lado, o coeficiente para a visibilidade da tributação (IR) possui p-valor menor que 0,1 e sinal negativo, indicando a possibilidade da presença de ilusão fiscal. Por fim, o coeficiente para a arrecadação (R) é significativo a 1% e negativo, o que sugere a presença de uma relação *tax-spend* com ilusão fiscal.

Já no **modelo 3** não há indícios da validade da Lei de Wagner, visto que o coeficiente para o produto não é estatisticamente significativo. O coeficiente para receitas (R) é positivo e significativo a 5%, indicando uma relação *tax-spend*. A significância estatística para o coeficiente para o salário mínimo (W) a 1% sugere que um salário mínimo R\$1 maior leva a uma ampliação de aproximadamente R\$139 milhões nas despesas de custeio e capital ($ODCC$). O coeficiente para a visibilidade tributária (IR) é significativo a 1% e negativo, indicando uma relação em conformidade com aquela presente na Teoria da Ilusão Fiscal. Por outro lado, há significância estatística do coeficiente referente à dívida pública (DIV) a 1%, porém com sinal negativo.

Os resultados para o **modelo 4** indicam a importância da atividade econômica na arrecadação do governo central. O coeficiente referente ao produto (Y) é 0,296 e possui significância estatística, indicando que um produto real maior em R\$1 bilhão aumenta as receitas primárias em aproximadamente R\$296 milhões. Não há significância estatística para as despesas primárias (G), indicando ausência de uma relação do tipo *spend-tax*. Por outro lado, o coeficiente de endividamento (DIV) é significativo estatisticamente e indica que uma elevação do endividamento induz um aumento da arrecadação. Este resultado aponta para uma relação como a descrita por Barro (1974, 1979): as despesas financiadas por emissão de dívida levam a passivos futuros que serão pagos com ampliação da tributação.

Para o **modelo 5**, há significância estatística para o produto (Y), sugerindo que um aumento de R\$ 1 bilhão no PIB leva a uma elevação das receitas primárias de aproximadamente R\$ 347 milhões. Já o coeficiente de endividamento (DIV) é significativo a 1% e, outra vez, indica que uma alta do endividamento induz um aumento da arrecadação. O coeficiente relativo às despesas com dinâmica autônoma ($PDDA$) não possui significância estatística, sinalizando ausência de relação *spend-tax*. Os coeficientes para o

salário mínimo (W) e para a visibilidade tributária (IR) não são estatisticamente significantes.

No **modelo 6**, novamente, é evidenciada a importância da atividade econômica na arrecadação do governo central, já que o coeficiente referente ao produto (Y) é estatisticamente significativo e indica que um aumento de R\$1 bilhão do produto real amplia as receitas primárias em aproximadamente R\$314 milhões. O coeficiente relativo às despesas de custeio e capital ($ODCC$) não é significativo estatisticamente. Por outro lado, o coeficiente de endividamento (DIV) é significativo e indica que um aumento do endividamento induz uma ampliação da arrecadação. O coeficiente para o salário mínimo (W) não é significativo estatisticamente, enquanto os demais coeficientes possuem significância estatística apenas a 10%.

Quando analisamos as despesas sem levar em consideração as diferenças institucionais existentes entre os diferentes tipos de gastos, chegamos a conclusões imprecisas sobre o processo de definição das despesas primárias pelo governo central. Primeiramente, há indícios de ausência de validade para a Lei de Wagner, que são contestados pela análise com despesas desagregadas. Pode-se observar que o produto não afeta diretamente os gastos discricionários, mas tem grande importância na definição dos demais.

Por outro lado, a análise com a soma dos gastos primários indica neutralidade fiscal. Porém, quando as desagregações são usadas, observa-se uma relação *tax-spend* conforme definida por [Buchanan & Wagner \(1977\)](#), para as despesas com dinâmica autônoma, e uma relação *tax-spend* como a descrita por [Friedman \(1978\)](#), para as despesas de custeio e capital. Isso indica que, havendo aumentos de arrecadação, o eleitor-contribuinte pressiona por mais despesas de custeio e capital e por redução dos demais gastos. A pressão por esta redução, porém, pode ser amortecida por uma menor percepção da arrecadação, ou seja, o gestor pode causar uma ilusão fiscal para evitar realizar alterações nas regras que determinam os gastos.

Vale ressaltar, ainda, que os resultados encontrados nos modelos 4 a 6, de que a expansão do endividamento induz ampliação das receitas primárias, parecem ser compatíveis com as relações descritas nos modelos anteriores. O aumento do endividamento induz uma atuação que visa a ampliação da arrecadação. Pelo modelo 1 esta elevação das receitas primárias leva a uma redução das despesas primárias, ou seja, uma ampliação do endividamento gera uma redução dos gastos primários, resultado condizente com o coeficiente negativo de endividamento público. Entretanto, há instabilidade dos parâmetros, de forma que as estimações para as receitas não são conclusivas.

4.2 Curto Prazo: Mecanismo de Correção de Erros

Verificados os efeitos no longo prazo, o próximo passo da análise é estimar os modelos na forma de vetores de correção de erros para avaliar como ocorrem os ajustamentos de

curto prazo. Os resultados reportados no Apêndice C indicam que desvios da trajetória de longo prazo das despesas primárias (**modelo 1**) são corrigidos por variações no produto, no salário mínimo, no endividamento público, na visibilidade da tributação e no imposto inflacionário. Além disso, o coeficiente de correção de erros (ECM) é -0,860 e estatisticamente significativo a 1%, indicando que 86% do desvio da trajetória de longo prazo dos gastos governamentais são corrigidos pelos ajustamentos de curto prazo no trimestre seguinte.

Tabela 4.4 – Modelos ARDL: Dinâmica de Curto Prazo

Especificação	ECM(-1)	Prob.
Modelo 1	-0,860	0,0000
Modelo 2	-0,738	0,0000
Modelo 3	-0,551	0,0000
Modelo 4	-1,851	0,0000
Modelo 5	-1,277	0,0000
Modelo 6	-1,857	0,0000

Para o caso do **modelo 2**, os desvios da trajetória de longo prazo das despesas com dinâmica autônoma são corrigidos por variações nas receitas primárias, no produto, no salário mínimo, no endividamento público, na visibilidade da tributação e no imposto inflacionário. O coeficiente de correção (-0,738), estatisticamente significativo a 1%, sugere que 73,8% do desvio da trajetória de longo prazo desses gastos são corrigidos no trimestre seguinte. Por outro lado, os desvios da trajetória de longo prazo das despesas de custeio e capital (**modelo 3**) são corrigidos por variações apenas nas receitas primárias e no salário mínimo. O coeficiente de ECM (-0,551), estatisticamente significativo a 1%, indica que mais de 55,1% do desvio da trajetória de longo prazo de *ODCC* são corrigidos no trimestre subsequente.

No **modelo 4** os desvios da trajetória de longo prazo das receitas primárias são corrigidos por variações no produto, no salário mínimo, no endividamento público e na visibilidade da tributação. No **modelo 5** eles são corrigidos por variações nas despesas com dinâmica autônoma, no produto, no endividamento público e na visibilidade da tributação. No **modelo 6** a correção ocorre por variações no produto, no salário mínimo, no endividamento público e na visibilidade da tributação. Os ECM dos modelos para receitas (-1,851, -1,277 e -1,857) sugerem um resultado problemático, isto é, como os valores são inferiores a -1, há indícios de que o ajustamento ocorre mais que completamente no período seguinte. Mas vale lembrar que, nos modelos 4 a 6, há sinais de instabilidade nos parâmetros, ou seja, os resultados devem ser analisados com cuidado.

Considerações Finais

O presente trabalho investigou a dinâmica das despesas do governo brasileiro entre 1997-2013. O primeiro capítulo levantou três abordagens presentes na literatura para explicar a dinâmica dos gastos públicos. A primeira é referente à Lei de Wagner, que indica que com o desenvolvimento econômico há uma ampliação da pressão dos eleitores-contribuintes por progresso social, ou seja, a ampliação da renda nacional leva a uma maior demanda por bens e serviços providos pelo setor público. A segunda é que o comportamento autointeressado dos governantes pode induzi-los a alterar a estrutura fiscal para gerar uma percepção distorcida acerca dos reais preços-tributos destes bens e serviços, isto é, a criar ilusão fiscal e, assim, garantir uma maior demanda para alcançar seus próprios objetivos. A última reflete a possibilidade de existir uma relação causal entre receitas e despesas governamentais.

A primeira seção do segundo capítulo apresentou a evolução e a composição das despesas primárias do governo central. A análise tornou claro que uma fração elevada destes gastos não pode ser alterada diretamente conforme a vontade do gestor, isto é, devido à grande quantidade de regras e vinculações, a maior parte das despesas primárias possui dinâmica autônoma. Este fato induz duas conclusões: as análises das despesas públicas brasileiras devem considerar a possibilidade de as despesas autônomas e as despesas discricionárias terem dinâmicas diferentes; e o crescimento acelerado das despesas autônomas induz uma tendência a seguidas crises fiscais. A segunda seção do capítulo apresenta a estratégia de superação desta tendência baseada no Novo Regime Fiscal (NRF).

O capítulo seguinte apresentou a metodologia e os dados utilizados. Já o último capítulo analisou os resultados das estimações de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) aplicados ao arcabouço da cointegração (*ARDL Bounds-Testing Approach to Cointegration*). Foram estimados três modelos para explicar a dinâmica do gasto do governo central e cada um utilizou uma medida diferente para as despesas governamentais: despesas primárias líquidas, principais despesas com dinâmica autônoma e outras despesas de custeio e capital. Outros três modelos foram estimados para identificar qual é o tipo denexo existente entre receitas e despesas.

Os resultados indicaram: i) existência de uma relação positiva entre salário mínimo real e a dinâmica das despesas; ii) ausência de importância do imposto inflacionário no financiamento do governo no período recente; iii) presença de efeitos de ilusão fiscal relacionados à existência de tributação indireta; e iv) uma relação negativa entre endividamento e despesas primárias e outra positiva entre endividamento e receitas primárias, que são compatíveis com o modelo de determinação do endividamento público proposto por Barro (1974, 1979). Por outro lado, há indícios de validade da Lei de Wagner apenas

para as despesas com dinâmica autônoma, fato que pode ser explicado pelas vinculações orçamentárias existentes. Por fim, verificou-se uma separação institucional entre receitas primárias e despesas primárias, uma relação arrecadar-gastar, conforme definida por [Buchanan & Wagner \(1977\)](#), entre receitas primárias e despesas com dinâmica autônoma e uma relação arrecadar-gastar, como definida por [Friedman \(1978\)](#), entre receitas primárias e gastos de custeio e capital.

Referências Bibliográficas

- ABUAL-FOUL, B.; BAGHESTANI, H. The causal relation between government revenue and spending: Evidence from Egypt and Jordan. *Journal of Economics and Finance*, v. 28, n. 2, p. 260–269, 2004.
- AKITOBAY, 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.
- AL-QUDAIR, K. H. The relationship between government expenditure and revenues in the Kingdom of Saudi Arabia: Testing for cointegration and causality. *Journal of King Abdul Aziz University: Islamic Economics*, v. 19, n. 1, p. 31–43, 2005.
- ASLAN, M.; TAŞDEMİR, M. Is fiscal synchronization hypothesis relevant for Turkey? evidence from cointegration and causality tests with endogenous structural breaks. *Journal of Money, Investment and Banking*, v. 12, p. 14–25, 2009.
- BAGHESTANI, H.; MCNOWN, R. Revenues or expenditures respond to budgetary disequilibria? *Southern Economic Journal*, v. 61, n. 2, p. 311–322, 1994.
- 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.
- BARRO, R. J. Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, v. 82, n. 6, p. 1095–1117, 1974.
- BARRO, R. J. On the determination of the public debt. *Journal of Political Economy*, v. 87, n. 5, p. 940–971, 1979.
- 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.
- BAYRAKDAR, S.; DEMEZ, S.; YAPAR, M. Testing the validity of Wagner’s Law: 1998-2004, the case of Turkey. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, v. 195, p. 493–500, 2015.
- BERTUSSI, L. A. S.; TRICHES, D. Multicointegração e políticas fiscais: Uma avaliação de sustentabilidade fiscal para Argentina, Brasil, México, Peru, Uruguai e Venezuela. *Revista EconomiA*, v. 13, n. 2, p. 303–325, 2012.
- BIRD, R. M. Wagner’s Law of expanding state activity. *Public Finance*, v. 26, n. 1, p. 1–26, 1971.
- BROWN, R. L.; DURBIN, J.; EVANS, J. M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 37, n. 2, p. 149–192, 1975.
- 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.; WAGNER, R. E. *Democracy in deficit*: The political legacy of Lord Keynes. New York: Academic Press, 1977.
- CARNEIRO, F. G.; FARIA, J. R.; BARRY, B. S. Government revenues and expenditures in Guinea-Bissau: Causality and cointegration. *Journal of Economic Development*, v. 30, n. 1, p. 107–117, 2005.
- CHANG, T.; CHIANG, G. Revisiting the government revenue-expenditure nexus: evidence from 15 OECD countries based on the panel data approach. *Czech Journal of Economics and Finance*, v. 59, n. 2, p. 165–172, 2009.
- CHAUDHURI, K.; SENGUPTA, B. Revenue-expenditure nexus for southern states: Some policy oriented econometric observations. *Madras School of Economics*, n. W48, p. 1–27, 2009.
- CHENG, B. S. Causality between taxes and expenditures: Evidence from Latin American countries. *Journal of Economics and Finance*, v. 23, n. 2, p. 184–192, 1999.
- 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.
- COURAKIS, A. S.; MOURA-ROQUE, F.; TRIDIMAS, G. Public expenditure growth in Greece and Portugal: Wagner's Law and beyond. *Applied Economics*, v. 25, n. 1, p. 125–134, 1993.
- CYSNE, R. P. Contabilidade com juros reais, déficit público e imposto inflacionário. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 20, n. 1, p. 161–190, 1990.
- 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.
- DOLLERY, B. E.; WORTHINGTON, A. The impact of fiscal illusion on housing values: An Australian test of the debt illusion hypothesis. *Public Budgeting & Finance*, v. 15, n. 3, p. 63–73, 1995.
- DOLLERY, B. E.; WORTHINGTON, A. State expenditure and fiscal illusion in Australia: A test of the revenue complexity, revenue elasticity and flypaper hypotheses. *Economic Analysis & Policy*, v. 25, n. 2, p. 125–140, 1995.
- DOLLERY, B. E.; WORTHINGTON, A. The empirical analysis of fiscal illusion. *Journal of Economic Surveys*, v. 10, n. 3, p. 261–297, 1996.
- DOLLERY, B. E.; WORTHINGTON, A. Fiscal illusion at the local level: An empirical test using Australian municipal data. *The Economic Record*, v. 75, n. 1, p. 37–48, 1999.

- EITA, J. H.; MBAZIMA, D. The causal relationship between government revenue and expenditure in Namibia. *Journal of Economic and Financial Sciences*, v. 2, n. 2, p. 175–186, 2008.
- FRIEDMAN, M. The limitations of tax limitation. *Quadrant*, v. 22, n. 8, p. 22, 1978.
- GADELHA, S. R. Causalidade temporal entre receita e despesas governamentais. *Análise Econômica*, v. 29, n. 56, p. 109–130, 2011.
- GEMMELL, N.; MORRISSEY, O.; PINAR, A. Fiscal illusion and the demand for government expenditures in the UK. *European Journal of Political Economy*, v. 15, n. 4, p. 687–704, 1999.
- GOUNDER, N.; NARAYAN, P. K.; PRASAD, A. An empirical investigation of the relationship between government revenue and expenditure: The case of the Fiji Islands. *International Journal of Social Economics*, v. 34, n. 3, p. 147–158, 2007.
- HEYNDELS, B.; SMOLDERS, C. Tax complexity and fiscal illusion. *Public choice*, v. 85, n. 1-2, p. 127–141, 1995.
- JAÉN-GARCÍA, M. Empirical analysis of Wagner's Law for the Spain's regions. *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, v. 1, n. 1, p. 1–17, 2011.
- 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.
- MATTOS, E.; ROCHA, F. Correção monetária e o equilíbrio do orçamento. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 31, n. 2, p. 269–288, 2001.
- 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.
- MELLO, L. Estimating a fiscal reaction function: The case of debt sustainability in Brazil. *Applied Economics*, v. 40, n. 3, p. 271–284, 2008.
- MELTZER, A. H.; RICHARD, S. F. A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy*, v. 89, n. 5, p. 914–927, 1981.
- MENDES, M. Capture of fiscal transfers: A study of Brazilian local governments. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 3, p. 427–444, 2005.
- MILL, J. S. *Princípios de Economia Política: Com algumas aplicações à filosofia social*. Tradução de Luiz João Baraúna. São Paulo: Nova Cultura, 1996. (Os Economistas).

- MUSGRAVE, R. Principles of budget determination. In: CAMERON, H.; HENDERSON, W. (Ed.). *Public Finance: Selected Readings*. New York: Random House, 1966.
- NARAYAN, P. K. The government revenue and government expenditure nexus: Empirical evidence from nine Asian countries. *Journal of Asian Economics*, v. 15, n. 6, p. 1203–1216, 2005.
- NARAYAN, P. K.; NARAYAN, S. Government revenue and government expenditure nexus: Evidence from developing countries. *Applied Economics*, v. 38, n. 3, p. 285–291, 2006.
- NARAYAN, P. K.; NIELSEN, I.; SMYTH, R. Panel data, cointegration, causality and Wagner's Law: Empirical evidence from Chinese provinces. *China Economic Review*, v. 19, n. 2, p. 297–307, 2008.
- NARAYAN, S.; RATH, B. N.; NARAYAN, P. K. Evidence of Wagner's Law from Indian states. *Economic Modelling*, v. 29, n. 5, p. 1548–1557, 2012.
- NYAMONGO, E.; SCHOEMAN, N.; SICHEI, M. Government revenue and expenditure nexus in South Africa. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, v. 10, n. 2, p. 256–269, 2013.
- 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.
- OWOYE, O.; ONAFOWORA, O. A. The relationship between tax revenues and government expenditures in European Union and Non-European Union OECD countries. *Public Finance Review*, v. 39, n. 3, p. 429–461, 2011.
- PALEOLOGOU, S.-M. Asymmetries in the revenue-expenditure nexus: A tale of three countries. *Economic Modelling*, v. 30, p. 52–60, 2013.
- PAYNE, J. E. A survey of the international empirical evidence on the tax-spend debate. *Public Finance Review*, v. 31, n. 3, p. 302–324, 2003.
- PEACOCK, A. T.; WISEMAN, J. *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*. Princeton: Princeton University Press, 1961.
- PEACOCK, A. T.; WISEMAN, J. Approaches to the analysis of government expenditure growth. *Public Finance Review*, v. 7, n. 1, p. 3–23, 1979.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In: STRØM, S. (Ed.). *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, v. 16, n. 3, p. 289–326, 2001.
- PUVIANI, A. *La Teoria della Illusione Finanziaria*. Milan: Remo Sandon, 1903.
- RICARDO, D. *Princípios de Política Econômica e Taxação*. Tradução de Paulo Henrique Ribeiro Sandroni. São Paulo: Nova Cultura, 1996. (Os Economistas).

- 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.
- SAUNORIS, J. W.; PAYNE, J. E. Tax more or spend less? Asymmetries in the UK revenue-expenditure nexus. *Journal of Policy Modeling*, v. 32, n. 4, p. 478–487, 2010.
- SAUSGRUBER, R.; TYRAN, J. Testing the Mill hypothesis of fiscal illusion. *Public Choice*, v. 122, n. 1, p. 39–68, 2005.
- 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.
- SILVA, C. G.; MACHADO, S. J.; LOPES, D. T.; REBELO, A. M. Receitas e gastos governamentais: Uma análise de causalidade para o caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 14, n. 4, p. 265–275, 2010.
- SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. *Macroeconomia*. 2. ed. São Paulo: Atlas, 1995.
- TANZI, V. *Government Versus Markets: The changing economic role of the state*. Cambridge: Cambridge University Press, 2011.
- TASSEVEN, O. The Wagner's Law: Time series evidence for Turkey, 1960–2006. *Dogus University Journal*, v. 12, n. 1, p. 304–316, 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.
- TURNBULL, G. K. The overspending and flypaper effects of fiscal illusion: Theory and empirical evidence. *Journal of Urban Economics*, v. 44, n. 1, p. 1–26, 1998.
- 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.
- WAHID, A. N. M. An empirical investigation on the nexus between tax revenue and government spending: The case of Turkey. *International Research Journal of Finance and Economics*, v. 16, p. 46–51, 1976.
- 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.
- WOLDE-RUFAEL, Y. The revenue-expenditure nexus: The experience of 13 African countries. *African Development Review*, v. 20, n. 2, p. 273–283, 2008.
- YOUNG, A. T. Tax-spend or fiscal illusion? *Cato Journal*, v. 29, n. 3, p. 469–485, 2009.

APÊNDICE A – Literatura

Internacional acerca do Nexo Causal entre Receitas e Despesas

Tabela A.1 – Estudos Empíricos sobre a Causalidade entre Receitas e Despesas

Autor(es)	Local e Período	Metodologia	Conclusões
AbuAI-Foul e Baghestani (2004)	Egito (1977-1998), Jordânia (1975-2001)	VAR e ECM	GR \rightarrow GE: Egito GR \leftrightarrow GE: Jordânia
Al-Qudair (2005)	Arábia Saudita (1964-2001)	Teste de Cointegração de Engle-Granger e de Johansen e ECM	GR \leftrightarrow GE
Carneiro et al. (2005)	Guiné-Bissau (1981-2002)	Teste de Causalidade de Granger e ECM	GE \rightarrow GR
Narayan (2005)	9 países asiáticos	ARDL bounds testing e VEC	GR \rightarrow GE: Indonésia (1969-1999), Singapura (1963-1995), Sri Lanka (1960-2000) no curto prazo e Nepal (1960-1996) no curto e no longo prazo GE \rightarrow GR: Indonésia e Sri Lanka GR – GE: Índia (1960-2000), Malásia (1960-1996), Paquistão (1960-2000), Filipinas (1960-2000), Tailândia (1960-2000), Singapura (1963-1995)
Narayan e Narayan (2006)	12 países em desenvolvimento	Teste de Causalidade de Toda-Yamamoto	GR \rightarrow GE: Chile (1973-1996), El Salvador (1954-1996), Ilhas Maurício (1966-2000), Paraguai (1958-1993) e Venezuela (1950-1996) GR \leftrightarrow GE: Haiti (1967-1997) GR – GE: Equador (1950-1996), Guatemala (1958-1996), Guiana (1961-1996), Peru (1970-2000), África do Sul (1960-2000) e Uruguai (1969-1996)
Nyamongo et al. (2013)	África do Sul (out.1994-jun.2004)	Seasonal Unit Roots, Teste de Cointegração de Johansen e VEC	GR \leftrightarrow GE no longo prazo GR – GE no curto prazo
Gounder et al. (2007)	Ilhas Fiji (1968-2003)	Teste de Cointegração de Johansen e Teste de Causalidade de Granger	GR \leftrightarrow GE
Eita e Mbazima (2008)	Namíbia (1977-2007)	VAR e Teste de Causalidade de Granger	GR \rightarrow GE
Wahid (1976)	Turquia (1975-2003)	Teste de Causalidade de Granger	GE \rightarrow GR
Wolde-Rufael (2008)	13 países africanos	Teste de Causalidade de Toda-Yamamoto	GR \rightarrow GE: Etiópia (1964-2003), Gana (1965-1998), Quênia (1970-2004), Nigéria (1969-2003), Mali (1976-2003) e Zâmbia (1964-1999) GE \rightarrow GR: Burkina Faso (1973-2003) GR \leftrightarrow GE: Ilhas Maurício (1966-2003), Suazilândia (1971-2003) e Zimbábue (1976-1997) GR – GE: Botsuana (1971-2003), Burundi (1967-2003) e Ruanda (1968-2002)

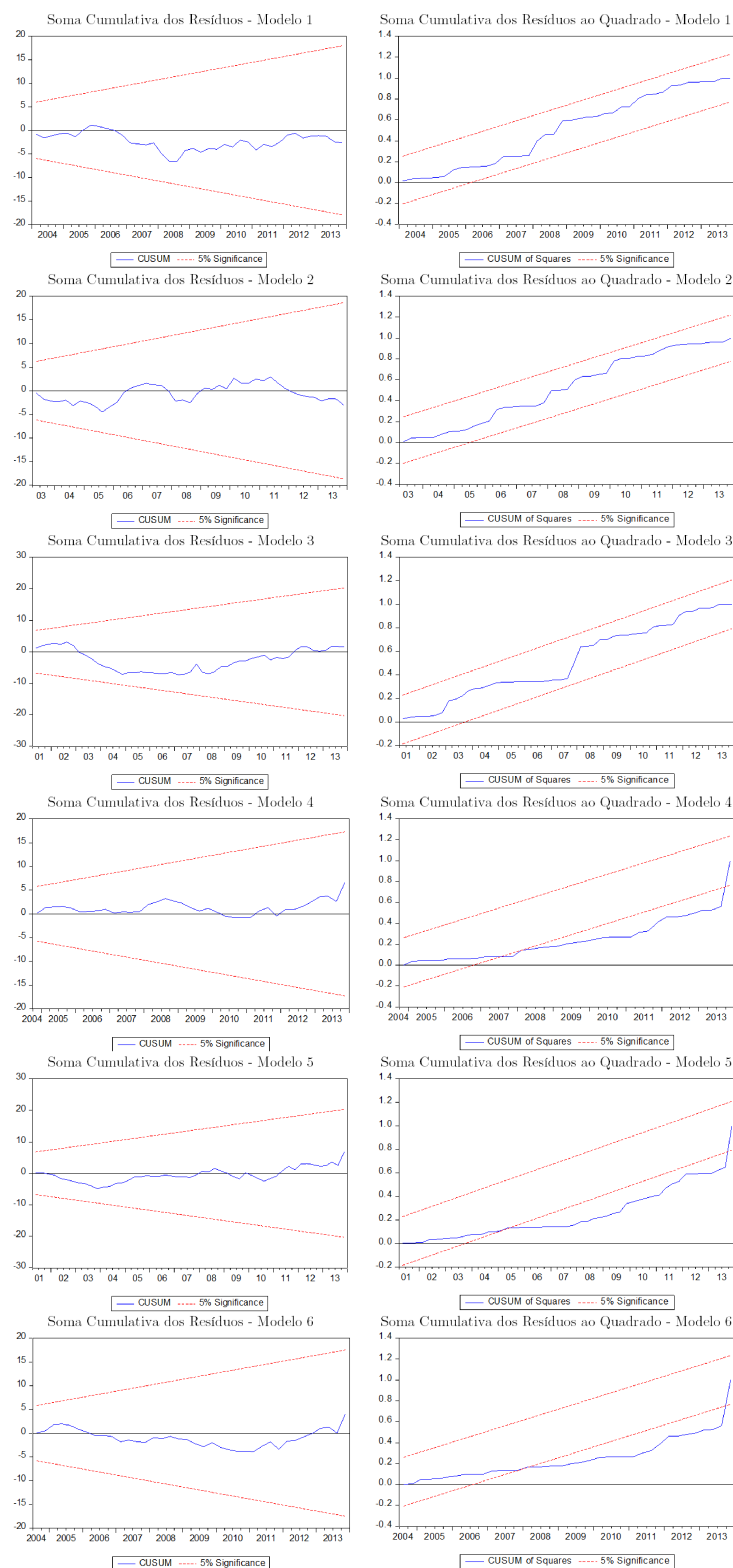
(continuação)

Autor(es)	Local e Período	Metodologia	Conclusões
Young (2009)	Estados Unidos (1959.3T - 2007.4T)	ECM, TAR e MTAR	GR \rightarrow GE
Chaudhuri e Sengupta (2009)	4 estados do sul da Índia (1980-2005)	ECM e Teste de Causalidade de Granger	GR \rightarrow GE: Karnataka GR \leftrightarrow GE: Adhra Pradesh e Kerala GR – GE: Tamil Nadu
Aslan e Tasdemir (2009)	Turquia (1950-2007)	Testes de Cointegração de Engle-Granger e de Gregory-Hansen e Teste de Causalidade de Granger	GR \leftrightarrow GE
Chang e Chiang (2009)	15 países da OCDE (1992-2006)	Panel Cointegration e Teste de Causalidade de Granger	GR \leftrightarrow GE
Saunoris e Payne (2010)	Reino Unido (1955-2009)	Testes de Cointegração de Engle-Granger, TAR e MTAR	GE \rightarrow GR: Grécia
Owoye e Onafowora (2011)	22 países da OCDE (1970-2006)	ARDL bounds testing approach e Teste de Causalidade de Toda-Yamamoto	ARDL: GR \rightarrow GE: França, Alemanha, Hungria, Irlanda, Espanha, Reino Unido, Austrália e Nova Zelândia GE \rightarrow GR: Islândia e Polónia GR – GE: Itália, Luxemburgo, Portugal, Suécia, Canadá, Japão, Coreia do Sul, México, Noruega, Suíça, Turquia e Estados Unidos Toda-Yamamoto: GR \rightarrow GE: França, Alemanha, Irlanda, Itália, Espanha, Reino Unido, Austrália, Canadá e Nova Zelândia GE \rightarrow GR: Polónia, Portugal, Islândia, Japão, México e Turquia GR \leftrightarrow GE: Hungria, Coreia do Sul, Noruega e Estados Unidos GR – GE: Luxemburgo, Suécia e Suíça
Paleologou (2013)	Alemanha, Grécia e Suécia (1965-2009)	Teste de Causalidade de Gregory-Hansen, TAR, MTAR e ECM	GE \rightarrow GR: Grécia GR \leftrightarrow GE: Alemanha e Suécia

Notas: GE \rightarrow GR: causalidade das despesas para as receitas do governo (hipótese *spend-tax*);
 GR \rightarrow GE: causalidade das receitas para as despesas do governo (hipótese *tax-spend*);
 GR \leftrightarrow GE: causalidade bidirecional entre receitas e despesas do governo (hipótese de sincronização fiscal);
 GR – GE: ausência de causalidade entre receitas e despesas do governo (neutralidade fiscal);
 Abreviações: ARDL=Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas, ECM=Modelo de Correção de Erros,
 MTAR=Modelo de Momentum Autorregressivo Threshold, TAR=Modelo Autorregressivo Threshold,
 VAR=Modelo de Vetores Autorregressivos, e VEC=Modelo de Vetor de Correção de Erros.

APÊNDICE B – Estabilidade dos Parâmetros

Figura B.1 – Modelos ARDL: Testes de Estabilidade dos Parâmetros



APÊNDICE C – Coeficientes de Curto Prazo

Tabela C.1 – Modelos ARDL: Coeficientes de Curto Prazo

Modelo 1 Var. Dep.: G	Modelo 2 Var. Dep.: PDDA	Modelo 3 Var. Dep.: ODCC	Modelo 4 Var. Dep.: R	Modelo 5 Var. Dep.: R	Modelo 6 Var. Dep.: R
ΔR_t -0,031 [0,4953]	$\Delta PDDA_{t-1}$ -0,149 [0,1214]	ΔR_t 0,070** [0,0459]	ΔG_t -0,118 [0,4595]	$\Delta PDDA_t$ -0,573** [0,0451]	$\Delta ODCC_t$ -0,113 [0,6527]
ΔY_t 0,040 [0,2163]	ΔR_t -0,077** [0,0262]	ΔY_t 0,009 [0,6851]	ΔY_t 0,231*** [0,0000]	ΔY_t 0,222*** [0,0003]	ΔY_t 0,245*** [0,0000]
ΔY_{t-1} -0,089** [0,0129]	ΔR_{t-1} 0,160*** [0,0003]	ΔW_t 0,028 [0,2541]	ΔY_{t-1} -0,173*** [0,0017]	ΔY_{t-1} -0,196*** [0,0039]	ΔY_{t-1} -0,190*** [0,0009]
ΔW_t 0,073* [0,0846]	ΔY_t 0,058*** [0,0033]	ΔW_{t-1} -0,032 [0,2287]	ΔY_{t-2} 0,035 [0,5176]	ΔY_{t-2} 0,093 [0,1673]	ΔY_{t-2} 0,011 [0,8302]
ΔW_{t-1} -0,076* [0,0638]	ΔY_{t-1} -0,133*** [0,0000]	ΔW_{t-3} 0,006 [0,8322]	ΔY_{t-3} -0,070 [0,1987]	ΔY_{t-3} -0,174*** [0,0033]	ΔY_{t-3} -0,073 [0,2010]
ΔW_{t-2} -0,063 [0,1225]	ΔW_t 0,052** [0,0335]	ΔW_{t-3} -0,072*** [0,0085]	ΔY_{t-4} -0,265*** [0,0001]	ΔW_t 0,050 [0,4900]	ΔY_{t-4} -0,249*** [0,0003]
ΔW_{t-3} -0,150*** [0,0003]	ΔDIV_t 0,008 [0,1311]	ΔDIV_t -0,007 [0,3101]	ΔW_t 0,020 [0,7341]	ΔDIV_t 0,045*** [0,0088]	ΔW_t 0,031 [0,5715]
ΔDIV_t 0,004 [0,6586]	ΔDIV_{t-1} 0,008 [0,2025]	ΔIR_t -0,128 [0,7063]	ΔW_{t-1} 0,140** [0,0214]	ΔIR_t -2,028** [0,0169]	ΔW_{t-1} 0,140** [0,0239]
ΔDIV_{t-1} 0,038*** [0,0002]	ΔDIV_{t-2} 0,013** [0,0243]	ΔII_t 0,712 [0,1340]	ΔDIV_t 0,002 [0,8743]	ΔII_t -0,678 [0,5855]	ΔDIV_t 0,002 [0,8872]
ΔDIV_{t-2} 0,024** [0,0127]	ΔIR_t -0,707** [0,0126]		ΔDIV_{t-1} 0,025* [0,0759]		ΔDIV_{t-1} 0,028* [0,0570]
ΔIR_t -1,173** [0,0349]	ΔII_t -0,845** [0,0483]		ΔDIV_{t-2} 0,025* [0,0724]		ΔDIV_{t-2} 0,030** [0,0375]
ΔIR_{t-1} 0,773 [0,1787]	ΔII_{t-1} -0,291 [0,5398]		ΔDIV_{t-3} 0,026* [0,0554]		ΔDIV_{t-3} 0,030** [0,0301]
ΔIR_{t-2} 1,604*** [0,0047]	ΔII_{t-2} -0,439 [0,3388]		ΔIR_t 0,835 [0,3418]		ΔIR_t 0,554 [0,5322]
ΔIR_{t-3} 1,119** [0,0230]	ΔII_{t-3} 0,847** [0,0392]		ΔIR_{t-1} 3,251*** [0,0010]		ΔIR_{t-1} 3,400*** [0,0008]
ΔII_t -0,723 [0,3012]	Constante -56,858*** [0,0000]		ΔIR_{t-2} 3,692*** [0,0002]		ΔIR_{t-2} 3,766*** [0,0002]
ΔII_{t-1} -1,941** [0,0124]			ΔIR_{t-3} 4,304*** [0,0000]		ΔIR_{t-3} 4,605*** [0,0000]
Constante -5,674*** [0,0001]			ΔIR_{t-4} 3,922*** [0,0000]		ΔIR_{t-4} 4,068*** [0,0000]
			ΔII_t -0,208 [0,8425]		ΔII_t -0,138 [0,8973]
ECM(-1) -0,860*** [0,0000]	ECM(-1) -0,738*** [0,0000]	ECM(-1) -0,551*** [0,0000]	ECM(-1) -1,851*** [0,0000]	ECM(-1) -1,277*** [0,0000]	ECM(-1) -1,857*** [0,0000]

Notas: Os p-valores dos testes de significância estatística são apresentados entre colchetes;

*, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.